

TESIS DOCTORAL

**TEORÍA Y APLICACIONES DE
CORRECCIÓN DE SESGOS PARA
MÉTODOS DE VALORACIÓN AMBIENTAL**

Autor: Guillermo Gándara Fierro

Director: Dr. Pere Riera i Micalò

Departamento de Economía Aplicada
Bellaterra, Barcelona
Diciembre de 2001



**Universitat
Autònoma
de Barcelona**

ÍNDICE GENERAL

CAPÍTULO 1. INTRODUCCIÓN GENERAL		1
CAPÍTULO 2. SESGO DEL PRECIO DE SALIDA		7
2.1	Introducción	7
2.2	Mecanismos secuenciales propuestos	9
2.3	Simulación	15
	<i>2.3.1 Procedimiento de la simulación</i>	16
	<i>2.3.2 Contraste de hipótesis</i>	19
	<i>2.3.3 Resultados de la simulación</i>	20
	<i>2.3.4 Conclusiones de la simulación</i>	24
2.4	Valoración de externalidades asociadas a la gestión de residuos sólidos urbanos	25
	<i>2.4.1 Externalidades</i>	26
	<i>2.4.2 Diseño de cuestionarios</i>	27
	<i>2.4.3 Encuesta</i>	28
2.5	Resultados de la aplicación empírica	29
	<i>2.5.1 Corrección ex-post</i>	29
	<i>2.5.2 Corrección ex-ante</i>	31

	<i>2.5.2.1 Mecanismos tradicionales</i>	31
	<i>2.5.2.2 Mecanismos propuestos</i> ..	33
	<i>2.5.3 Comparación entre formatos</i>	37
	<i>2.5.3.1 Disposición a pagar</i>	37
	<i>2.5.3.2 Variabilidad en las respuestas</i>	38
	<i>2.5.3.3 Proporción de respuestas de protesta y “no sabe”</i>	40
2.6	Conclusiones	43
CAPÍTULO 3. SESGO ESTRATÉGICO		49
3.1	Introducción	49
3.2	Formatos manipulables y no manipulables	52
	<i>3.2.1 Regla de la media</i>	54
	<i>3.2.2 Regla de la mediana</i>	55
3.3	Diseño del experimento	58
	<i>3.3.1 Instrucciones para el formato no manipulable</i>	59
	<i>3.3.2 Instrucciones para el formato manipulable</i>	60
	<i>3.3.3 Instrucciones generales</i>	61
	<i>3.3.4 Contraste de hipótesis</i>	62
3.4	Resultados del experimento	64

	<i>3.4.1 Comportamiento estratégico</i>	65
	<i>3.4.2 Otros indicadores del comportamiento estratégico</i>	67
3.5	Efecto del aprendizaje en experimentos repetidos	70
3.6	Conclusiones	72
CAPÍTULO 4. SESGO DE ESTIMACIÓN		77
4.1	Introducción	77
4.2	Estimación no paramétrica y paramétrica	80
4.3	Diseño de la simulación	82
	<i>4.3.1 Disposición a pagar real</i>	82
	<i>4.3.2 Submuestras</i>	84
	<i>4.3.3 Diseño de los precios</i>	84
	<i>4.3.4 Respuestas afirmativas</i>	86
	<i>4.3.5 Contraste de hipótesis</i>	87
4.4	Resultados	88
	<i>4.4.1 Estimación no paramétrica y paramétrica</i>	92
	<i>4.4.2 Cantidad óptima de precios en la estimación no paramétrica</i>	94
4.5	Conclusiones	97

CAPÍTULO 5. CONCLUSIONES GENERALES		101
REFERENCIAS		105
ANEXOS		114
Anexo 1	Programa en GAUSS de la simulación para diseños secuenciales	115
Anexo 2	Cuestionarios para la valoración contingente	121
	2a. Incineración	122
	2b. Vertido	126
	2c. PMGRM	130
Anexo 3	Gráficos de los diseños secuenciales	135
	3a. Incineración	136
	3b. Vertido	137
	3c. PMGRM	138
Anexo 4	Instrucciones del experimento de laboratorio No. 3	139
	4a. Instrucciones	140
	4b. Tarjeta de compra	166
	4c. Tarjeta de ganancias	166
Anexo 5	Programa en GAUSS de la simulación para la estimación no paramétrica y paramétrica	167
Anexo 6	Resultados de la simulación para la estimación no paramétrica y paramétrica	175

ÍNDICE DE TABLAS

2.1 Distribución del ingreso	16
2.2 Distribución de la disposición a pagar real	17
2.3 Resultados de las correcciones <i>ex-ante</i> y <i>ex-post</i>	21
2.4 Comparación entre cada corrección y la corrección <i>ex-ante</i> del diseño de precios aleatorio	23
2.5 Diseños secuenciales propuestos	29
2.6 Corrección <i>ex-post</i>	30
2.7 DAP media en pesetas para cada formato	33
2.8 Corrección <i>ex-ante</i>	35
2.9 Coeficientes de variabilidad (σ/μ) por formato	39
2.10 Cantidad de respuestas de protesta y "no sabe" por formato	42
3.1 Experimentos realizados	59
3.2 Resultados del comportamiento estratégico	65
3.3 Otros indicadores del comportamiento estratégico	68
3.4 Experimentos repetidos	70
3.5 Mediana con información en experimentos repetidos	72
3.6 Media con información en experimentos repetidos	74
4.1 Distribuciones de la disposición a pagar real	83
4.2 Cantidad de precios mínima y máxima requerida para conducir al no rechazo del contraste de igualdad de medias	92
4.3 Cantidad de precios de oferta en la estimación no paramétrica que conduce al menor sesgo	95

ÍNDICE DE GRÁFICOS

2.1 DAP en función de PS	11
4.1 Diseño de determinación de precios por percentiles	89
4.2 Diseño sistemático de determinación de precios	90
4.3 Diseño aleatorio de determinación de precios	91

CAPÍTULO 1. INTRODUCCIÓN GENERAL

El método de valoración de externalidades ambientales o bienes públicos más utilizado en economía es el de valoración contingente (para una descripción del mismo, véase por ejemplo Mitchell y Carson, 1989), y seguramente uno de los aspectos del método que más atención ha tenido desde el inicio de su práctica en los años sesenta ha sido el del formato de la pregunta de valoración. Los resultados de la valoración pueden estar sujetos a diferentes sesgos (véase por ejemplo Riera, 1994) dependiendo entre otros factores del formato que se utilice en la pregunta de valoración.

Por una parte, la tesis se centra en la detección y corrección de algunos de los sesgos implicados en los ejercicios de valoración contingente. Concretamente se estudian el sesgo del precio de salida en aplicaciones del formato mixto de la pregunta de valoración, y el sesgo estratégico en aplicaciones del formato abierto. Por otra parte, se estudia el sesgo de estimación, donde se analizan las diferencias entre estimar los resultados de la aplicación del formato dicotómico mediante una aproximación no paramétrica o una aproximación paramétrica.

En los primeros ejercicios de valoración se utilizó mayoritariamente un formato de *subasta*. En este formato una vez descrita la propuesta de proveer el bien a valorar, se pregunta a la persona entrevistada si pagaría

una determinada cantidad de dinero para obtener el bien. Si la respuesta es afirmativa, a continuación se le pregunta por una cantidad algo más alta (más baja, si responde que no), y así sucesivamente hasta llegar a un cambio de sí a no (o de no a sí). Con esta elevada cantidad de preguntas las personas entrevistadas tienden a cansarse, dejando la entrevista sin terminar o dando un valor inferior (superior) al que realmente piensan. Debido a este problema, el sistema de subasta se suele limitar a un número máximo de iteraciones, generalmente dos o tres, y terminar con una pregunta abierta. Por ejemplo, se pregunta a la persona entrevistada si pagaría el precio p por la provisión de un determinado bien público. Si la respuesta es afirmativa, entonces se pregunta por $p+a$. Si la respuesta vuelve a ser afirmativa, se pregunta por $p+a+b$. Con independencia de si la respuesta es afirmativa o negativa, la siguiente pregunta es de tipo abierto: "¿cuánto pagaría como máximo?". Cuando el formato de pregunta lleva implícita una pista de ayuda (el precio inicial p), surge el inconveniente de que la respuesta final abierta se suele ver influida de alguna forma por ese precio de salida. La ventaja fundamental del sistema de subasta es que ayuda a la persona entrevistada en su razonamiento económico (Mitchell y Carson, 1989: 97). Esto es, le hace razonar si uno u otro precio es demasiado alto o bajo y, por tanto, va configurando su opinión sobre su máxima disposición a pagar.

Otro formato, a veces utilizado, y dominante en las aplicaciones en España, es el formato mixto, que consiste en formular dos preguntas

seguidas: la primera cerrada y la segunda abierta. Es decir, se da una "pista" inicial a la que se responde con una aceptación o rechazo del precio sugerido, y a continuación se pregunta por la máxima disposición a pagar. Esta medida comparte algunos inconvenientes con el formato de subasta (del que constituye un caso particular,) puesto que el precio que se da como referencia puede influir en las respuestas, y comparte también algunas ventajas del formato dicotómico sobre el formato abierto.

Con relación al sesgo del precio de salida, el Capítulo 2 se presenta como un desarrollo teórico y empírico del diseño de mecanismos para determinar los precios de salida que corrijan de manera *ex-ante* este sesgo. Se contrastan algunas diferencias entre distintos formatos de la pregunta de valoración (abierto y mixto) y se comparan los mecanismos propuestos con los diseños tradicionalmente utilizados para definir los precios. Para contrastar la robustez de los mecanismos de corrección propuestos en la parte teórica, se desarrolla un experimento de simulación de Monte Carlo y se realiza un ejercicio de valoración contingente aplicado a la valoración de externalidades asociadas a la gestión de residuos sólidos urbanos.

La práctica de la valoración contingente en los años ochenta estuvo dominada por el formato abierto. En este formato se pregunta directamente a la persona entrevistada "¿cuánto pagaría como máximo?", sin ninguna pista previa. Este procedimiento tiene la ventaja de estar libre

del sesgo del precio de salida pero, y por otra parte, la desventaja de dejar a la persona entrevistada con mayor dificultad al momento de determinar su máxima disposición a pagar. Habitualmente, los consumidores no se enfrentan a este tipo de situaciones en el mercado real, sino que observan un precio del bien y deciden si adquirirlo o no. En este y los otros formatos, existe la preocupación de si las personas entrevistadas declaran la verdad al responder a la pregunta de valoración. Samuelson (1954) sugiere que si las personas tuviesen que pagar por el bien que se ofrece, tratarían de mostrar un menor interés por este bien. Este comportamiento estratégico puede conducir a resultados sesgados en la valoración contingente.

Respecto al sesgo estratégico, el Capítulo 3 se centra en el estudio de los incentivos que llevan a los individuos a revelar o no su verdadera disposición a pagar (comportamiento estratégico). Se plantea que existen formatos de la pregunta de valoración que no son manipulables y por tanto están libres del sesgo estratégico. Una vez definido el planteamiento teórico, a través de un experimento de laboratorio se demuestra por una parte que el formato abierto de la pregunta de valoración con una regla de decisión basada en la mediana no es manipulable, y por otra, que el formato abierto con una regla de decisión basada en la media es manipulable.

A finales de los años ochenta, con los desarrollos teóricos y econométricos en éste y otros campos, se empieza a popularizar el

formato dicotómico o de referéndum (Bishop y Heberlein, 1979; Hanemann, 1984), convirtiéndose en el dominante durante los años noventa. Este formato consiste en preguntar sólo una vez a la persona entrevistada si pagaría cierta cantidad de dinero p por la provisión del bien en cuestión. Esta cantidad p varía entre submuestras de forma que exista suficiente variedad para estimar económicamente una función (habitualmente *logit* o *probit*) a partir de la cual se calcula la media o la mediana de la máxima disposición a pagar. Este formato tiene como ventajas su simplicidad y que la persona entrevistada se enfrenta a una propuesta de compra con la que está familiarizada: aceptar o no el bien pagando tal cantidad de dinero. Además, suele considerarse que con el formato dicotómico se obtienen menos respuestas del tipo "protesta" y "no sabe", y valores menos dispersos que con el formato abierto (Mitchell y Carson, 1989).

A mediados de los años noventa surgen con más intensidad posiciones críticas hacia el formato dicotómico, y en favor del abierto. McFadden (1994) y Green *et al.* (1998) por ejemplo, argumentan que desde el punto de vista estadístico es preferible el formato abierto que estimar el valor bajo las restricciones econométricas habituales del formato cerrado. Elegir la estimación paramétrica implica realizar supuestos sobre la distribución de la variable de disposición de pago y en caso de que los supuestos no sean acertados, los estimadores pueden presentar un sesgo notable. Una alternativa para afrontar este problema es calcular la

disposición a pagar a través de la estimación no paramétrica (Kriström, 1990; 1997).

En Capítulo 4, a través de un ejercicio de simulación de Monte Carlo se comparan las estimaciones paramétrica y no paramétricamente de la disposición a pagar con una disposición de pago real. Se definen tres formas funcionales para la disposición a pagar real: normal, Weibull y lognormal, y se prueban diversos diseños para definir los precios de oferta. En este sentido la tesis realiza aportaciones sobre el tamaño muestral y el diseño de los precios de salida en el marco de la estimación no paramétrica.

CAPÍTULO 2. SESGO DEL PRECIO DE SALIDA

2.1 Introducción

El sesgo del precio de salida en el método de valoración contingente se presenta cuando la persona entrevistada se ve influida por la cantidad que se le indica, al utilizar los formatos mixto (pregunta cerrada seguida de una pregunta abierta) y de subasta de la pregunta de valoración. La influencia de este precio en el formato mixto puede ocasionar que la persona declare en la respuesta abierta una cantidad distinta de su verdadera disposición al pago, generalmente intermedia entre ésta y el precio de salida, o el mismo precio de salida (Slovic y Lichtenstein, 1971; Herriges y Shogren, 1996).

Algunos autores (por ejemplo Kahneman *et al.*, 1982) sugieren variaciones para reducir el sesgo del precio de salida en el formato mixto. Una de ellas consiste en fijar como precio la disposición a pagar observada en una encuesta piloto con formato abierto, respondiendo a la intuición de que, en promedio, la influencia tenderá a ser menor al utilizar este precio, que con un precio inicial más alejado de este valor. Otra variación consiste en utilizar más de un precio de salida alrededor de la media esperada. Nótese que el diseño de determinación de estos precios de salida es muy distinto al del formato dicotómico, dado que sirven objetivos diferentes. La corrección se puede hacer con dos precios de

salida, uno para cada mitad de la muestra. El resultado final es simplemente la media de la máxima disposición a pagar declarada en el formato abierto en ambas submuestras conjuntamente. Sin embargo, no es nada evidente que diversificando de esta forma los precios de salida, el promedio conjunto de la disposición a pagar para toda la muestra presente un sesgo menor que si se hubiese utilizado un sólo precio.

Otra forma de proceder es con correcciones *ex-post*. Desde las primeras aportaciones (Thayer, 1981; Carson *et al.*, 1985; Boyle *et al.*, 1985), la idea es que, si puede estimarse la influencia del precio de salida sobre la respuesta final (máxima disposición a pagar), entonces debería aplicarse el factor de corrección correspondiente al realizar los cálculos para estimar dicha disposición a pagar. Sin embargo, esta práctica ha sido escasamente seguida y la utilidad de la corrección *ex-post* ha sido más obvia en el plano teórico que en el aplicado.

Por tanto, parece interesante encontrar un diseño que combine las ventajas de los formatos dicotómico y abierto, solucionando, por lo menos en parte, sus principales problemas y manteniendo, al mismo tiempo, sus ventajas. Aproximarse a este diseño de precios es el objetivo de este capítulo de la tesis, donde se plantean distintas propuestas de diseño de precios *ex-ante* y se comprueba su comportamiento, primero mediante un ejercicio de simulación y, posteriormente, con un ejercicio de valoración contingente. Los diseños propuestos se apoyan en la idea de que los

precios de salida se "auto-ajusten" a lo largo de la muestra para disminuir el sesgo del precio de salida (para una aplicación de modelos de diseño óptimo al método de valoración contingente, véase Kanninen, 1993). En este sentido, la novedad que aquí se introduce supone un cambio de énfasis respecto al tratamiento habitual del sesgo del precio de salida en el formato mixto (y por extensión al de subasta) de la pregunta de valoración contingente.

Este capítulo se estructura de la siguiente forma. La sección 2 se dedica a la formulación teórica de los diseños propuestos. En la sección 3 se presenta el ejercicio de simulación desarrollado para una primera comprobación del comportamiento de los diseños propuestos. En la sección 4 se describe el ejercicio de valoración contingente aplicado a la valoración de externalidades asociadas a la gestión de residuos sólidos urbanos, en el que se prueban los mecanismos de determinación de precios propuestos. La sección 5 contiene los resultados de este ejercicio de valoración y los resultados de la comparación entre el formato mixto (tradicional y secuencial) y el formato abierto. Finalmente, en la sección 6 se presentan las conclusiones del capítulo.

2.2 Mecanismos secuenciales propuestos

En esta sección se propone un diseño alternativo de precios para corregir de manera *ex-ante* el sesgo del precio de salida. Para explicar estos

diseños se parte de la relación entre la disposición a pagar (DAP) y el precio de salida (PS), que puede completarse con la introducción de otras características personales y socio-económicas del individuo o de otras variables relevantes (G). Se tiene entonces que:

$$DAP = f(PS, G)$$

Para una mayor simplificación se omiten las variables incluidas en G y se introduce el supuesto habitual (que posteriormente puede relajarse) de linealidad de la función:

$$DAP = \alpha + \beta PS + \epsilon \quad [2.1]$$

Como demuestra Farmer (1999), al graficar la función estimada de la disposición a pagar [2.1], se dará un punto de corte entre esta línea estimada y la línea de 45° como se observa en el gráfico 2.1. De ser la función estimada un buen reflejo de la realidad y suponiendo que el ejercicio esté libre de otros sesgos, puede esperarse que este punto (PS^* , DAP^*) corresponda al valor del precio de salida que, en promedio, minimiza la diferencia entre éste y la disposición a pagar real de cada individuo (DAP^*). Es decir, en promedio la disposición de pago real no debería ser muy diferente de este precio de salida (PS^*). La aproximación alternativa que se propone aquí consiste en utilizar un mecanismo de

selección de valores de PS que secuencialmente se vayan aproximando en promedio a PS^* , o sea, una corrección *ex-ante* del sesgo.

PS^* corresponde al valor que se pretende estimar con lo que aquí se ha llamado "corrección *ex-post*", y coincide con la fórmula sugerida por Carson *et al.* (1985: 5-6) para tal corrección, aunque justificada de forma distinta. También Farmer (1999: 9) propone esta corrección, que identifica como bayesiana.

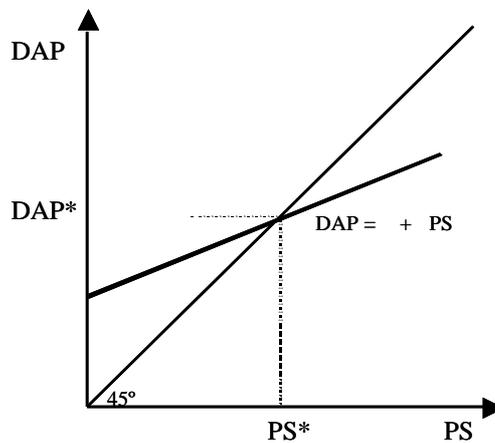


Gráfico 2.1. DAP en función de PS

En el planteamiento de los mecanismos propuestos se define el precio de salida como una función (h) de las respuestas que sobre la disposición a pagar van declarando los individuos (i) al ser entrevistados:

$$PS_i = h(DAP_{i-n}, \dots) \quad [2.2]$$

$$i = 1, \dots, n, \dots, N$$

donde N representa la muestra de individuos que se entrevistan, y α_i y β_i son unos factores de corrección. Esta función debería ser tal que a medida que la muestra de personas entrevistadas fuese aumentando, en promedio las diferencias entre PS y DAP tendieran asintóticamente a cero.

El proceso de ajuste que se refleja en [2.2] puede expresarse de muy distintas maneras. Una forma lineal y aditiva sería:

$$PS_i = \alpha_i + \beta_i DAP_{i-1} + \beta_i^2 DAP_{i-2} + \dots + \beta_i^{i-1} DAP_1 + \beta_i^i \quad [2.3]$$

Este modelo es fácilmente ampliable a formas no lineales. Asignando distintos valores a los parámetros α_i y β_i pueden generarse diferentes diseños secuenciales, en los que los precios pueden ajustarse a través de un proceso de autocorrección para aproximarse a PS^* . Nótese igualmente que todos estos diseños secuenciales pueden complementarse con la introducción de variables sobre las características personales y socio-económicas. Además, en la práctica, las encuestas asistidas por ordenador, cada vez más comunes, facilitan en gran medida su aplicación.

A continuación se presentan algunos ejemplos de estos diseños:

Diseño de respuesta anterior (RA)

En este diseño el precio depende únicamente de la respuesta anterior de DAP:

$$PS_i = DAP_{i-1}, \text{ para } i > 1 \quad [2.4]$$

$$\text{con } \alpha = 1, \beta = 0$$

$$\text{para } i = 1, PS_1 = \alpha, \beta = k$$

donde k es un término constante determinado.

Diseño promedio semi-móvil (SM)

En este caso los precios están compuestos por una parte fija y por una parte móvil. En particular, en este ejemplo la parte móvil se ha definido como el promedio de ambas partes.

$$PS_i = DAP_{i-1} + \alpha, \text{ para } i > 1 \quad [2.5]$$

$$\text{con } \alpha = \beta, \beta = \beta k,$$

$$\text{para } i = 1, PS_1 = \alpha, \beta = k$$

Diseño promedio de respuestas anteriores (M)

En este diseño el precio depende de las respuestas anteriores de la disposición a pagar que se hayan observado, ya sea el promedio de una parte o del total de estas respuestas. Por ejemplo:

- Promedio de las tres respuestas anteriores (M3)

$$PS_i = \frac{1}{3} DAP_{i-1} + \frac{1}{3} DAP_{i-2} + \frac{1}{3} DAP_{i-3}, \text{ para } i > 3 \quad [2.6]$$

$$\text{con } \alpha = 1/3, \beta = 0$$

$$\text{para } i = 3, PS_3 = 1/3 DAP_2 + 1/3 DAP_1 + \frac{1}{3} k, \alpha = 1/3$$

$$\text{para } i = 2, PS_2 = 1/3 DAP_1 + \frac{2}{3} k, \alpha = 2/3$$

$$\text{para } i = 1, PS_1 = k, \alpha = k$$

- Promedio de todas las respuestas anteriores (MT)

$$PS_i = \frac{1}{i-1} DAP_{i-1} + \frac{1}{i-1} DAP_{i-2} + \dots + \frac{1}{i-1} DAP_1, \text{ para } i > 1 \quad [2.7]$$

$$\text{con } \alpha = 1/i-1, \beta = 0$$

$$\text{para } i = 1, PS_1 = k, \alpha = k$$

Otros diseños: mediana (Me) y moda (Mo)

La función [2.3] puede basarse en medidas diferentes al promedio, como por ejemplo la mediana o la moda de las respuestas anteriores, con la opción de agrupar a una parte o a la totalidad de las respuestas de DAP declaradas.

- Factor mediana (Me)

$$PS_i = \text{MEDIANA}[DAP_{i-1}, DAP_{i-2}, \dots, DAP_1], \text{ para } i > 3 \quad [2.8]$$

$$\text{con } \alpha = 1, \beta = 0$$

$$\text{para } i = 3, PS_3 = \text{MEDIANA}[DAP_2, DAP_1], \alpha = k$$

$$\text{para } i = 2, PS_2 = k, \alpha = k$$

- **Factor moda (Mo)**

$$PS_i = \text{MODA}[DAP_{i-1}, DAP_{i-2}, \dots, DAP_1], i > 3 \quad [2.9]$$

$$\text{con } \alpha = 1, \beta = 0$$

$$\text{para } i = 3, PS_3 = \text{MODA}[DAP_2, DAP_1], \alpha = k$$

$$\text{para } i \leq 2, PS_i = \dots, \alpha = k$$

Diseño fijo

Éste es el diseño tradicional del formato mixto y constituye un caso particular de la ecuación [2.2], en el cual se define un sólo precio para toda la muestra de individuos entrevistados.

$$PS_i = \dots \quad [2.10]$$

$$\text{con } \alpha = 0, \beta = k$$

2.3 Simulación

Antes de utilizar los diseños secuenciales para definir los precios de salida en un ejercicio de valoración contingente, se contrasta su formulación teórica por medio de un ejercicio de simulación de Monte Carlo, para comprobar si efectivamente corrigen de manera *ex-ante* el

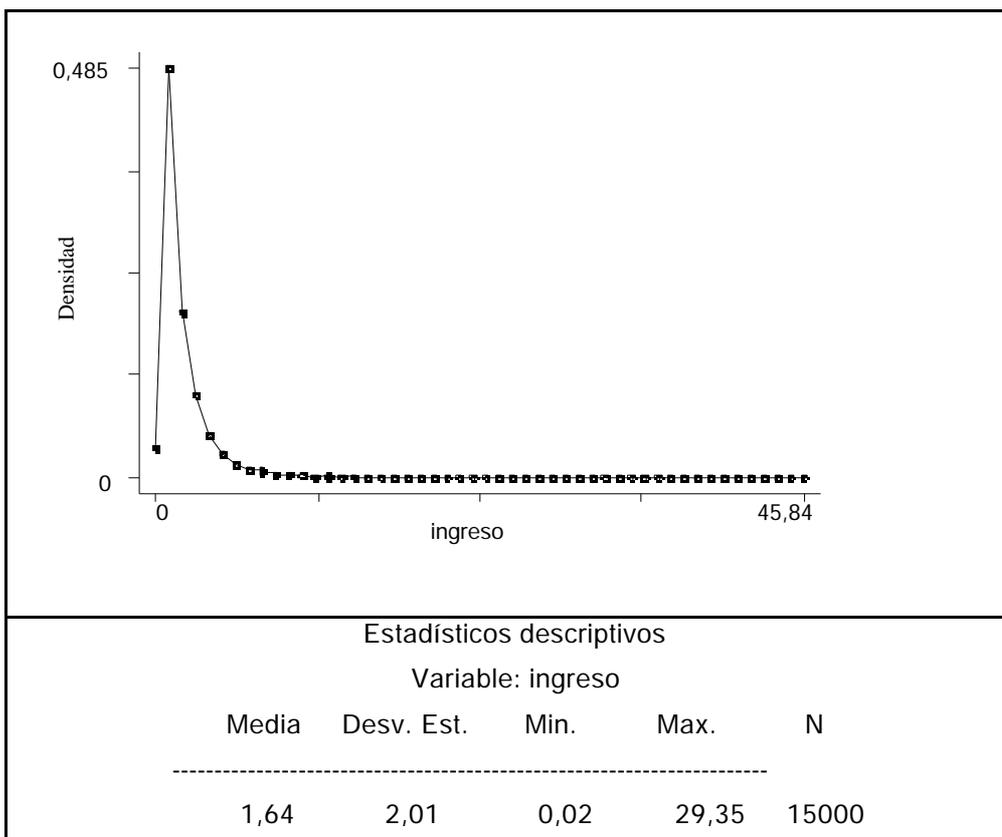
sesgo del precio de salida¹. En el siguiente apartado se describe con mayor detalle el procedimiento de la simulación.

2.3.1 Procedimiento de la simulación

Definición de la variable ingreso

En primer lugar se define la variable de ingreso, que se genera de forma aleatoria siguiendo una distribución *lognormal* para un total de 15000 observaciones, con las características que se muestran en la tabla 2.1.

Tabla 2.1 Distribución del ingreso



¹ El programa de la simulación se desarrolla y ejecuta en GAUSS y se muestra en el anexo 1.

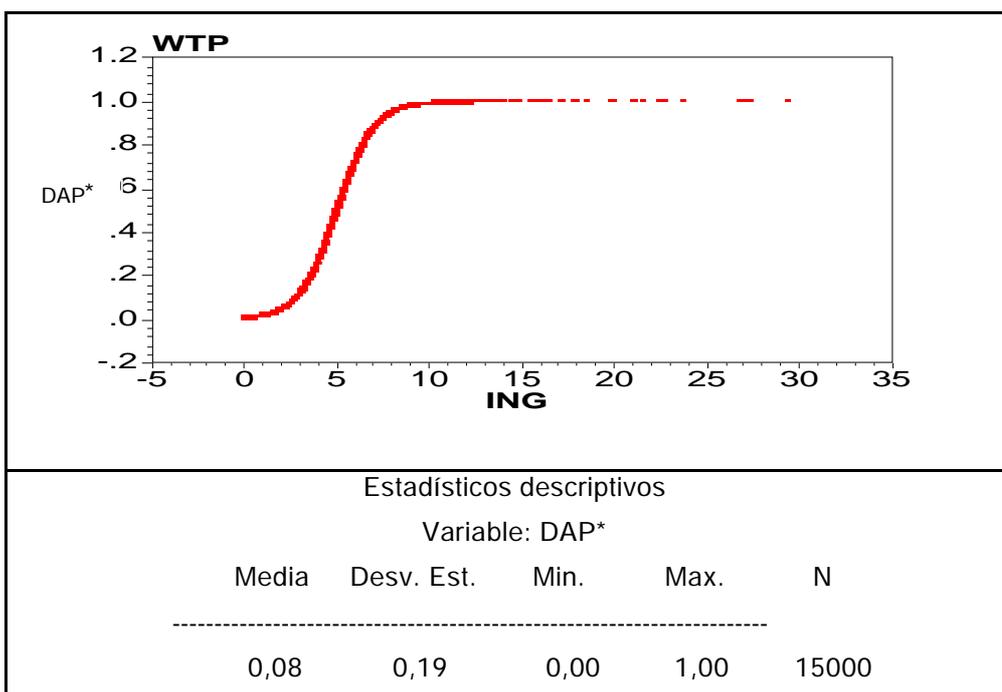
Disposición a pagar real

La disposición a pagar real de los individuos (DAP^*) se obtiene con las observaciones aleatorias del ingreso, a través de la siguiente función logística:

$$DAP^* = \frac{e^{\alpha + \beta \cdot \text{ingreso}}}{1 + e^{\alpha + \beta \cdot \text{ingreso}}}$$

obteniendo valores de DAP^* acotados entre cero y uno, como se muestra en la tabla 2.2.

Tabla 2.2 Distribución de la disposición a pagar real



Diseño de los precios de salida

Se simulan dos diferentes mecanismos de diseños de precios. El primero de ellos corresponde a un diseño tradicional donde los precios se definen de forma aleatoria. El segundo mecanismo corresponde a los diseños secuenciales propuestos: media de todas las respuestas anteriores [2.7], mediana de todas las respuestas anteriores [2.8], media de las tres respuestas anteriores [2.6], respuesta anterior [2.4] y semi-móvil [2.5].

Disposición de pago declarada

La disposición a pagar declarada de los individuos (DAP_i^S) equivale a la disposición a pagar real más/menos un cierto sesgo. Este sesgo se define como la diferencia entre la disposición a pagar real y el precio de salida, multiplicada por un factor de sesgo:

$$DAP_i^S = DAP_i^* - FS \cdot (DAP_i^* - PS_i)$$

donde FS es el patrón de sesgo en una escala de menor a mayor sesgo y toma los siguientes valores: 0,1; 0,25; 0,5; 0,75 y 0,9.

2.3.2 Contraste de hipótesis

El procedimiento de simulación se repite cien veces. Con los valores medios de las variables generadas en estas cien repeticiones se comprueban las siguientes hipótesis.

Corrección *ex-ante*

Una vez simulada la disposición a pagar declarada en cada uno de los mecanismos de diseño de precios, se compara la diferencia entre los valores reales (DAP^{*}) y los valores declarados (DAP^s) según el siguiente contraste de medias:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad [2.11]$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

donde μ_1 corresponde a la media de las disposiciones a pagar reales y μ_2 a la media de las disposiciones a pagar declaradas con la aplicación de cada uno de los diseños de precios. El no rechazo de H_0 sugeriría que un determinado mecanismo de diseño de precios a un cierto nivel de sesgo corrige de manera *ex-ante* el sesgo del precio de salida.

Corrección *ex-post*

Por otra parte, se compara la diferencia entre la disposición de pago real y la disposición de pago obtenida de la corrección *ex-post*. Para ello se

plantea el contraste [2.11], donde μ_1 corresponde a la media de DAP^* y μ_2 a la media de la disposición a pagar estimada (DAP^C) que cumple la condición $DAP = PS$ en la ecuación [2.1]. Igualmente, el no rechazo de H_0 sugeriría que un determinado mecanismo de diseño de precios a un cierto nivel de sesgo corrige de manera *ex-post* el sesgo del precio de salida.

Los contrastes se realizan mediante el cálculo del estadístico t para la diferencias de datos apareados:

$$t = \frac{\bar{d}}{s_d / \sqrt{n}}$$

Donde \bar{d} es el promedio de las diferencias observadas en cada una de las medias muestrales $(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)$, s_d es la desviación estándar de estas diferencias y n es el número de repeticiones.

2.3.3 Resultados de la simulación

En la tabla 2.3 se muestran los resultados correspondientes a la corrección *ex-ante* y a la corrección *ex-post*. Se presentan los resultados del sesgo (diferencia entre el valor real y el estimado), la desviación estándar de este sesgo y su error cuadrático medio (ECM), para el diseño

de precios tradicional y para cada uno de los diseños secuenciales propuestos, así como para los diferentes niveles del factor de sesgo.

Tabla 2.3 Resultados de las correcciones *ex-ante* y *ex-post*

FS		PS aleatorios	Media acumulada	Mediana acumulada	Media de tres	Respuesta anterior	Semi Móvil
<i>ex-ante</i>							
0,9	d	-0,3729*	-0,1426*	-0,1163*	-0,0002*	-0,0002*	-4,33e-5*
	s	0,0025	0,0976	0,0821	0,0001	0,0001	3,26e-5
	ECM	0,1391	0,0297	0,0202	1,09e-7	9,25e-8	2,93e-9
0,75	d	-0,3107*	-0,0321*	-0,0199*	-8,46e-5*	-8,72e-5*	-3,33e-5*
	s	0,0021	0,0217	0,0154	6,26e-5	6,01e-5	2,34e-5
	ECM	0,0965	0,0015	0,0006	1,10e-8	1,11e-8	1,65e-9
0,5	d	-0,2073*	-0,0020*	0,0317*	-2,66e-5*	-2,91e-5*	-1,84e-5*
	s	0,0013	0,0026	0,0012	2,35e-5	2,17e-5	1,23e-5
	ECM	0,0429	1,12e-5	0,0010	1,25e-9	1,31e-9	4,91e-10
0,25	d	-0,1036*	-0,0001	0,0167*	-8,87e-6*	-9,85e-6*	-7,72e-6*
	s	0,0007	0,0005	0,0003	8,35e-6	7,03e-6	5,49e-6
	ECM	0,0107	3,30e-7	0,0002	1,47e-10	1,45e-10	8,95e-11
0,1	d	-0,0414*	4,09e-5	0,0067*	-3,05e-6*	-3,29e-6*	-3,11e-6*
	s	0,0002	0,0001	0,0001	2,76e-6	2,28e-6	2,23e-6
	ECM	0,0017	2,69e-8	4,56e-5	1,68e-11	1,60e-11	1,46e-11
<i>ex-post</i>							
0,9	d	0,0002	0,0005	0,0004	5,73e-5*	5,3e-5*	6,01e-5*
	s	0,0021	0,0141	0,0126	2,34e-5	2,72e-5	1,96e-5
	ECM	4,49e-6	0,0001	0,0001	3,83e-9	3,60e-9	4,00e-9
0,75	d	0,0005	0,0001	0,0034	2,31e-5*	2,18e-5*	2,30e-5*
	s	0,0025	0,0040	0,0157	1,15e-5	1,35e-5	7,22e-6
	ECM	6,60e-6	1,62e-5	0,0002	6,65e-10	6,60e-10	5,80e-10
0,5	d	3,95e-5	0,0001	0,0263	1,08e-5*	1,20e-5*	1,16e-5*
	s	0,0024	0,0020	0,2191	5,27e-6	8,92e-6	3,54e-6
	ECM	6,18e-6	4,31e-6	0,0482	1,45e-10	2,25e-10	1,49e-10
0,25	d	-3,95e-5	6,19e-5	0,0232	7,73e-6*	7,58e-6*	7,69e-6*
	s	0,0024	0,0004	0,1417	2,62e-6	3,55e-6	1,74e-6
	ECM	5,83e-6	1,84e-7	0,0204	6,66e-11	7,00e-11	6,21e-11
0,1	d	-0,0001	-9,13e-6	0,0047	6,41e-6*	6,07e-6*	6,14e-6*
	s	0,0022	0,0006	0,0209	8,56e-7	8,00e-7	9,29e-7
	ECM	5,04e-6	3,70e-7	0,0004	4,19e-11	3,75e-11	3,85e-11

d corresponde al promedio de la diferencia entre los valores reales y los estimados, *s* es la desviación estándar de las diferencias y *ECM* el error cuadrado medio de estas diferencias. Un asterisco * indica una diferencia al 5% de significancia en el contraste [2.11].

De acuerdo con los resultados de la tabla 2.3, en el caso de la corrección *ex-ante* solamente no se rechaza la hipótesis de igualdad entre DAP^s y

DAP* para el diseño de precios secuencial basado en la media acumulada de las respuestas anteriores para niveles bajos de sesgo (0,25 y 0,1). En el caso de la corrección *ex-post* no se rechaza la hipótesis de igualdad entre DAP^s y DAP* para el diseño de precios aleatorio (sin corrección previa) y para los diseños secuenciales basados en la media y la mediana de las respuestas anteriores (ya corregidos *ex-ante*) para todos los niveles de sesgo.

El resultado del contraste de la hipótesis [2.11] sugeriría que sólo los diseños en los que no se ha rechazado la hipótesis de igualdad de medias corrigen el sesgo del precio de salida ya sea de manera *ex-ante* o *ex-post*. Sin embargo, un análisis más detallado desde el punto de vista del ECM, que incorpora el efecto de la dispersión al del sesgo, revela que todos los diseños corrigen tanto *ex-ante* como *ex-post* este sesgo. Se observa también que especialmente los diseños secuenciales de la media de las tres respuestas anteriores, la respuesta anterior y el semi-móvil, comportan un ECM relativamente bajo.

Dado que los resultados del contraste no proporcionan suficiente información sobre el tamaño de la diferencia entre el valor real y los valores estimados, se calcula el cociente entre el sesgo medio absoluto de cada corrección y el sesgo medio absoluto de la corrección *ex-ante* del diseño de precios aleatorios. Los resultados de este ratio se muestran en la tabla 2.4.

Tabla 2.4 Comparación entre cada corrección y la corrección *ex-ante* del diseño de precios aleatorio^a

FS	PS aleatorios	Media acumulada	Mediana acumulada	Media de tres	Respuesta anterior	Semi Móvil
<i>ex-ante</i>						
0,9	1	0,3889	0,3261	0,0007	0,0006	0,0001
0,75	1	0,1059	0,0671	0,0002	0,0002	0,0001
0,5	1	0,0131	0,1531	0,0001	0,0001	9,13e-5
0,25	1	0,0044	0,1611	9,96e-5	9,73e-5	7,74e-5
0,1	1	0,0031	0,1630	8,42e-5	8,27e-5	7,84e-5
<i>ex-post</i>						
0,9	0,0045	0,0290	0,0181	0,0001	0,0001	0,0001
0,75	0,0055	0,0097	0,0184	7,44e-5	7,04e-5	7,40e-5
0,5	0,0093	0,0046	0,1687	5,24e-5	5,83e-5	5,63e-5
0,25	0,0190	0,0027	0,3533	7,46e-5	7,31e-5	7,41e-5
0,1	0,0435	0,0072	0,3846	0,0001	0,0001	0,0001

^a El cociente corresponde a la división del sesgo medio absoluto ($|\bar{d}|$) de la corrección de cada diseño, entre el sesgo medio absoluto de la corrección *ex-ante* del diseño de precios.

Los resultados indican que la corrección *ex-post* del diseño de precios aleatorios corrige casi de forma total el sesgo (entre el 95% y el 99%). Por otra parte, tanto con la corrección *ex-ante* como con la corrección conjunta *ex-ante* y *ex-post* de los diseños secuenciales de la media de tres, la respuesta anterior y el semi-móvil, se corrige virtualmente todo el sesgo (99,99%). Finalmente, con la corrección *ex-ante* de los diseños secuenciales de la media y la mediana de las respuestas anteriores se corrige de forma importante pero no total el sesgo (entre el 61% y el 99% para la media, y entre el 67% y el 93% para la mediana). Mientras que la

corrección conjunta *ex-ante* y *ex-post* de estos mismos diseños corrige casi de forma total el sesgo (entre el 97% y el 99,7% para la media, y entre el 60% y el 98% para la mediana).

2.3.4 Conclusiones de la simulación

De acuerdo con los resultados de la simulación por el criterio del ECM, en la corrección *ex-ante* del sesgo del precio de salida sería aconsejable utilizar, para todos los niveles de sesgo, los diseños de precios secuenciales de la media de las tres respuestas anteriores, la respuesta anterior y el semi-móvil. Para bajos niveles de sesgo también se recomiendan los diseños de la media acumulada y mediana de todas las respuestas anteriores.

Por otra parte, si se opta por la corrección *ex-post*, tanto con el diseño de precios aleatorio como con los diseños secuenciales se verifica una buena corrección del sesgo del precio de salida.

2.4 Valoración de externalidades asociadas a la gestión de residuos sólidos urbanos

El ejercicio de valoración contingente se aplica en la valoración de las externalidades asociadas a la gestión de residuos sólidos urbanos (RSU) en el Área Metropolitana de Barcelona. Los medios utilizados para gestionar (valorizar o eliminar) los RSU tienen un impacto significativo en el deterioro ambiental y en la salud de las personas. Por ejemplo, con la incineración se emiten gases a la atmósfera, mientras que en los vertederos se producen filtraciones al subsuelo.

En el caso de la incineración, el escenario de valoración propuesto consistió en pasar de tener dos incineradoras obsoletas, a tener una nueva planta más eficiente en sustitución de las antiguas. Para el vertido, el escenario de valoración propuesto consistió en sustituir el vertedero actual por uno nuevo y mejor impermeabilizado. Se valoró también el plan de gestión de RSU específico para esta región, denominado Programa Metropolitano de Gestión de Residuos Municipales (PMGRM), que propone objetivos concretos de incineración, vertido y reciclaje para el periodo 1997-2006 (Entitat del Medi Ambient, 1997).

2.4.1 Externalidades

Aunque en todas las fases de la gestión de RSU se pueden ocasionar costes externos, en términos de salud pública o en pérdida de calidad del medio ambiente urbano (Rueda, 1995; European Commission, 1999; European Environment Agency, 1999), esta investigación se centra en las externalidades asociadas a la eliminación de los residuos sólidos urbanos.

La incineración de residuos produce gases que contribuyen a la contaminación atmosférica y que pueden provocar daños a la salud (como enfermedades en las vías respiratorias) y a edificios y monumentos. Además de producir cenizas que deben ser recogidas y tratadas como residuos especiales (Curtiss *et al*, 1995; Domènech, 1995). También con el vertido de residuos existe riesgo de contaminación. En este caso los daños se concentran principalmente en la contaminación del suelo y de las aguas subterráneas provocada por filtraciones tóxicas (lixiviados) con altas concentraciones de metales pesados. Además de producir emisiones de metano que contribuyen al deterioro de la capa de ozono (Gerrard, 1995; OCDE, 1998).

Estas externalidades presentan diferencias de territorialidad y de temporalidad. Algunos de los costes ambientales los sufren los agentes que se encuentran localizados más cerca de las fuentes de contaminación

como en el caso de los vertederos, mientras que las externalidades de la incineración se dispersan por el ambiente y pueden afectar incluso a otros países. Por otro lado, las externalidades de la incineración afectan a los agentes sobre todo en el presente, aunque también en el futuro, mientras que las externalidades del vertido afectan más a las generaciones futuras.

2.4.2 Diseño de los cuestionarios

La valoración de externalidades consistió en medir la disposición a pagar de los individuos por una reducción de la contaminación debida a una mejora tecnológica. Para la incineración, la mejora ambiental se refiere a una menor contaminación atmosférica, que se traduce directamente en una disminución de los casos de enfermedades asmáticas debidas a la incineración de RSU.

En el caso del vertido, la mejora ambiental se refiere tanto a la reducción de la contaminación atmosférica, como a una menor contaminación del agua subterránea y del subsuelo que se traducen ambas en una reducción de enfermedades.

En la valoración para el PMGRM del Área Metropolitana de Barcelona se calcula la disposición a pagar al pasar de la forma actual de eliminación de los residuos a la situación propuesta por los objetivos del programa de

gestión, que consiste básicamente en alcanzar un 60% de reciclaje en el año 2006 al ir sustituyendo progresivamente el vertido por el reciclaje.

Para cada valoración concreta (incineración, vertido y PMGRM) se diseñaron los tres diferentes modelos de cuestionario que se muestran en el anexo 2. La pregunta de valoración siguió dos formatos distintos: en una submuestra se utilizó un formato abierto, y en otra submuestra se utilizó el formato mixto. Para un mayor detalle sobre estos aspectos, véase (Gándara, 1999).

2.4.3 Encuesta

Se definió como población relevante para la encuesta a los habitantes mayores de edad de los 33 municipios del Área Metropolitana de Barcelona (unos tres millones de habitantes), ámbito en el que se desarrolla el PMGRM. Las entrevistas se realizaron telefónicamente en la primavera de 1999, seleccionando una muestra aleatoria de 1500 individuos.

Los precios en la pregunta de valoración de formato mixto fueron definidos siguiendo diferentes patrones con la finalidad de determinar cuáles son los diseños que permiten reducir *ex-ante* el sesgo del precio de salida. Se aplicaron, por tanto, los mecanismos de determinación de precios propuestos en la sección 2.2.

2.5 Resultados de la aplicación empírica

El ejercicio de valoración se diseñó de tal manera que pudiese ser contrastado el comportamiento de los mecanismos propuestos. Los diseños secuenciales utilizados en cada ejercicio se muestran en la tabla 2.5.

Tabla 2.5 Diseños secuenciales propuestos

	Diseño	Ecuación
Incineración		
RA	Respuesta anterior	2.4
MT	Media acumulada total	2.7
MeT	Mediana acumulada total	2.8
MoT	Moda acumulada total	2.9
Vertido		
SM	Semi-móvil	2.5
MT	Media acumulada total	2.7
Me5	Mediana de 5 anteriores	2.8
PMGRM		
M3	Media de 3 anteriores	2.6
MT	Media acumulada total	2.7

2.5.1 Corrección ex-post

El contraste habitual (Thayer, 1981) para detectar la presencia del sesgo del precio de salida consiste en comprobar la significancia del estimador

β en la regresión de DAP en función de PS. Los resultados de las estimaciones para cada ejercicio se muestran en la tabla 2.6. El contraste de la prueba t con una significancia del 5% refleja que en los tres ejercicios se confirma la influencia de PS sobre DAP.

Tabla 2.6 Corrección *ex-post*^a

	Coefficientes	t	R^2	N^b
Incineración				
α	4689,4	9,09	0,073	375
β	0,3381	5,42		
Vertido				
α	3279,0	6,981	0,1069	282
β	0,4972	5,79		
PMGRM				
α	3428,1	7,309	0,2373	368
β	0,6106	10,68		

^a Resultados de la estimación $DAP = \alpha + \beta PS + \epsilon$

^b N corresponde al total de observaciones sin considerar las observaciones del formato abierto ni las respuestas de protesta.

El punto de intersección (PS^* , DAP^*) en el gráfico 2.1 se considera el mejor estimador *ex-post* de la disposición a pagar. De acuerdo con los resultados de la tabla 2.6, la disposición a pagar estimada (en unidades monetarias de 1999) para el ejercicio de incineración es de 7000 pesetas por persona y año, para reducir a la mitad las emisiones de contaminantes a la atmósfera de las incineradoras actuales. La DAP estimada para el ejercicio del vertido es de 6500 pesetas por persona y año por la eliminación de la contaminación atmosférica del vertedero y por

una reducción del 50 por ciento del riesgo de filtraciones. Finalmente, la DAP estimada para el ejercicio del PMGRM es de 8800 pesetas por persona y año por la implementación exitosa del programa, con un incremento del reciclaje hasta el 60 por ciento y una reducción de las externalidades de la incineración y el vertido del 50 por ciento.

2.5.2 Corrección *ex-ante*

A continuación se presentan los resultados de la aplicación de los mecanismos tradicionales para la corrección *ex-ante* del sesgo del precio de salida mencionados en la sección 2.1, y los resultados de la aplicación de los mecanismos propuestos en la sección 2.2.

2.5.2.1 Mecanismos tradicionales

En la tabla 2.7 se muestran las disposiciones a pagar obtenidas con las propuestas tradicionales de corrección *ex-ante*. En los ejercicios para incineración y PMGRM se recoge la propuesta de la utilización de dos precios de salida, y en el ejercicio para vertido la propuesta fijando como PS el valor de la media procedente del formato abierto.

Para comprobar la influencia de diferentes precios en un mismo ejercicio de valoración con formato mixto, se plantea la hipótesis de diferencia de

medias [2.11], donde μ_1 corresponde a la media de DAP para el primer precio y μ_2 la media de DAP para el segundo precio.

Los contrastes de hipótesis para medias de muestras independientes suponiendo igualdad de la desviación estándar poblacional, se realizan mediante el estadístico t definido como:

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{x_1x_2}} \quad [2.12]$$

$$\text{con } S^2_{x_1x_2} = \frac{(N_1 - 1)S^2_1 + (N_2 - 1)S^2_2}{N_1 + N_2 - 2}$$

donde \bar{X}_1 y \bar{X}_2 corresponden a las medias observadas en cada caso, μ_1 y μ_2 a las medias poblacionales, $S_{x_1x_2}$ es la desviación estándar conjunta, N_1 el tamaño de la muestra 1, N_2 el tamaño de la muestra 2, $S^2_{x_1x_2}$ es la varianza conjunta, y S^2_1 y S^2_2 las varianzas observadas en cada muestra.

Con los resultados mostrados en la columna t_2 en la tabla 2.7 no se acepta la hipótesis de igualdad de medias. Por tanto, se confirma que la DAP es sensible a la utilización de diferentes PS en un mismo formato mixto.

Tabla 2.7 DAP media en pesetas para cada formato

	Media	Desv. Estd.	Intervalo 95%	N	t_1	t_2
Incineración						
<i>Formato abierto</i>	3221	2756	[2530 – 3913]	61		
<i>Formato mixto</i>						
<i>PS₁ (8000)</i>	6897	4718	[5895 – 7901]	88	-5,45*	3,18
<i>PS₂ (4000)</i>	4932	3212	[4254 – 5611]	87	-3,37*	*
Vertido						
<i>Formato abierto</i>	3464	2870	[2835 – 4093]	80		
<i>Formato mixto</i>						
<i>PS₁ (3500)</i>	6405	5038	[4881 – 7928]	40	-4,11*	
PMGRM						
<i>Formato abierto</i>	6055	2717	[5399 – 6710]	66		
<i>Formato mixto</i>						
<i>PS₁ (5000)</i>	5868	3125	[5192 – 6545]	82	0,38	2,94
<i>PS₂ (2000)</i>	4301	3713	[3512 – 5091]	81	2,94*	*

t_1 corresponde al contraste de la comparación de medias entre formato abierto y mixto; t_2 corresponde al contraste de la comparación de medias entre PS₁ y PS₂. Un asterisco * indica una diferencia al 5% de significancia.

2.5.2.2 Mecanismos propuestos

Para comprobar si los diseños secuenciales corrigen de manera *ex-ante* el sesgo del precio de salida, se realiza el contraste de diferencia de medias [2.11] para determinar si las disposiciones de pago se acercan a DAP*. La estimación se realiza con todas las observaciones del formato mixto, excluidas las observaciones utilizadas en el diseño que se

contrasta. En los diseños secuenciales las medias de DAP se calculan con las últimas 25 observaciones.

Los resultados del estadístico t para muestras independientes [2.12] para los ejercicios de incineración, vertido y PMGRM se muestran en la tabla 2.8. Se observa, de forma general, una ventaja de los diseños secuenciales propuestos en comparación con el diseño mixto tradicional, dado que en casi todos los contrastes para los tres ejercicios (con excepción de PS1 en incineración y vertido), no se acepta la hipótesis de igualdad de medias entre DAP y DAP^* en los formatos mixtos tradicionales aquí utilizados.

Con relación a los diseños secuenciales propuestos, no se rechaza la hipótesis de igualdad entre la media de las disposiciones a pagar y DAP^* para los diseños de la respuesta anterior (RA), semi-móvil (SM), media, moda (MoT) y mediana de las 5 respuestas anteriores (Me5). En el caso de la media se observa igualdad de medias entre DAP y DAP^* tanto con el diseño de la media acumulada de todas las respuestas anteriores (MT), como con el diseño de la media de las tres respuestas anteriores (M3). Mientras que con el diseño de la mediana de todas las observaciones anteriores (MeT) no se acepta la hipótesis de igualdad de medias entre DAP y DAP^*

Tabla 2.8 Corrección *ex-ante*

Diseño		N	Media	Desv. est.	t^a
Incineración					
Mixto PS ₁	PS* = DAP*	287	7313,1	5539,3	0,62
	μ_{DAP}	88	6897,6	4718,3	
Mixto PS ₂	PS* = DAP*	288	7606,4	5814,2	4,08*
	μ_{DAP}	87	4932,5	3211,6	
MoT	PS* = DAP*	350	6996,7	5371,7	0,14
	μ_{DAP}	25	6840	5296,8	
MeT	PS* = DAP*	350	7021,4	5388,2	-2,03*
	μ_{DAP}	25	9280	5086,9	
RA	PS* = DAP*	350	7312,5	5248,6	0,83
	μ_{DAP}	25	6400	5515,1	
MT	PS* = DAP*	350	6906,13	5376,2	-1.27
	μ_{DAP}	25	8320	4947,3	
Vertido					
Mixto PS ₁	PS* = DAP*	240	6142,6	3561,6	-0,41
	μ_{DAP}	42	6404,7	5037,9	
MT	PS* = DAP*	257	6336,3	3913,2	-1,43
	μ_{DAP}	25	7500	3233,9	
SM	PS* = DAP*	257	6472,5	3926,8	0,42
	μ_{DAP}	25	6100	3109,1	
Me5	PS* = DAP*	257	7347,7	3745,0	1,05
	μ_{DAP}	25	6500	4778,4	
PMGRM					
Mixto PS ₁	PS* = DAP*	286	9183,2	5612,8	5,12*
	μ_{DAP}	82	5868,3	3125,2	
Mixto PS ₂	PS* = DAP*	283	9001,8	5530,7	7,35*
	μ_{DAP}	85	4301,2	3713,1	
M3	PS* = DAP*	343	8942,9	5156,4	0,69
	μ_{DAP}	25	8200	5469,6	
MT	PS* = DAP*	343	8646,9	5268,8	0.06
	μ_{DAP}	25	8580	3423,8	

μ_{DAP} la media de la disposición al pago, y PS* el precio de salida y DAP* la disposición a pagar que cumplen con DAP = PS.

^aContraste t de la comparación entre DAP* y μ_{DAP} . Un asterisco * indica una diferencia al 5% de significancia.

Por otra parte, cabe preguntarse por la influencia que pueda tener en los diseños secuenciales el valor de inicio de la serie (k en términos de las ecuaciones de la sección 2.2). Una forma de comprobarlo consiste en observar si los valores de PS o de DAP en dos series que divergen sólo en el precio de la primera observación se cruzan o no, y en caso afirmativo en qué momento (número de observaciones) se cruzan.

En el anexo 3 se muestra gráficamente la evolución de los precios de salida y las disposiciones a pagar declaradas en cada uno de los diseños secuenciales y para cada ejercicio (incineración, vertido y PMGRM). El resultado observado es que los valores para los precios de salida y las disposiciones de pago en los diseños secuenciales, presentan puntos de corte de unas series con otras entre la segunda y la quinta observación en la mayoría de los diseños, aunque con algunas excepciones de series que se cruzan entre la observación 8 y 14 (media acumulada total y la media de las tres respuestas anteriores en el ejercicio para el PMGRM).

Tanto los resultados de la simulación de Monte Carlo como los de la aplicación empírica confirman que los diseños secuenciales propuestos corrigen de manera *ex-ante* el sesgo del precio de salida (con excepción del diseño basado en la mediana de las respuestas anteriores en la aplicación empírica). Por otra parte, se obtiene que los mecanismos tradicionales para el diseño de los precios (fijos) no corrigen de manera *ex-ante* el sesgo de precio de salida.

2.5.3 Comparación entre formatos

En esta sección se plantean algunas hipótesis sobre diferentes aspectos de la pregunta de valoración de formato mixto en comparación con la de formato abierto.

2.5.3.1 Disposición a pagar

Es generalmente aceptado (Mitchell y Carson, 1989; Brown *et al.*, 1996) que los resultados de valoración son sensibles al formato de pregunta utilizado para estimarlos. Así, se habría de esperar que la media de DAP del formato abierto y la media de DAP del formato mixto no fuesen equivalentes. Para comprobar este planteamiento se contrasta la hipótesis de diferencia de medias [2.11], donde μ_1 es la media de las respuestas de DAP obtenidas en el formato abierto y μ_2 es la media de las respuestas de DAP declaradas en la segunda pregunta del formato mixto. El no rechazo de H_0 sugeriría que los resultados obtenidos serían independientes del formato utilizado.

Para comprobar la sensibilidad del resultado de DAP al tipo de formato utilizado en la pregunta de valoración, se calcula el estadístico t para muestras independientes [2.12]. Los resultados se muestran en la columna t_1 de la tabla 2.7. En los tres ejercicios (incineración, vertido y PMGRM, con excepción del PS1 en este último) no se acepta la hipótesis

de igualdad de medias. Es decir, se comprueba que efectivamente la DAP es sensible al uso de un formato abierto o de un formato mixto en la formulación de la pregunta de valoración.

2.5.3.2 Variabilidad en las respuestas

Se suele esperar que los valores en las respuestas de la disposición a pagar en un formato abierto muestren una mayor variabilidad en comparación con las respuestas de un formato mixto (Mitchell y Carson,1989), debido a que en el primero la inseguridad de los entrevistados es mayor. Este efecto diferencial en la dispersión de los valores obtenidos se puede comprobar a través del siguiente contraste de hipótesis:

$$H_0: \quad {}_1/\mu_1 = \quad {}_2/\mu_2 \quad [2.13]$$

$$H_1: \quad {}_1/\mu_1 > \quad {}_2/\mu_2$$

donde ${}_1/\mu_1$ es el coeficiente de variación (desviación estándar de DAP dividida por su media) de las respuestas del formato abierto y ${}_2/\mu_2$ el coeficiente de variación de las respuestas a la segunda pregunta (abierto) del formato mixto. El no rechazo de esta hipótesis sugeriría que no existen diferencias en la variabilidad de las respuestas entre ambos formatos.

El contraste se realiza mediante el cálculo del estadístico F .

$$F = \frac{s_1 / \bar{X}_1}{s_2 / \bar{X}_2}$$

Siendo (s_1 / \bar{X}_1) y (s_2 / \bar{X}_2) los coeficientes de variabilidad observados en cada muestra.

El contraste [2.13] sólo confirma esta diferencia para los diseños secuenciales semi-móvil y media acumulada total en el ejercicio de vertido (tabla 2.9). Por tanto, de forma general, no se puede confirmar estadísticamente el resultado esperado de una mayor dispersión de las respuestas de DAP en el formato abierto que en formato mixto.

Tabla 2.9 Coeficientes de variabilidad (s/μ) por formato^a

	Incineración	F	Vertido	F	PMGRM	F
Formato abierto	0,85		0,82		0,44	
Formato mixto						
<i>PS₁</i>	0,68	1,25	0,78	1,05	0,53	0,83
<i>PS₂</i>	0,65	1,30			0,86	0,51
Diseño secuencial						
<i>RA</i>	0,83	1,02				
<i>SM</i>			0,51	1,63		
<i>M3</i>				*	0,66	0,66
<i>MT</i>	0,82	1,04	0,47		0,54	0,81
<i>Me5</i>			0,66	1,77		
<i>MeT</i>	0,56	1,52		*		
<i>MoT</i>	0,83	1,02		1,26		

^a Contraste de la diferencia entre la variabilidad de las respuestas del formato abierto y la del resto de los formatos. Un asterisco * indica una diferencia al 5% de significancia.

2.5.3.3 Proporción de respuestas de protesta y "no sabe"

Un valor de cero pesetas expresado por la persona entrevistada se considera una respuesta de protesta si no hay indicios de que la máxima disposición al pago de este individuo sea realmente cero (Mitchell y Carson, 1989; Riera, 1994). Se esperaría que la proporción de respuestas de protesta y "no sabe" fuese mayor en el formato abierto que en el formato mixto. Para comprobarlo se plantea el siguiente contraste de hipótesis:

$$H_0: \pi_1 = \pi_2 \quad [2.14]$$

$$H_1: \pi_1 > \pi_2$$

donde π_1 es la proporción de respuestas de protesta y "no sabe" en formato abierto y π_2 esta misma proporción en el formato mixto. El no rechazo de H_0 sugeriría que las proporciones de las respuestas de protesta y "no sabe" son independientes del formato adoptado.

Para contrastar esta hipótesis se calcula el estadístico Chi-cuadrado de Pearson para tablas de contingencia utilizando los datos de la tabla 2.10

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{(X_{ij} - n_j p_{ij})^2}{n_j p_{ij}}$$

donde i corresponde a los dos tipos de respuesta analizados (“protesta y no sabe” y “resto de las respuestas”), j se refiere a los dos tipos de formato que se comparan cada vez (abierto y mixto), $X_{i,j}$ corresponde a la cantidad de respuestas de cada tipo que se obtiene en cada tipo de formato analizado y $p_{i,j}$ es la probabilidad que la respuesta sea del tipo i en el formato j .

Como se observa en la tabla 2.10, al realizar el contraste de la hipótesis [2.14], se obtiene que la diferencia de proporciones es estadísticamente significativa en todos los casos (con excepción de PS_1 para vertido). Por tanto, se concluye que efectivamente la proporción de respuestas de protesta y “no sabe” en el formato abierto es mayor a la del formato mixto.

Tabla 2.10 Cantidad de respuestas de protesta y "no sabe" por formato

	protesta y "no sabe"		Resto		Total	χ^{2a}
Incineración		%	%			
<i>Formato abierto</i>	39	39	61	61	100	
<i>Formato mixto</i>						
<i>PS₁</i>	14	13,7	88	86,3	102	16,66*
<i>PS₂</i>	15	14,7	87	85,3	102	15,21*
<i>Diseño secuencial</i>						
<i>RA</i>	13	20,6	50	79,4	63	6,00*
<i>MT</i>	4	7,4	50	92,6	54	17,38*
<i>MeT</i>	5	9	50	91	55	15,61*
<i>MoT</i>	5	9	50	91	55	15,61*
Vertido ^b						
<i>Formato abierto</i>	28	25,9	80	74,1	108	
<i>Formato mixto</i>						
<i>PS₁</i>	12	23,1	40	76,9	52	0,15
<i>Diseño secuencial</i>						
<i>SM</i>	6	10,7	50	89,3	56	5,19*
<i>MT</i>	4	7,4	50	92,6	54	7,48*
<i>Me5</i>	3	5,7	50	94,3	53	9,39*
PMGRM ^b						
<i>Formato abierto</i>	34	34	66	66	100	
<i>Formato mixto</i>						
<i>PS₁</i>	18	18	82	82	100	6,65*
<i>PS₂</i>	19	19	81	81	100	5,77*
<i>Diseño secuencial</i>						
<i>M3</i>	2	3,8	50	96,2	52	17,2*
<i>MT</i>	2	3,8	50	96,2	52	17,2*

^a Contraste χ^2 de proporción de respuestas de protesta y "no sabe" entre el formato abierto el formato mixto (tradicional y secuencial). Un asterisco * indica una diferencia al 5% de significancia.

^b Para los ejercicios de vertido y PMGRM, N no coincide con los datos de la tabla 2.6, ya que en la encuesta se utilizaron otros diseños secuenciales que no se incluyen en esta tabla.

2.6 Conclusiones

Como se ha visto, los resultados de ejercicios de valoración que han optado por el formato mixto en la pregunta de valoración, pueden estar afectados por el sesgo del precio de salida. Este problema ha sido atendido de diversas formas (Thayer, 1981; Kahneman *et al.*, 1982), entre las cuales destaca la corrección *ex-post*, que consiste en aplicar un factor de corrección a los resultados una vez estimada la influencia del precio en las respuestas de los individuos. La propuesta de la tesis en este primer capítulo se dirige a un cambio en el tratamiento del sesgo del precio de salida. Para ello se propone, aplica y comprueba un nuevo diseño de mecanismos para determinar los precios en la pregunta de valoración de formato mixto, que corrijan de manera *ex-ante* el sesgo del precio de salida. Estos diseños se han denominado "secuenciales", pues siguen un proceso de autoadaptación y su novedad radica en el hecho de que se van definiendo en el mismo momento en que se realiza la encuesta. Además, se comprueba que estos mecanismos mantienen las ventajas del formato mixto sobre el formato abierto.

Por una parte, la aplicación y comprobación de los diseños secuenciales se realiza en un ejercicio de simulación de Monte Carlo y, por otra, los distintos diseños se aplican en la valoración de externalidades asociadas a la incineración y el vertido de RSU y al PMGRM del Área Metropolitana de Barcelona.

De acuerdo con los resultados del ejercicio de valoración contingente, se ha obtenido que para el ejercicio de incineración la estimación *ex-post* de DAP, (expresada en unidades monetarias de 1999), es de 7100 pesetas por persona (mayor de edad residente en el Área Metropolitana de Barcelona) y año, para reducir a la mitad las emisiones de contaminantes a la atmósfera de las incineradoras actuales. Para el ejercicio del vertido, la DAP estimada es de 6500 pesetas por persona y año por la eliminación de la contaminación atmosférica del vertedero y por una reducción del 50 por ciento del riesgo de filtraciones. Finalmente, para el ejercicio del PMGRM la DAP estimada es de 8800 pesetas por persona y año por la implementación exitosa del programa, con un incremento del reciclaje hasta el 60 por ciento.

Después de realizar las estimaciones y los contrastes de hipótesis, tanto en el ejercicio de simulación como en el de valoración contingente, correspondientes a la disposición a pagar según el formato de la pregunta de valoración analizado, se pueden extraer distintas conclusiones, algunas confirmando resultados anteriores y otras que abren una nueva perspectiva.

Respecto al sesgo del precio de salida, al realizar la prueba propuesta por Thayer (1981) se ha confirmado que en todos los modelos estimados existe influencia del precio de salida sobre la disposición de pago

declarada. Ello sugiere que es relevante buscar diseños que disminuyan o corrijan este sesgo.

Se confirma que el mecanismo *ex-ante* utilizado habitualmente para disminuir el sesgo del precio de salida, que consiste en utilizar más de un PS en un mismo formato mixto, no reduce de forma significativa este sesgo. En esta línea de mecanismos correctores *ex-ante*, se propone la utilización de diseños secuenciales para definir los precios que reduzcan este sesgo. Se observa que los diseños secuenciales propuestos son superiores al diseño mixto tradicional con precios fijos en términos de que en promedio la disposición a pagar se acerca a DAP*.

Tanto los resultados de la aplicación empírica como los de la simulación de Monte Carlo bajo los supuestos realizados de DAP*, confirman que los diseños secuenciales propuestos corrigen de manera *ex-ante* el sesgo del precio de salida. Sería aconsejable utilizar los diseños de precios secuenciales de la media de las tres respuestas anteriores, la respuesta anterior y el semi-móvil. Para bajos niveles de sesgo también se recomiendan los diseños de la media acumulada y mediana de todas las respuestas anteriores

De acuerdo con los resultados del ejercicio de simulación, se comprueba la corrección del sesgo del precio de salida *ex-post* planteada por Thayer (1981). Este resultado se confirma tanto con precios aleatorios como con

los diseños secuenciales simulados (media y mediana de todas las respuestas anteriores, media de las tres respuestas anteriores, respuestas anterior y semi-móvil).

En cuanto a la dispersión de DAP entre los distintos formatos de la pregunta de valoración, se concluye que si bien se observa una mayor dispersión en las respuestas de la disposición de pago en el formato abierto que en el mixto tradicional y secuencial, esta diferencia no es suficientemente significativa para confirmar la desigualdad de los coeficientes de variación. En consecuencia, no se puede comprobar el supuesto de menor dispersión con presencia de pistas sobre el precio.

Por otro lado, se confirma estadísticamente para este caso la creencia general de que la proporción de respuestas de protesta y "no sabe" es mayor en el formato abierto que en el formato mixto tradicional y, en particular, que en los diseños secuenciales propuestos.

Al contrastar la DAP media obtenida en el formato abierto con la obtenida en el formato mixto, se comprueba que efectivamente son distintas, por lo que se concluye que el valor estimado es sensible al tipo de formato que se utilice en la pregunta de valoración, de acuerdo a lo sugerido por varios autores (Mitchell y Carson, 1989; Brown *et al.*, 1996).

En resumen, la solución de determinados diseños secuenciales parece beneficiarse de algunas de las ventajas de los diseños anteriores

(simplicidad de cálculo, por ejemplo, en comparación con correcciones *ex-post*) y de dejar de lado, o disminuir, algunas de sus desventajas (ser muy sensible al precio de salida).

Parece, pues, que hay formas de disminuir el sesgo del precio de salida en el formato mixto desde el propio diseño de los mismos. En este campo, los investigadores aplicados pueden escoger entre una gran variedad de diseños. Aquí se han presentado sólo algunos, todos ellos limitados a modelos lineales y a una sola variable (la respuesta de las personas entrevistadas con anterioridad). La ampliación a modelos más elaborados y completos es una posible línea futura de mejora sobre la propuesta realizada en esta tesis.

CAPÍTULO 3. SESGO ESTRATÉGICO

3.1 Introducción

Una de las formas de tomar decisiones económicas sobre la provisión de bienes públicos consiste en consultar a los ciudadanos. La consulta puede llevarse a cabo, por ejemplo, a través de un referéndum o mediante algún tipo de encuesta a la población. En un referéndum puro se consulta a cada persona sobre si estaría dispuesta a pagar una parte determinada del coste de proveer el bien, donde el bien se provee y el dinero se recolecta sólo si una cierta mayoría (por ejemplo, dos tercios) acepta la propuesta. El referéndum puro es un formato no manipulable, lo que constituye una característica muy positiva para el decisor.

Las encuestas pueden también simular un referéndum, o pueden utilizar otros instrumentos, como el Método de Valoración Contingente (MVC), en el que se pide a la gente que declare su máxima disposición a pagar, ya sea directamente o por simulación de un referéndum con diferentes precios. Cuando se propone este último formato, su diseño incluye varios precios que se asignan (uno o más) a cada submuestra de individuos. Las personas pueden responder con un "sí" o con un "no" a la provisión del bien público a un determinado precio (para una descripción detallada del método, véase por ejemplo Mitchell y Carson, 1989). Como se verá

más adelante, contrariamente al referéndum puro, el MVC es susceptible de manipulación. Es decir, un individuo puede declarar una respuesta falsa y obtener con ello un mejor resultado social para él –la provisión o no del bien público a un determinado coste.

La potencial manipulabilidad del MVC constituye una de sus principales críticas, ya que su aplicación podría conducir a resultados sesgados – el llamado sesgo estratégico. Ésta es una clara desventaja en comparación con los formatos de referéndum puro. Sin embargo, el MVC también tiene algunas ventajas. Mientras que en el caso del referéndum puro el coste individual por la provisión del bien debe conocerse de antemano, en el MVC el decisor no tiene que saber el coste exacto de proveer el bien, sino hasta una etapa posterior. Esta flexibilidad lo hace especialmente indicado en muchas situaciones reales.

La manipulabilidad de los mecanismos de decisión es una de las preocupaciones tradicionales en la literatura de valoración. Esta preocupación se ha centrado en al menos dos aspectos básicos. Un aspecto es el uso hipotético del MVC. El consenso general es que si el ejercicio de valoración es puramente hipotético, no existen incentivos económicos para que los entrevistados respondan al cuestionario que se les presenta. Cummings *et al.* (1997) lo comprueban en un experimento de laboratorio y encuentran que cuando a las personas se les pide realmente las donaciones, éstas muestran una menor disposición a

pagar que cuando se les pregunta por una declaración hipotética sobre cuánto donarían para obtener el bien.

Otro aspecto es que aun cuando el MVC se aplica a situaciones reales de toma de decisiones, existe la preocupación de si la gente declara la verdad. Samuelson (1954) sugiere que si los agentes tuviesen que pagar una cantidad de dinero por el bien público de acuerdo al interés que tienen individualmente, tratarían de mostrar un menor interés. Muchos otros artículos tratan este problema desde otros ángulos (Benneth, 1987; Hoehn y Randall, 1987; Milon, 1989; Mitchell y Carson, 1989; Arrow *et al.*, 1993; McFadden, 1994; Polomé, 1998; Posavac, 1998; Carson *et al.*, 2000; Camacho, 2001, entre otros).

Sin embargo, Riera (2001) muestra que un formato particular del MVC es no manipulable bajo determinadas condiciones. Esto es, cuando se utiliza la mediana (o cualquier otra regla de mayoría) como valor de referencia de decisión en una pregunta de formato abierto. Si puede demostrarse que una propiedad teórica de no manipulabilidad conduce en la práctica a las personas a "declarar la verdad", entonces, el uso del MVC podría ser aceptado con mayor confianza. Cabe mencionar que la no manipulabilidad de la mediana ha sido establecida con anterioridad en la literatura sobre elección social (véase por ejemplo Black, 1948).

En este capítulo de la tesis se muestra bajo qué condiciones el MVC es no manipulable. Además, se analiza y contrasta mediante un experimento de laboratorio, la diferencia entre utilizar un formato manipulable o no manipulable.

El capítulo se estructura de la siguiente manera. En la siguiente sección se aborda el planteamiento teórico sobre la no manipulabilidad del formato de la mediana y la manipulabilidad del formato de la media. En la sección 3 se describe el diseño del experimento de laboratorio, así como las hipótesis planteadas para comprobar este planteamiento. En la sección 4 se presentan los resultados obtenidos en los experimentos y los resultados del contraste de hipótesis. Finalmente, en la sección 5 se exponen las conclusiones del capítulo. Las instrucciones y el material utilizados en el experimento se muestran en el anexo 4.

3.2 Formatos manipulables y no manipulables

Considérese el siguiente marco teórico. Un decisor está considerando si proveer un bien público cuyo coste por el momento no ha sido estimado con precisión. Su decisión estará basada en los resultados de un ejercicio de valoración contingente sobre una muestra de la población, siendo la muestra de individuos (u hogares, o empresas) de tamaño $n > 1$, donde $N = (1, 2, \dots, n)$. Los i individuos son anónimos, de tal forma que el tomador

de decisiones no puede discriminar entre ellos, y sus preferencias son privadas. El MVC utiliza un formato abierto en la pregunta de valoración, donde las respuestas denotan la máxima disposición a pagar individual (DAP), con $DAP_i \in \mathbf{R}^+$. Después de recolectar las respuestas o bien se aplica la regla de la media o la de la mediana (o cualquier otra mayoría). Si se aplica la regla de la media, el bien se provee si la media de DAP es mayor o igual que la parte individual del coste (c), calculado como el total del coste dividido entre el total de la población, y el dinero se recolecta independientemente de cada declaración personal. Si $DAP^{media} < c$, el bien no se provee y el dinero no se recolecta. De la misma forma, si se aplica la regla de la mediana el bien se provee y el dinero se recolecta cuando $DAP^{mediana} \geq c$, y no se provee el bien ni se recolecta el dinero cuando $DAP^{mediana} < c$. Antes de hacer sus declaraciones, los individuos tienen conocimiento de la regla que se aplica. Nótese que puesto que c es desconocida hasta el momento, el número de resultados sociales es mayor que 2, ya que el bien puede proveerse a más de un precio. Este no es el caso del referéndum puro, donde existen solamente dos posibles resultados sociales, proveer el bien a un cierto precio, o no proveer el bien y no incurrir en ningún coste.

Aunque los individuos no conocen con exactitud el coste, ellos pueden tener alguna expectativa sobre éste. Se supone también que los agentes son maximizadores de utilidad, que tienen un comportamiento racional y que son neutrales al riesgo.

El MVC se define como no manipulable cuando no existe un individuo i que pueda manipularlo. Un individuo i puede manipularlo si con una respuesta falsa (DAP^s) y el resto de individuos declarando su verdadera disposición a pagar (DAP^*), el individuo i está mejor con el resultado social obtenido que con otro donde él y el resto de los individuos declarasen su verdadera DAP.

3.2.1 Regla de la media

La regla de la media en la aplicación del MVC con formato abierto es manipulable. Para verlo de forma intuitiva, considérese un individuo i en una muestra de $N = 3$, con una máxima disposición a pagar (DAP^*_i) de \$300, que espera que el coste individual sea de \$500. Supóngase que los otros individuos estarían dispuestos a pagar \$500 y \$700, por lo que la media del resto de individuos (DAP^{media}_{-i}) es de \$600. Declarando \$300 el individuo i conduce a $DAP^{media} = \$500$. Con este resultado el bien se provee ya que el coste es también \$500. Dado que el individuo i no quiere el bien a más de \$300, tiene incentivos a declarar una cantidad menor, en particular \$0, llevando la DAP^{media} por debajo del coste esperado.

Para mostrar un poco más formalmente que el formato abierto del MVC con la regla de la media es manipulable, es suficiente demostrar que

puede existir un caso donde un individuo esté mejor declarando una respuesta falsa, si el resto declara su verdadera disposición a pagar. Por tanto, basta demostrar que $n = (2, 3, \dots, n)$, existe una combinación de DAP_j^* , DAP_i^* , DAP_i^s , c_i y c , todos ellos reales positivos y finitos, tales que

(a) $\sum_{j \neq i} DAP_j^* + DAP_i^s < cN$, mientras que

(b) $\sum_{j \neq i} DAP_j^* + DAP_i^* > cN$, siendo

(c) $0 < DAP_i^s < c_i$,

donde DAP_j^* y DAP_i^* es la verdadera DAP de los agentes i y j para una determinada cantidad de bien público, DAP_i^s es la respuesta falsa de DAP declarada por el individuo i , c_i es su coste esperado, c el coste individual real y N el tamaño de la muestra.

Puesto que $DAP_i^* \in \mathbf{R}^+$ y $c_i \in \mathbf{R}^+$, la combinación (c) existe. Ahora, se define convenientemente DAP_j^* y DAP_i^* tal que resuelvan (b) como igualdad. De nuevo, puesto que $DAP_i^* \in \mathbf{R}^+$, existirá una $DAP_i^s \in \mathbf{R}^+$, tal que $0 < DAP_i^s < DAP_i^*$, con lo que se pasará de la situación (b) a la situación (a), lo cual favorece al individuo i , quien de acuerdo a (c) no quiere el bien a este coste.

3.2.2 Regla de la mediana

Por otra parte, la regla de la mediana (o cualquier otra mayoría) no es manipulable. Para verlo de forma intuitiva, considérese un individuo i en una muestra de $N = 3$, con una máxima disposición a pagar (DAP^*_i) de \$300, que espera que el coste individual sea de \$500. Supóngase que los otros individuos estarían dispuestos a pagar \$100 y \$600, considerando como mediana el valor mayor se tendría que la $DAP^{mediana}_{-i}$ es de \$600 y con el coste de \$500 el bien se provee. Dado que el individuo i no quiere el bien a más de \$300 no tiene incentivos a declarar una cantidad mayor si el coste esperado es de \$500. Pero tampoco tiene incentivos a declarar una cantidad menor, si declarando \$300 consigue que $DAP^{mediana} < c$, como es el caso ($DAP^{mediana} = \$300$), entonces no tendrá necesidad de declarar una cantidad inferior. Supóngase ahora que los otros individuos estarían dispuestos a pagar \$500 y \$600, la $DAP^{mediana}_{-i}$ sigue siendo de \$600. Declarando \$300 el individuo i conduce a $DAP^{mediana} = \$500$, si declarando \$300 no consigue pasar de $DAP^{mediana} > c$ a $DAP^{mediana} < c$, entonces tampoco lo logrará con una declaración inferior a \$300, ni siquiera declarando cero. Y en caso de declarar una cantidad inferior, se arriesga a que el bien no se provea si por ejemplo el coste real fuese de \$300 en vez de \$500. Otros ejemplos numéricos se muestran en las instrucciones del anexo 4.

Para demostrar más formalmente este planteamiento para $n = (3, 5, \dots, n)$ impar, (a) supóngase primero que actualmente $DAP_i^* < c$, y por tanto el individuo i desea el bien público, y es su interés que la mediana sea al menos igual al coste ($DAP^{mediana} = c$), por mucho que declare una $DAP_i^S > DAP_i^*$, no logrará cambiar de $DAP^{mediana} < c$ a $DAP^{mediana} = c$. Por tanto el individuo i no puede estar mejor declarando una cantidad superior a DAP_i^* . Declarando $DAP_i^S < DAP_i^*$ tampoco puede cambiar de $DAP^{mediana} < c$ a $DAP^{mediana} = c$. Por tanto, el individuo i no puede estar mejor declarando una cantidad inferior a DAP_i^* , pero se arriesga a cambiar $DAP^{mediana} = c$ a $DAP^{mediana} < c$, empeorando por tanto con el nuevo resultado social.

(b) Si $DAP_i^* > c$, el individuo i desea rechazar el bien público y consecuentemente quiere que la mediana sea $DAP^{mediana} < c$. Declarando $DAP_i^S < DAP_i^*$ no puede cambiar de $DAP^{mediana} = c$ a $DAP^{mediana} < c$. Por tanto, el individuo i no puede estar mejor declarando una cantidad inferior a DAP_i^* . Declarando $DAP_i^S > DAP_i^*$ tampoco puede cambiar de $DAP^{mediana} = c$ a $DAP^{mediana} < c$. Por tanto el individuo i no puede estar mejor declarando una cantidad superior a DAP_i^* , pero se arriesga a pasar de $DAP^{mediana} = c$ a $DAP^{mediana} < c$, empeorando así su situación.

(c) Combinando (a) y (b), el individuo i se arriesga a empeorar tanto declarando de más como de menos y nunca podrá estar mejor que declarando DAP_i^* . Puesto que un formato es manipulable si algún individuo i puede estar mejor declarando una respuesta falsa en vez de

declarar la verdadera, entonces, el formato abierto de la mediana en el MVC es no manipulable bajo los supuestos realizados.

El caso para n par, es no manipulable dependiendo de la regla de decisión entre las dos medianas cuando éstas son diferentes. Puede verse fácilmente que la demostración se sostiene asignando la mediana siempre al valor superior (o inferior) de los dos.

Este planteamiento también puede extenderse a cualquier otra regla de mayoría distinta de la mediana.

La diferencia entre utilizar la regla de la media o la de la mediana en la práctica, puede contrastarse en un experimento de laboratorio bajo el marco descrito anteriormente.

3.3 Diseño del experimento

Se realizaron cuatro experimentos independientes en los que participaron voluntariamente un total de 132 individuos². El experimento consistió en simular la compra de un bien sin especificar, donde la decisión de compra era en todos los casos una decisión colectiva. En cada experimento los

² En los experimentos participaron estudiantes de varias carreras de la Universitat Autònoma de Barcelona, entre el 17 y el 25 de mayo de 2001.

participantes declaraban la cantidad que pagarían por el bien y debían pagar su coste si el grupo decidía comprarlo bajo una cierta regla de decisión (media o mediana). Estos formatos se utilizaron como se muestra en la tabla 3.1, de acuerdo a la información proporcionada sobre el carácter manipulable o no de la regla de decisión.

Tabla 3.1 Experimentos realizados

Experimento	Participantes	Formato de la regla de decisión
1	35	Mediana
2	32	Media
3	31	Mediana con información ^a
4	34	Media con información ^b

^a informando que la regla de la mediana no es manipulable.

^b informando que la regla de la media es manipulable.

3.3.1 Instrucciones para el formato no manipulable

En el experimento 1 se explicó solamente que la mediana era la regla de decisión para comprar o no el bien. En cambio, en el experimento 3, además de explicar esta regla de decisión, se proporcionó información sobre la no manipulabilidad de este formato.

Las instrucciones sobre la no manipulabilidad consistieron en explicar que cuando se usa la regla de la mediana los participantes maximizan sus ganancias cuando declaran su verdadera valoración por el bien y que si declaran una cantidad distinta se arriesgan a tener pérdidas o a dejar

de tener ganancias, independientemente de la valoración que les haya sido asignada y del coste del bien. Este concepto se ejemplificó suponiendo un grupo de tres participantes, analizando la situación particular de cada uno en el grupo de acuerdo a las diferentes posibilidades donde podrían ubicarse el coste y la mediana de las respuestas del grupo. El anexo 4 contiene las instrucciones completas del experimento.

3.3.2 Instrucciones para el formato manipulable

En el experimento 2 se utilizó la regla de la media, donde al igual que en el experimento 1, sólo se proporcionó información sobre la regla de decisión. Y en el experimento 4 se proporcionó información adicional sobre la manipulabilidad de este formato.

Las instrucciones sobre la manipulabilidad consistieron en explicar que cuando se usa la regla de la media los participantes sí tienen incentivos para declarar una cantidad distinta de su verdadera disposición a pagar, y conseguir así mayores ganancias aunque también con cierto riesgo de tener pérdidas. Además, se explicó que cuanto más baja fuese la disposición a pagar verdadera de los participantes, tendrían más incentivos para declarar una cantidad menor; mientras que cuanto más alta fuese la disposición a pagar verdadera, tendrían más incentivos para

declarar una cantidad mayor. Se explicó también que cuanto más extrema (a la alza o a la baja) fuese su declaración, mayor sería su influencia sobre la media. Al igual que en el caso de la no manipulabilidad, aquí también se ejemplificó la explicación suponiendo un grupo de tres participantes, analizando la situación particular de cada uno en el grupo de acuerdo a las diferentes posibilidades donde podrían ubicarse el coste y la media de las respuestas del grupo.

3.3.3 Instrucciones generales

Las instrucciones comunes de los cuatro experimentos pueden ser resumidas como sigue.

- a. A cada participante se le asignó un valor de forma aleatoria con la misma probabilidad entre 1 y 1000 pesetas, que representaba su máxima disposición a pagar verdadera (DAP^{*}).

- b. En una tarjeta de compra (véase el anexo 4) los participantes debían expresar su disposición de pago declarada (DAP^s) ante una pregunta de valoración de formato abierto. Se informó también que las características de los bienes no eran relevantes pues el interés de cada persona por el bien estaba representado por la valoración que les había sido asignada.

c. Con respecto al coste se informó que era el mismo para todos los participantes y que éste se pagaría sólo si la compra se realizaba. Al momento de la decisión los participantes no conocían con exactitud el coste del producto, sólo sabían que se sortearía entre 1 y 1000 pesetas, teniendo cada número natural la misma probabilidad de ser elegido, de tal forma que el coste medio esperado era de 500 pesetas por persona.

d. En cada experimento se informó que las ganancias para cada individuo corresponderían a la diferencia entre su DAP^* y el coste del bien, que serían pagadas en efectivo al final del experimento y que cada participante disponía de 1000 pesetas al inicio del experimento.

3.3.4 Contraste de hipótesis

Una respuesta se considera falsa si la persona declara una disposición de pago diferente de la valoración que le ha sido asignada ($DAP^s \neq DAP^*$), y verdadera en caso contrario. Dadas las diferencias entre una regla de decisión no manipulable y una manipulable, se esperaría que la proporción de respuestas falsas obtenidas con la regla de la mediana fuese diferente de las obtenidas con la regla de la media. Para comprobar esta hipótesis se plantea el siguiente contraste:

$$H_0: p_1 = p_2 \quad [3.1]$$

$$H_1: p_1 \neq p_2$$

donde p_1 es la proporción de respuestas falsas en la regla no manipulable y p_2 es esta misma proporción en la regla manipulable. El no rechazo de H_0 sugeriría que las proporciones de las respuestas falsas son independientes de la regla utilizada, es decir, que no habría diferencias entre las respuestas provenientes de un formato no manipulable y las provenientes de un formato manipulable.

Para contrastar esta hipótesis se calcula el estadístico Chi-cuadrado de Pearson:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{(X_{ij} - n_j p_{ij})^2}{n_j p_{ij}}$$

donde i corresponde a los dos tipos de respuesta analizados (falsa o verdadera), j se refiere a los dos tipos de formato que se comparan cada vez (manipulable o no manipulable), X_{ij} corresponde a la cantidad del tipo de respuesta que se obtiene en cada tipo de formato analizado y p_{ij} es la probabilidad que la respuesta sea del tipo i en el formato j .

Otro aspecto a comprobar es la influencia de la información sobre la tendencia a mentir de los individuos. En este sentido se esperaría que la proporción de respuestas falsas en la regla de la mediana sin información

sobre su no manipulabilidad fuese diferente de la obtenida en la regla de la mediana con esta información. De la misma manera, se esperaría que la proporción de respuestas falsas en la regla de la media sin información sobre su manipulabilidad fuese diferente de la obtenida en la regla de la media con esta información. Para comprobar estos planteamientos se contrasta la hipótesis [3.1], donde π_1 es la proporción de respuestas falsas en un formato sin información y π_2 esta misma proporción en un formato con información. El no rechazo de H_0 sugeriría que la proporción de respuestas falsas es independiente de la información proporcionada cada vez, es decir, que el hecho de presentar o no la información sobre manipulabilidad o no manipulabilidad no influye significativamente en las respuestas de los individuos.

3.4 Resultados del experimento

La tabla 3.2 muestra los porcentajes de respuestas verdaderas y falsas obtenidas en cada experimento, así como los resultados de los contrastes estadísticos. En general se observa un alto porcentaje de respuestas falsas, lo que parece sugerir que este sea el comportamiento habitual. Sin embargo, una mayor proporción de personas declaran su verdadera disposición a pagar en un escenario de valoración basado en la regla de la mediana con información sobre la no manipulabilidad. En cambio, en

los otros tres experimentos no se observan diferencias en cuanto a la proporción de respuestas falsas o verdaderas.

Tabla 3.2 Resultados del comportamiento estratégico

Experimento	1 Mediana	2 Media	3 ^a Mediana con información	4 ^a Media con información
% de la muestra que				
<i>Declara la verdad</i>	6	3	45	6
<i>Respuesta falsa</i>	94	97	55	94
Contraste χ^2^b con				
<i>Experimento 1</i>		0,26	13,92*	0
<i>Experimento 2</i>			15,33*	0,28
<i>Experimento 3</i>				13,48*

^a Con información se refiere a proporcionar la información sobre la manipulabilidad o la no manipulabilidad.

^b Contraste χ^2 de proporción de respuestas falsas entre experimentos. Un asterisco * indica una diferencia al 5% de significancia.

3.4.1 Comportamiento estratégico

El contraste de la hipótesis [3.1] revela que la diferencia de proporciones de respuestas falsas es estadísticamente significativa sólo entre la regla de la mediana con información sobre su manipulabilidad y el resto de los formatos. Ello sugiere que el comportamiento estratégico disminuye al conocer los individuos que el ejercicio no es manipulable, lo que constituye una propiedad práctica deseada, además de teórica.

También se detecta que en la regla de la mediana hay una influencia notable de la información en el comportamiento de los individuos. En el experimento 1, sin información sobre la no manipulabilidad de la regla de la mediana, el 94% de las personas declaró una respuesta falsa; mientras que en el experimento 3, informando que la regla de la mediana no es manipulable, la proporción de este tipo de respuesta fue del 55%. El contraste χ^2 revela que la diferencia de proporciones de respuestas falsas entre el primer y tercer experimento es estadísticamente significativa. Este resultado confirma la diferencia entre proporcionar o no la información sobre la no manipulabilidad de la regla de la mediana.

En cambio, la influencia de la información en la regla de la media, es apenas perceptible. En el experimento 2, sin información sobre la manipulabilidad de la regla de la media, el 97% de las personas declaró una respuesta falsa. De forma similar, en el experimento 4, informando que la regla de la media sí es manipulable, la proporción de respuestas falsas fue del 94%. El contraste χ^2 revela que la diferencia de proporciones de respuestas falsas entre el segundo y cuarto experimento no es estadísticamente significativa. Este resultado confirma la naturaleza manipulable de la regla de la media, independientemente de informar o no a los individuos que bajo este formato existen incentivos a mentir.

Tampoco se detectan diferencias al comparar los resultados de los experimentos 1 y 2 en los que se utilizaron las dos reglas (mediana y media respectivamente) sin información sobre la manipulabilidad. Los porcentajes de respuestas falsas fueron del 94% en el experimento 1 y del 97% en el experimento 2. El contraste χ^2 revela que la diferencia entre estas proporciones no es estadísticamente significativa. A partir de este resultado se deduce que los individuos no se comportan de manera diferente al utilizar la regla de la media o la de la mediana mientras no se proporcione información sobre la manipulabilidad o no manipulabilidad de estos formatos.

3.4.2 Otros indicadores del comportamiento estratégico

Otra manera de analizar las diferencias entre los formatos donde se proporcionó información sobre la manipulabilidad y no manipulabilidad (experimentos 4 y 3 respectivamente), es a través de los porcentajes de respuestas extremas. De acuerdo con los resultados de la tabla 3.3, con la regla de la mediana sólo un 3% de los participantes declaró cero pesetas y ninguno declaró 1000 pesetas, mientras que con la regla de la media los porcentajes para este tipo de respuestas fueron del 21 y 12% respectivamente. Este mismo comportamiento se refleja al comparar la diferencia entre DAP^* y DAP^s en términos absolutos. Tal como se muestra en la tabla 3.3, los participantes mintieron con mayor intensidad en la regla

de la media (146 pesetas en promedio) en comparación con la regla de la mediana (88 pesetas en promedio).

Tabla 3.3 Otros indicadores del comportamiento estratégico

Experimento	1 Mediana	2 Media	3 Mediana con información	4 Media con información
% de la muestra que				
<i>declara mínimo</i>	3	9	3	21
<i>declara máximo</i>	3	19	0	12
 DAP^s - DAP* 				
<i>promedio</i>	214	171	88	146

DAP^s es la disposición de pago declarada, DAP* es la disposición a pagar verdadera, declara mínimo corresponde a las respuestas de cero pesetas y declara máximo corresponde a las respuestas de 1000 pesetas.

La influencia de la información en la regla de la mediana se manifiesta también al comparar la diferencia absoluta entre DAP^s y DAP* en los experimentos 1 y 3, que pasa de 214 pesetas en promedio en un escenario de valoración basado en la mediana sin información sobre su no manipulabilidad, a 88 pesetas cuando se proporcionó esta información. Prácticamente no se detectan diferencias en los porcentajes

de personas que declaran valores extremos, pues en ambos experimentos se observan valores entre el 0 y el 3%.

Por otra parte, respecto a la influencia de la información en la regla de la media, como se ha visto anteriormente, no se detectaron diferencias entre proporcionar o no la información sobre su manipulabilidad. Al comparar la diferencia absoluta entre DAP^s y DAP^* en los experimentos 2 y 4 se observa que pasa de 171 pesetas en promedio en un escenario de valoración basado en la media sin información sobre la manipulabilidad, a 146 pesetas cuando se proporcionó esta información. Este resultado a la baja es también congruente con la información explicada sobre la influencia de declarar los valores mínimo o máximo sobre la media de las respuestas del grupo, pues en el experimento 4 una mayor cantidad de personas declaró la cantidad mínima, un 21% contra el 9% del experimento 2, mientras que la cantidad de personas que declaró la cantidad máxima pasa del 19 al 12% del segundo al cuarto experimento.

La sugerencia de que en presencia de comportamiento estratégico las personas no se comportan de forma generalizada declarando valores extremos ya se encuentra en los años ochenta (véase Randall *et al.*, 1983). Los resultados obtenidos en este experimento refuerzan esa conclusión. De ser así, en la práctica de los ejercicios de valoración contingente no se detectaría con facilidad el tamaño de sesgo estratégico con solo mirar a la cantidad de valores extremos obtenidos, sobre todo

considerando que en tres de los experimentos aquí realizados, se comportaron estratégicamente más del 90% de los individuos.

3.5 Efecto del aprendizaje en experimentos repetidos

Se comprueba a continuación si existe algún efecto de “aprendizaje” en el comportamiento de los individuos debido la realización continua de dos ejercicios de valoración en un mismo experimento. De darse este efecto, se esperaría que la proporción de respuestas falsas fuese diferente entre la primera y la segunda valoración utilizando la misma regla de decisión.

La secuencia de valoraciones en cada experimento se muestra en la tabla 3.4. En la segunda valoración del experimento 1 se utilizó la regla de la mediana con información sobre la no manipulabilidad, y en la segunda valoración del experimento 2 se utilizó la regla de la media con información sobre la manipulabilidad. En los experimentos 3 y 4 se utilizaron alternadamente las dos reglas en cada valoración, ambas con información.

Tabla 3.4 Experimentos repetidos

Experimento	Formato de la regla de decisión
1	Mediana
	Mediana con información
2	Media
	Media con información
3	Mediana con información
	Media con información
4	Media con información
	Mediana con información

Para comprobar este planteamiento se contrasta la hipótesis [3.1] de igualdad de proporciones, donde p_1 es la proporción de respuestas falsas con la regla de la media/mediana en una primera valoración y p_2 esta misma proporción con la regla de la media/mediana en una segunda valoración. De aceptar H_0 se consideraría que el efecto del aprendizaje no es relevante en las decisiones de los individuos.

En los resultados de las tablas 3.5 y 3.6 se observa un cierto efecto del aprendizaje al comparar los porcentajes de respuestas falsas entre un primer y un segundo experimento para una misma regla, pues en todos los casos, una menor proporción de personas declaró una respuesta falsa en la segunda valoración. Este comportamiento es más acentuado cuando se utilizó la regla de la mediana.

En cuanto a la regla de la mediana, se observa en la tabla 3.5 que el 55% de las personas declaró una respuesta falsa cuando se utilizó esta regla en la primera valoración (experimento 3). Mientras que cuando se utilizó esta regla en la segunda valoración, tan sólo el 9% (experimento 4) y el 20% (experimento 1) de las personas declararon una respuesta falsa. El contraste χ^2 revela que esta diferencia de proporciones entre el experimento 3 y los experimentos 1 y 4 es estadísticamente significativa, con lo que se confirma que la opinión de los individuos difiere entre una

primera y una segunda valoración al utilizar la regla de la mediana. El mismo resultado se observa al comparar la diferencia absoluta entre DAP^S y DAP^* , que ha sido de 88 pesetas en promedio en una primera valoración (experimento 3), y de 22 y 23 pesetas en una segunda valoración (experimentos 1 y 4 respectivamente). En cambio, las diferencias entre los porcentajes de respuestas extremas son mínimas.

Tabla 3.5 Mediana con información en experimentos repetidos

	Primera valoración	Segunda valoración	
	Experimento 3	Experimento 1	Experimento 4
% de la muestra que			
<i>Declara la verdad</i>	45	80	91
<i>Respuesta falsa</i>	55	20	9
Contraste χ^2^a con			
<i>Experimento 3</i>		8,62*	16,11*
<i>Experimento 1</i>			1,73
Otros indicadores			
<i>% que declara mínimo</i>	3	0	0
<i>% que declara máximo</i>	0	0	0
promedio $DAPs - DAP^*$	88	22	23

^a Contraste χ^2 de proporción de respuestas falsas entre experimentos. Un asterisco

* indica una diferencia al 5% de significancia.

Al realizar el contraste χ^2 entre los resultados de la segunda valoración para los experimentos 1 y 4, se obtiene que la diferencia no es estadísticamente significativa (tabla 3.5), por lo que se deduce que los

resultados de esta segunda valoración son independientes de la regla que haya sido utilizada en la primera valoración.

Por otra parte, en cuanto a la regla de la media, se observa en la tabla 3.6 que el 94% de la personas declaró una respuesta falsa cuando se utilizó esta regla en la primera valoración (experimento 4). Mientras que cuando se utilizó esta regla en una segunda valoración, el 77% (experimento 3) y el 91% (experimento 2) de las personas declararon una respuesta falsa. El contraste χ^2 revela que esta diferencia de proporciones entre el experimento 4 y los experimentos 2 y 3 no es estadísticamente significativa, con lo que se deduce que no hay diferencia entre la primera y la segunda valoración al utilizar la regla de la media. Este resultado también se observa al comparar los porcentajes de respuestas extremas y la diferencia absoluta entre DAP^s y DAP^* , pues prácticamente no se detectan diferencias entre los experimentos 4 y 3. En el experimento 2 se registró un mayor porcentaje de respuestas máximas, un 19% contra el 12% y 13% de los experimentos 4 y 3 respectivamente, y se observó también una mayor diferencia absoluta entre DAP^s y DAP^* , siendo de 234 pesetas en promedio, mientras que en los experimentos 3 y 4 fue de alrededor de las 140 pesetas.

Al realizar el contraste χ^2 entre los resultados de la segunda valoración para los experimentos 2 y 3, se obtiene que la diferencia no es estadísticamente significativa (tabla 3.6), con lo que se deduce también en este caso, que los resultados de la segunda valoración son

independientes de la regla que haya sido utilizada en la primera valoración.

Tabla 3.6 Media con información en experimentos repetidos

	Primera valoración	Segunda valoración	
	Experimento 4	Experimento 2	Experimento 3
% de la muestra que			
<i>Declara la verdad</i>	6	9	23
<i>Respuesta falsa</i>	94	91	77
Contraste χ^2 ^a con			
<i>Experimento 4</i>		0,28	3,79
<i>Experimento 2</i>			2,05
Otros indicadores			
<i>% que declara mínimo</i>	21	19	19
<i>% que declara máximo</i>	12	19	13
<i>promedio DAPs - DAP* </i>	146	234	140

^aContraste χ^2 de proporción de respuestas falsas entre experimentos. Un asterisco * indica una diferencia al 5% de significancia.

3.6 Conclusiones

Tal como se ha descrito anteriormente, la potencial manipulabilidad del MVC puede conducir a resultados sesgados si existe un comportamiento estratégico por parte de los agentes. Sin embargo, según la teoría económica existen formatos de la pregunta de valoración que no son manipulables. El objetivo de este capítulo ha sido el de comprobar en la práctica la no manipulación de un formato abierto basado en la regla de la mediana y contrastar sus diferencias con un formato basado en la regla de

la media que sí es manipulable. Estos contrastes se han realizado con información procedente de un experimento de laboratorio. Los resultados permiten obtener las siguientes conclusiones.

Se ha comprobado que una mayor proporción de personas declaran su verdadera disposición a pagar en un experimento cuando se proporciona información sobre la no manipulabilidad de la regla de la mediana, en comparación con el resto de opciones aquí utilizadas.

En este mismo sentido, también se ha encontrado que la proporción de personas que declaran un valor mínimo ó máximo es mayor en los experimentos donde se utiliza la regla de la media. Así mismo, en la regla de la mediana con información sobre la no manipulabilidad se ha detectado la menor media de la diferencia en términos absolutos entre los valores reales y los declarados de la disposición a pagar.

También se ha comprobado que efectivamente hay una influencia de proporcionar la información sobre la no manipulabilidad de la regla de la mediana, en contraste con no presentar esta información. En cambio, no existen diferencias entre proporcionar o no la información sobre la manipulabilidad de la regla de la media.

Por otra parte, al contrastar los resultados de experimentos repetidos, se comprueba que en el caso de la regla de la mediana, existe un efecto de

“aprendizaje” en el comportamiento de los individuos. En este sentido se observa que una menor proporción de personas declara una respuesta falsa en la segunda valoración con la regla de la mediana, independientemente del formato que se haya utilizado en la primera valoración.

Se demuestra por tanto, a través de la experimentación de laboratorio, que existen formas de corregir el sesgo estratégico utilizando el formato abierto basado en la regla de la mediana. Una posible investigación futura sería la de replicar la instrucciones sobre la no manipulabilidad de la regla de la mediana en el contexto de un ejercicio de valoración real.

CAPÍTULO 4. SESGO DE ESTIMACIÓN

4.1 Introducción

Una de las variantes de la pregunta de valoración más frecuentemente utilizada en las aplicaciones del método de valoración contingente es el formato cerrado o dicotómico. Este formato tiene la ventaja sobre el abierto que la persona entrevistada se enfrenta a una situación más parecida a la de un mercado real, donde debe decidir si acepta o no un bien a un determinado precio (véase por ejemplo, Bishop y Heberlein, 1979; Hanemann, 1984). Sin embargo, el formato dicotómico proporciona relativamente poca información sobre la disposición de pago individual, dado que la respuesta obtenida indica solamente si la disposición de pago es mayor o menor que un determinado precio.

La mayoría de los estudios que utilizan el formato dicotómico en la pregunta de valoración optan por estimaciones basadas en modelos paramétricos para obtener medidas descriptivas (media, mediana) sobre la disposición de pago. Esta elección implica realizar supuestos específicos sobre la forma funcional de la distribución de la variable de disposición de pago. McFadden (1994; 1999) destaca las limitaciones de estimar paraméricamente la disposición de pago a partir del formato dicotómico. En caso de que el supuesto sobre la distribución de la variable

estimada no sea acertado, los estimadores calculados pueden presentar un sesgo notable.

Una de las posibles opciones para afrontar este problema es aproximar las medidas descriptivas a través de la estimación no paramétrica. Kriström (1990) propone el uso de estimadores no paramétricos para ejercicios de valoración de respuesta discreta y destaca dos ventajas significativas de esta aproximación no paramétrica. Primero, que no es necesario hacer ningún supuesto sobre la distribución de los datos, y segundo, que su aplicación puede ser sumamente sencilla. Sin embargo, existe la creencia generalizada (Haneman y Kanninen, 1996: 80) de que las estimaciones no paramétricas requieren de una muestra de datos mucho mayor en comparación con la estimación paramétrica.

Los métodos de estimación no paramétrica y semi-paramétrica han sido estudiados por varios autores (entre ellos Duffield y Patterson, 1991; Chen y Randall, 1997 y Creel y Loomis, 1997). Sin embargo, las investigaciones sobre el diseño de los precios de oferta para aplicaciones no paramétricas han sido escasas (McFadden, 1994; Haneman y Kanninen, 1999), en comparación con las realizadas para las aplicaciones paramétricas (Alberini y Carson, 1993; Cooper, 1993; Kanninen, 1993; Alberini, 1995; Scarpa y Bateman, 2000, entre otros). Por ejemplo, Alberini y Carson (1993) proponen un diseño de determinación de los precios de oferta basado en distribuir los valores por percentiles de acuerdo a la

distribución esperada de la disposición a pagar. En cuanto a la estimación no paramétrica, McFadden (1994: 690) recomienda definir una gran cantidad de precios (incluso un valor distinto para cada persona) muy cercanos entre ellos y distribuidos de forma equidistante dentro de un intervalo predefinido.

Este capítulo de la tesis pretende realizar aportaciones en estas dos líneas: el tamaño muestral y la distribución de los precios, en el marco de la estimación no paramétrica de la media de la disposición a pagar en aplicaciones del formato dicotómico de la pregunta de valoración. Para ello, a partir de un ejercicio de simulación de Monte Carlo, se aplican distintas variantes de estimación no paramétrica de la media de la disposición a pagar y se comparan con la media real de DAP. Adicionalmente, y a efectos de comparación, se realiza también una estimación paramétrica de la disposición a pagar y se contrasta con el valor real de la media de DAP y con los valores obtenidos en las estimaciones no paramétricas.

El capítulo se estructura de la siguiente manera. En la siguiente sección se describen las variantes utilizadas en la estimación no paramétrica y en la estimación paramétrica. En la sección 3 se describe el procedimiento seguido en la simulación de Monte Carlo. La sección 4 se dedica a los resultados obtenidos en la simulación, y finalmente, en la sección 5 se exponen las conclusiones del capítulo.

4.2 Estimación no paramétrica y paramétrica

En la aplicación del formato dicotómico en ejercicios de valoración contingente se definen k diferentes precios, x_1, x_2, \dots, x_k donde $x_1 < x_2, \dots, < x_k$. Al preguntar por estos precios a diferentes submuestras de tamaño n_1, n_2, \dots, n_k , donde $N = \sum_{i=1}^k n_i$ es el total de individuos de la muestra, se pueden observar las r_i personas que aceptan el precio x_i para cada submuestra. A partir de aquí se calcula la proporción de respuestas afirmativas a cada precio $p_i = r_i / n_i$, y se obtiene la secuencia de proporciones de respuestas afirmativas $p = (p_1, p_2, \dots, p_k)$.

Si esta secuencia de proporciones no es monótona no creciente en algún punto ($p_{i+1} > p_i$ para alguna i), Ayer *et al.* (1955) proponen sustituir las proporciones p_i y p_{i+1} que violan la monotonicidad por $(r_i + r_{i+1}) / (n_i + n_{i+1})$, y repetir el procedimiento hasta obtener una secuencia monótona no creciente de estimadores $p = (p_1, p_2, \dots, p_k)$. Una vez obtenida esta nueva secuencia de proporciones, la media de la máxima disposición a pagar puede ser estimada no paramétricamente. Para tal estimación Booman *et al.* (1999) definen tres aproximaciones no paramétricas: un valor máximo denominado medida de Paashe [4.1], un valor intermedio [4.2], y un valor mínimo denominado medida de Laspeyres [4.3], que se describen a continuación.

1) Aproximación no paramétrica máxima (Paashe):

$$\mu \text{ DAP}_P = \sum_{i=1}^{k-1} p_i (x_{i+1} - x_i) \quad [4.1]$$

donde $\mu \text{ DAP}_P$ es el valor máximo estimado de la media de las máximas disposiciones a pagar.

2) Aproximación no paramétrica intermedia:

$$\mu \text{ DAP}_I = \sum_{i=1}^{k-1} p_{i+1} (x_{i+1} - x_i) + \frac{1}{2} (x_{i+1} - x_i) (p_i - p_{i+1}) \quad [4.2]$$

donde $\mu \text{ DAP}_I$ es el valor intermedio estimado de la media de las máximas disposiciones a pagar.

3) Aproximación no paramétrica mínima (Laspeyres):

$$\mu \text{ DAP}_L = \sum_{i=1}^{k-1} p_{i+1} (x_{i+1} - x_i) \quad [4.3]$$

donde $\mu \text{ DAP}_L$ es el valor mínimo estimado de la media de las máximas disposiciones a pagar.

Por otra parte, la estimación paramétrica se realiza a través de un modelo *logit*, por ser el más utilizado en la práctica y no coincidir exactamente con

ninguna de las distribuciones que se simulan, como se explica en la próxima sección. La estimación paramétrica correctamente especificada debería acertar, lógicamente, la media real de las máximas disposiciones a pagar. Así, la introducción del contraste para esta formulación paramétrica actúa como un indicador de cuán importante puede ser el error en caso de mala especificación.

4.3 Diseño de la simulación

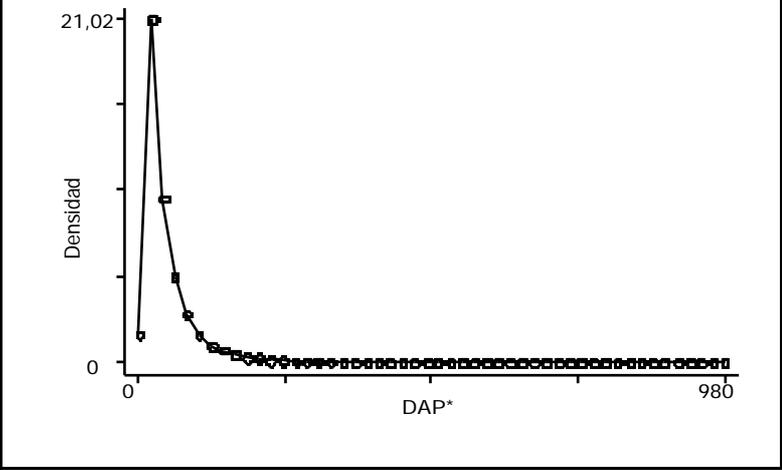
Primeramente se realiza mediante una simulación de Monte Carlo siguiendo un procedimiento similar al de *bootstrapping* (Efron, 1993). A continuación se describe con mayor detalle el proceso de la simulación³.

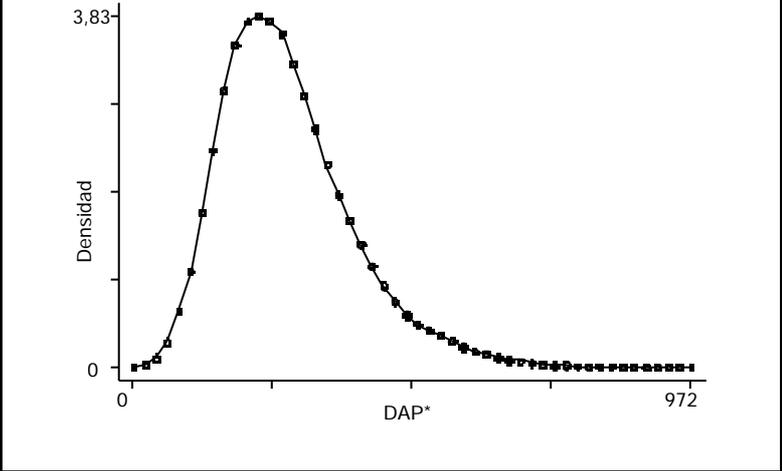
4.3.1 Disposición a pagar real

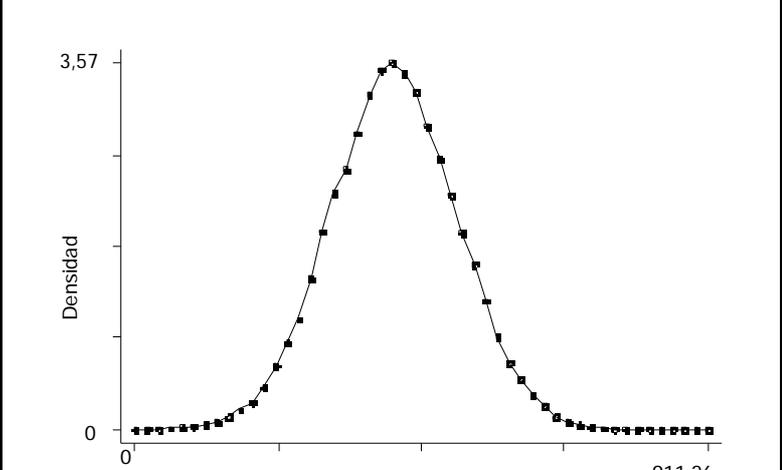
En primer lugar se define la máxima disposición a pagar real (DAP^*) para cada individuo. Ésta se genera aleatoriamente dentro de un intervalo preestablecido de valores siguiendo una de las tres formas funcionales siguientes: lognormal, Weibull y normal, como se muestra en la tabla 4.1. Para cada una de las tres distribuciones se generan 10000 observaciones (NP). Las tres distribuciones se acotan en un intervalo de (0, 1000) unidades monetarias.

³ El programa de la simulación se desarrolla y ejecuta en GAUSS y se muestra en el anexo 5.

Tabla 4.1 Distribuciones de la disposición a pagar real

LOGNORMAL										
 <p>Densidad</p> <p>21,02</p> <p>0</p> <p>0</p> <p>DAP*</p> <p>980</p>	<table border="0"> <tr> <td>Media</td> <td>D.Est.</td> <td>NP</td> </tr> <tr> <td colspan="3">-----</td> </tr> <tr> <td>43,97</td> <td>56,91</td> <td>10000</td> </tr> </table>	Media	D.Est.	NP	-----			43,97	56,91	10000
Media	D.Est.	NP								

43,97	56,91	10000								
WEIBULL										
 <p>Densidad</p> <p>3,83</p> <p>0</p> <p>0</p> <p>DAP*</p> <p>972</p>	<table border="0"> <tr> <td>Media</td> <td>D.Est.</td> <td>NP</td> </tr> <tr> <td colspan="3">-----</td> </tr> <tr> <td>259,74</td> <td>120,53</td> <td>10000</td> </tr> </table>	Media	D.Est.	NP	-----			259,74	120,53	10000
Media	D.Est.	NP								

259,74	120,53	10000								
NORMAL										
 <p>Densidad</p> <p>3,57</p> <p>0</p> <p>0</p> <p>DAP*</p> <p>911,26</p>	<table border="0"> <tr> <td>Media</td> <td>D.Est.</td> <td>NP</td> </tr> <tr> <td colspan="3">-----</td> </tr> <tr> <td>450,06</td> <td>113,34</td> <td>10000</td> </tr> </table>	Media	D.Est.	NP	-----			450,06	113,34	10000
Media	D.Est.	NP								

450,06	113,34	10000								

4.3.2 Submuestras

De cada una de las series de DAP* se extraen aleatoriamente dos muestras de tamaños $N=300$ y $N=1200$. Estas muestras se dividen a su vez en submuestras (n_i) del mismo tamaño de acuerdo a la cantidad de precios (k) que se utilizan.

4.3.3 Diseño de los precios

Tanto en la estimación no paramétrica como en la paramétrica se utilizan tres diferentes diseños de precios de oferta (x_i). El primero de ellos corresponde al diseño por percentiles [4.4] propuesto por Alberini y Carson (1995) para aplicaciones paramétricas; el segundo a un diseño de precios distribuidos de forma equidistante, que se ha denominado sistemático [4.5], similar al propuesto por McFadden (1994); y el tercero a un mecanismo donde los precios de oferta se definen de forma aleatoria [4.6], que se definen a continuación. En los tres diseños se asigna siempre al primer precio el valor cero y al último precio el valor mil, asegurando de esta manera los límites superior e inferior de las proporciones de respuestas afirmativas a la pregunta dicotómica de 100% y 0% respectivamente, resolviendo así el problema del truncamiento en el cálculo no paramétrico (Kriström, 1990; Duffield y Patterson, 1991).

1) Diseño de precios por percentiles:

Para $i = 1$, $x_i = 0$; [4.4]

Para todo i tal que $1 < i < k$, $x_i = \text{DAP}_{j_i}$, $j_i = N(i-1)/(k-1)$;

Para $i = k$, $x_k = 1000$

donde DAP_{j_i} representa la máxima disposición a pagar de la persona j_i , con $N = (1, \dots, j_i, \dots, N)$ ordenado de mayor a menor disposición a pagar, N es el tamaño de la muestra y k la cantidad de precios distintos que se utilizan en el ejercicio, que es de 5 o más. En caso de que j_i no sea un número natural, el resultado se aproxima al número natural más cercano.

2) Diseño de precios sistemático:

Para $i = 1$, $x_i = 0$; [4.5]

Para todo i tal que $1 < i < k$, $x_i = 1000 \cdot (i-1)/(k-1)$;

Para $i = k$, $x_k = 1000$

3) Diseño de precios aleatorio:

Para $i = 1$, $x_i = 0$; [4.6]

Para todo i tal que $0 < i < k$, $x_i = \text{aleatorio uniforme } (0,1000)$;

Para $i = k$, $x_k = 1000$

4.3.4 Respuestas afirmativas

Se considera una "respuesta afirmativa" (r) cuando la máxima disposición a pagar de un individuo es superior o igual al precio que aleatoriamente se le asigna de entre los predeterminados (x_i). Por el contrario, cuando el precio de oferta es mayor que su máxima disposición a pagar, se tiene una respuesta de no aceptación del precio.

Una vez generada la información (x_i, n_i, r_i) para cada muestra ($N=300$ y $N=1200$) de cada una de las tres distribuciones de máxima disposición a pagar (lognormal, Weibull y normal) utilizando cada mecanismo de diseño de determinación de precios de oferta (percentiles, sistemático y aleatorio), se obtiene la disposición a pagar mediante las estimaciones no paramétrica (máxima, intermedia y mínima) y paramétrica (*logit*), probando diferentes cantidades de precios: entre 5 y 300 valores para la primera muestra, y entre 5 y 1200 precios para la segunda muestra. El procedimiento de la simulación se ejecuta para 1000 repeticiones. Los contrastes que se detallan a continuación se realizan utilizando los valores medios del conjunto de 1000 medias de la máxima disposición a pagar que se obtienen con las repeticiones.

4.3.5 Contraste de hipótesis

Se pueden determinar las cantidades de precios que son necesarios para que los valores estimados de DAP no difieran significativamente de los

valores reales (DAP^*). Una forma común para analizar este planteamiento es comparar estadísticamente la diferencia entre ambos valores.

$$H_0: \mu_{DAP} = DAP^* \quad [4.7]$$

$$H_1: \mu_{DAP} \neq DAP^*$$

donde DAP^* es la disposición a pagar media real para cada población, μ_{DAP} la media de las disposiciones a pagar estimadas en cada caso. En la estimación no paramétrica μ_{DAP} corresponde a las medidas máxima (μ_{DAP_p}), intermedia (μ_{DAP_i}) y mínima (μ_{DAP_l}), mientras que en la estimación paramétrica μ_{DAP} corresponde al resultado de la estimación del modelo *logit* ($\mu_{DAP_{LOG}}$). El no rechazo de H_0 confirmaría que la diferencia entre DAP^* y μ_{DAP} no es estadísticamente significativa, y por tanto, que el valor estimado es una buena aproximación del valor real. Para el contraste se aplica el siguiente estadístico t .

$$t = \frac{(\bar{X}_{DAP} - DAP^*)}{\frac{s_{DAP}}{\sqrt{n}}}$$

donde DAP^* es en cada caso la disposición a pagar media real, \bar{X}_{DAP} es la media de las disposiciones a pagar estimadas, s_{DAP} su desviación estándar y n el número de repeticiones de la simulación.

4.4 Resultados

En los gráficos 4.1, 4.2 y 4.3 se resumen los resultados de la simulación para cada uno de los diseños de determinación de los precios de oferta, donde se muestra la evolución de las medias de DAP estimadas respecto a la cantidad de precios utilizados. Se observa, de manera general, que al incrementar la cantidad de precios, la media de los valores estimados de DAP se va aproximando cada vez más al valor real de la media, con algunas excepciones, como se explica con mayor detalle más adelante. También se observa que en la mayoría de los casos, la hipótesis de igualdad de medias entre el valor estimado y real no se rechaza hasta el caso extremo de asignar un precio distinto a cada persona ($k = M$). Por otra parte, se observa en la estimación no paramétrica que conforme aumenta la cantidad de precios de oferta, las diferencias entre las tres medidas calculadas de la media (mínima, intermedia y máxima) se van reduciendo, aproximándose las tres a la media real de la máxima disposición a pagar.

Aquí grafico 4.1

Aquí grafico 4.2

aquí grafico 4.3

4.4.1 Estimación no paramétrica y paramétrica

En la tabla 4.2 se muestran los resultados de la cantidad de precios de oferta que son necesarios para conducir al no rechazo de la hipótesis de igualdad de medias [4.7]. Los resultados se presentan para cada distribución de los valores reales de DAP y para cada diseño de determinación de precios.

Tabla 4.2 Cantidad de precios mínima y máxima requerida para conducir al no rechazo del contraste de igualdad de medias^a

	LOGNORMAL		WEIBULL		NORMAL	
	n=300	n=1200	n=300	n=1200	n=300	n=1200
NO PARAMÉTRICO^b						
Percentiles	50	70	[38 - 60]	60		[400-1200]
Sistemático	[43 - 300]	[50 - 1200]	[15 - 300]	[50-1200]	[15 - 300]	[15 - 1200]
Aleatorio	[100 - 150]	[240-1200]	[15 - 300]	[50-1200]	[15- 300]	[15 - 1200]
PARAMÉTRICO (logit)						
Percentiles					[5 - 43]	[5 -1200]
Sistemático			[15 - 25]		[15 - 300]	[15 -1200]
Aleatorio			[15 -100]		[15 - 300]	[15 -1200]

^a Resultados del contraste [4.7] con una significancia del 5%.

^b Los resultados corresponden al cálculo del valor intermedio [4.2].

Una casilla vacía significa que no se acepta la hipótesis de igualdad de medias.

Los principales resultados se pueden resumir de la siguiente forma:

Cuando la disposición de pago se distribuye de forma normal y el diseño de determinación de precios es sistemático o aleatorio, se requieren 15 precios distintos en los que distribuir la muestra para no rechazar la hipótesis de igualdad de medias tanto en la estimación no paramétrica como en la paramétrica. Por otra parte, se ha encontrado que con un diseño por percentiles y una estimación no paramétrica solamente no se rechaza el contraste en la muestra de 1200 y a partir de los 400 precios de oferta, mientras que en la estimación *logit* son necesarios sólo 5 valores.

Cuando la disposición de pago sigue una distribución Weibull, tanto en la estimación no paramétrica como en la *logit*, se requieren al menos 15 precios distintos obtenidos de forma sistemática o aleatoria para no rechazar la hipótesis de igualdad de medias. En cambio, con un diseño por percentiles solamente no se rechaza esta hipótesis en la estimación no paramétrica con al menos 38 precios de oferta.

Finalmente, cuando la disposición de pago se distribuye de forma lognormal, la estimación no paramétrica con un diseño sistemático permite no rechazar la hipótesis de igualdad de medias con al menos 43 precios, 100 precios para el diseño aleatorio y 50 precios para el diseño por percentiles. Mientras que con la estimación *logit* no se acepta esta hipótesis para ninguno de los diseños de distribución de precios.

4.4.2 Cantidad óptima de precios en la estimación no paramétrica

La cantidad de precios distintos con los que en un determinado diseño se obtiene la menor diferencia absoluta entre la DAP estimada no paramétricamente [4.2] y DAP real, se muestra en la tabla 4.3 y corresponde al valor que aparece en el centro de cada intervalo ([min opt max]). Para ambas muestras se observa que la diferencia en valor absoluto entre DAP estimada no paramétricamente y DAP real ($|\mu_{DAP^*} - \mu_{DAP}|$), va decreciendo, llega a ser mínima y vuelve a crecer, conforme se va incrementando la cantidad de precios de oferta y por tanto disminuyendo el número de personas a las que se les pregunta un determinado precio. Esto significa que aunque la hipótesis de igualdad de medias no sea rechazada en el caso extremo de asignar un precio a cada persona, en términos absolutos la estimación de la media de DAP estará más lejos de la media real que al optar por la cantidad óptima de precios desde el análisis del sesgo. Sin embargo, desde el análisis del error cuadrado medio (ECM), que incorpora la dispersión de los valores además del sesgo, se observa que en la mayoría de los casos éste es mínimo cuando la cantidad de precios de oferta es máxima (tabla 4.3) con un sólo individuo por precio. Una visión mas detallada para el análisis del ECM se muestra en el anexo 6. También se observa que tanto la diferencia absoluta entre DAP estimada y DAP* como el ECM se reducen al incrementar el tamaño de la muestra.

Tabla 4.3 Cantidad de precios de oferta en la estimación no paramétrica que conduce al menor sesgo

	LOGNORMAL DAP* = 43,97	WEIBULL DAP* = 259,74	NORMAL DAP* = 450,06
Percentiles			
N	300	300	
[min opt max]	50	[38 60]	
μDAP_i	43,62	260,06 259,94	
d	0,35	0,32 0,79	
s	13,02	14,60 13,36	
ECM	169,69	213,38 179,16	
N	1200	1200	1200
[min opt max]	70	60	[400 1200]
μDAP_i	44,31	259,65	450,31 450,32
d	1,44	0,09	0,25 0,26
s	7,50	7,31	4,88 4,93
ECM	56,39	53,45	23,90 24,38
Sistemático			
N	300	300	300
[min opt max]	[43 50 300]	[15 43 300]	[15 50 300]
μDAP_i	43,86 43,93 43,75	260,52 259,65 260,55	450,19 449,93 450,71
d	0,10 0,04 0,22	0,78 0,09 0,81	0,13 0,13 0,65
s	8,55 8,63 8,50	15,48 15,09 14,76	15,36 15,07 14,30
ECM	73,26 74,52 72,36	240,35 227,90 218,64	236,08 227,16 205,12
N	1200	1200	1200
[min opt max]	[50 150 1200]	[50 400 1200]	[15 400 1200]
μDAP_i	44,13 43,96 44,15	259,41 259,73 259,46	450,27 450,16 449,73
d	0,15 0,01 0,18	0,33 0,01 0,28	0,21 0,10 0,33
s	4,39 4,48 4,34	7,60 7,39 7,28	7,70 7,14 7,36
ECM	19,36 20,08 18,89	57,92 54,61 53,16	59,41 51,03 54,40
Aleatorio			
N	300	300	300
[min opt max]	[100 150]	[15 75 300]	[15 75 300]
μDAP_i	44,51 44,15	260,65 259,87 259,29	450,5 450,04 450,59
d	0,54 0,18	0,91 0,13 0,45	0,44 0,02 0,53
s	9,40 9,21	22,41 15,84 15,20	22,09 15,67 15,18
ECM	88,72 84,97	503,38 250,93 231,51	488,22 245,69 230,89
N	1200	1200	1200
[min opt max]	[240 400 1200]	[50 240 1200]	[15 300 1200]
μDAP_i	44,18 44,01 44,24	259,32 259,74 259,96	450,27 450,06 449,70
d	0,21 0,04 0,27	0,41 0 0,21	0,21 0 0,36
s	4,78 4,76 4,54	8,52 7,77 7,29	7,70 7,59 7,37
ECM	22,98 22,71 20,79	72,77 60,43 53,20	59,41 57,75 54,51

μDAP^* es la media de la disposición a pagar real, μDAP_i es la media de la disposición a pagar estimada no paramétricamente [4.2], N es el tamaño de la muestra. En el intervalo [min opt max], min es la cantidad mínima de precios de oferta distintos que conducen al no rechazo de la hipótesis de igualdad de medias [4.7], opt es la cantidad de precios con la que se obtiene la menor diferencia entre μDAP^* y μDAP_i , y max es la cantidad máxima de precios que conducen al no rechazo de la hipótesis de igualdad de medias [4.7]. |d| es la diferencia entre μDAP^* y μDAP_i en términos absolutos, s la desviación estándar de estas diferencias y ECM el error cuadrado medio de las mismas.

Por otra parte, se observa que la cantidad de precios que conduce al menor sesgo aumenta considerablemente al pasar de una muestra de 300 a 1200 individuos. Por ejemplo, para un diseño de determinación de precios sistemático cuando la distribución de DAP es lognormal, esta cantidad de precios para una muestra de 300 es de 50 (6 individuos por precio), mientras que para una muestra 1200 es de 150 (8 observaciones por precio); cuando DAP sigue una distribución Weibull las cantidades de precios que obtienen el menor sesgo son de 43 y 400 (7 y 3 observaciones por precio) para cada muestra; y cuando la distribución de DAP es normal estas cantidades de precios de oferta son de 50 y 400 (6 y 3 observaciones por precio) para cada muestra.

Además se comprueba que en todos los casos una muestra mayor (1200 respecto a 300 observaciones) estima valores de la media de la máxima disposición a pagar más cercanos al valor real y obtiene el menor ECM.

Considerando como el mejor resultado posible, el que minimiza la diferencia entre el valor real y el estimado (fila |d| en la tabla 4.3), se observa que los diseños sistemático y aleatorio de distribución de los precios de oferta dan siempre mejores resultados que el de percentiles, originalmente pensado para estimaciones paramétricas. Cuando la distribución es lognormal el mejor comportamiento se observa con el diseño sistemático, con distribuciones normales lo hace el diseño

aleatorio, y para la distribución Weibull el diseño sistemático es preferible para la muestra menor y el aleatorio para la mayor.

En resumen, lo más aconsejable en la práctica para estimaciones no paramétricas desde el análisis del sesgo parece ser la utilización de un diseño sistemático o aleatorio, con un número de precios de oferta relativamente alto, que garanticen alrededor de 6 (de 3 a 8) observaciones por precio, y utilizar la aproximación no paramétrica intermedia. Mientras que bajo el criterio del ECM lo aconsejable sería utilizar un diseño sistemático asignando un precio a cada individuo. Además, tanto desde el análisis del sesgo como del ECM, muestras mayores son preferibles a muestras pequeñas.

4.5 Conclusiones

Optar por la estimación paramétrica de la disposición de pago en ejercicios de valoración contingente implica realizar supuestos específicos sobre su forma funcional que en caso de no ser acertados pueden conducir a estimadores sesgados. Una posible alternativa es la estimación no paramétrica, que además de ser sencilla en su aplicación, no precisa hacer ningún supuesto sobre la distribución de los datos.

En este capítulo de la tesis se ha hecho una comparación entre las estimaciones no paramétrica y paramétricamente de la disposición a pagar, y una comparación entre cada una de estas estimaciones con una disposición de pago real, a través de un ejercicio de simulación de Monte Carlo. Se han considerado tres formas funcionales para DAP^* : normal, Weibull y lognormal. En la aproximación no paramétrica se han calculado tres valores: máximo (Paashe), intermedio y mínimo (Laspeyres), y en la aproximación paramétrica ha sido estimado un modelo *logit* que aunque no es el que corresponde a cada una de las tres formas funcionales de DAP^* , es el que se usa con mayor frecuencia en este tipo de ejercicios. Los precios de oferta han sido determinados de acuerdo a tres diseños diferentes: uno por percentiles de acuerdo con las sugerencias de Alberini y Carson (1993) para estimaciones paramétricas, otro sistemático siguiendo a McFadden (1994) para estimaciones no paramétricas y finalmente, un diseño de precios aleatorios.

El trabajo hace aportaciones sobre el tamaño muestral y el diseño de los precios en estimaciones no paramétricas. En cuanto al tamaño muestral se ha encontrado que si bien muestras mayores (1200 observaciones) son preferibles desde el punto de vista de la minimización de la diferencia entre el valor real y los valores estimados y de la minimización del ECM, también se consiguen resultados estadísticamente aceptables con muestras más pequeñas (300 observaciones). En ambos tamaños de

muestra el ECM será menor ofreciendo un precio distinto a cada persona y utilizando el diseño sistemático.

Respecto al diseño de los precios, se ha encontrado que de entre los diseños de precios examinados, los preferibles parecen ser el sistemático o el aleatorio. A efectos aplicados, los investigadores pueden utilizar la aproximación no paramétrica en caso de dudar sobre cual es la verdadera distribución de DAP o simplemente preferir esta modalidad. Para ello, es aconsejable usar una distribución aleatoria o sistemática de los precios de oferta, con un número de precios de oferta relativamente alto, que garanticen alrededor de 6 (de 3 a 8) observaciones por precio, y utilizar la aproximación no paramétrica intermedia.

Los resultados obtenidos se refieren a la media de la máxima disposición a pagar, pero no a los casos de la mediana o cualquier otro percentil. Una aproximación similar a la aquí desarrollada permitiría en futuras investigaciones determinar las condiciones aceptables y más deseables para el cálculo de la mediana.

CAPÍTULO 5. CONCLUSIONES GENERALES

La literatura identifica varios tipos de sesgos en los resultados del método de valoración contingente. Por una parte, la tesis hace aportaciones en cuanto a la corrección del sesgo de precio de salida en aplicaciones del formato mixto de la pregunta de valoración y del sesgo estratégico en aplicaciones con el formato abierto. Y por otra parte, hace aportaciones sobre el tamaño muestral y el diseño de los precios de oferta en la estimación no paramétrica de la disposición a pagar cuando se utiliza el formato dicotómico.

Con relación al sesgo del precio de salida, la aportación de la tesis radica en proponer un cambio en el tratamiento de este sesgo. La corrección *ex-post* propuesta por Thayer (1981) consiste en aplicar un factor de corrección a los resultados una vez estimada la influencia del precio en las respuestas de los individuos. En el Capítulo 2 se ha propuesto el desarrollo teórico y empírico de mecanismos para determinar los precios de salida que corrijan de manera *ex-ante* el sesgo del precio de salida. La aplicación y comprobación de estos diseños se ha realizado a través de un ejercicio de simulación de Monte Carlo y mediante un ejercicio de valoración de las externalidades relacionadas con la incineración y vertido de residuos sólidos urbanos y al Programa Metropolitano de Gestión de Residuos Municipales del Área Metropolitana de Barcelona.

Los resultados tanto del ejercicio de simulación como del ejercicio de valoración contingente han permitido comprobar que los mecanismos propuestos corrigen de manera *ex-ante* el sesgo del precio de salida, entre ellos se recomiendan los diseños de la media de las tres respuestas anteriores, el de la respuesta anterior y el semi-móvil, y en menor grado los diseños de la media y mediana de todas las respuestas anteriores. También se ha comprobado que la proporción de respuestas de protesta y "no sabe" es mayor en el formato abierto que en el formato mixto (incluidos los diseños secuenciales propuestos). Pero no se ha confirmado una menor variabilidad en las respuestas de la disposición a pagar en el formato mixto en comparación con el formato abierto.

Respecto al sesgo estratégico, la aportación de la tesis consiste en comprobar en la práctica que existen formatos de la pregunta de valoración que están libres de este sesgo. Así, en el Capítulo 3 se comprueba que la regla de decisión basada en la mediana no es manipulable y a través de un experimento de laboratorio se contrastan sus diferencias con el formato manipulable de la media.

Los resultados de este experimento permiten comprobar que una mayor proporción de personas declara su verdadera disposición a pagar cuando se utiliza un formato abierto basado en la regla de la mediana con información sobre su no manipulabilidad, en comparación con los otros

formatos aquí utilizados. Además, se comprueba la diferencia entre el hecho de presentar o no esta información. Se concluye también que la proporción de respuestas verdaderas se incrementa cuando se realizan valoraciones repetidas con la regla de la mediana explicando los conceptos de no manipulabilidad.

En cuanto a la estimación no paramétrica, la aportación de la tesis se dirige al tamaño muestral y al diseño de los precios de oferta cuando se opta por este método de estimación. En el capítulo 4 de la tesis, a través de un ejercicio de simulación de Monte Carlo se hace una comparación entre las estimaciones no paramétrica y paramétrica de la disposición a pagar, y una comparación de estas estimaciones con una disposición de pago real.

Los resultados indican que a efectos aplicados, si se opta por la estimación no paramétrica, desde el análisis del sesgo es aconsejable usar una distribución aleatoria o sistemática de los precios de oferta, con un número de precios de oferta relativamente alto, que garanticen alrededor de 6 (de 3 a 8) observaciones por precio, y utilizar la aproximación no paramétrica intermedia. Bajo el criterio del ECM se recomienda utilizar el diseño de precios sistemático. En cuanto al tamaño muestral se ha observado que tanto el sesgo como el ECM se reducen al incrementar el tamaño de la muestra, y que ECM es mínimo cuando se asigna un precio a cada individuo.

En definitiva, se demuestra que existen formas de disminuir el sesgo del precio de salida en el formato mixto desde el propio diseño de los mismos, donde los investigadores pueden elegir entre una gran variedad de diseños. En esta tesis se han presentado algunas propuestas, todas ellas limitadas a modelos lineales y a una sola variable (la respuesta de las personas entrevistadas con anterioridad). La aplicación de modelos más elaborados y completos (por ejemplo modelos no lineales o sesgos asimétricos) es una posible línea futura de mejora sobre la propuesta realizada en esta tesis.

También se demuestra que existen formas de corregir el sesgo estratégico a través de una pregunta de valoración de formato abierto con una regla de decisión basada en la mediana. Una investigación futura se trasladaría entonces a replicar las instrucciones sobre la no manipulabilidad de la regla de la mediana en el contexto de un ejercicio de valoración real.

Y en cuanto a la estimación no paramétrica, la investigación podría extenderse a la estimación de la mediana, a otros modelos de estimación, a otros mecanismos de diseño de precios de oferta, por ejemplo los sugeridos en el Capítulo 1, y a otras formas de asignación de los precios entre las submuestras de individuos, como por ejemplo las sugeridas por Duffield y Patterson (1991).

REFERENCIAS

Alberini, Anna. 1995. "Testing willingness to pay models of discrete choice contingent valuation survey data." *Land Economics* 71, 1: 83-95.

Alberini, Anna y Richard T. Carson. 1993. "Choice of thresholds for efficient binary discrete choice estimation." Discussion paper 90-34R. Department of Economics, University of California, San Diego.

Arrow, K., R. Solow, P. Portney, E. Leamer, R. Radner y H. Shuman. 1993. "Report of the NOAA panel on contingent valuation." *Federal Register* 58, 10: 4601-4614.

Ayer, Miriam, H.D. Brunk, G.M. Ewing, W.T. Reid y Edward Silverman. 1955. "An empirical distribution function for sampling with incomplete information." *Annals of Mathematical Statistics* 26, 4: 641-647.

Bennett, Jeffrey W. 1987. "Strategic behavior: some experimental evidence." *Journal of Public Economics* 32: 355-368.

Bishop, Richard C. y Thomas A. Heberlein. 1979. "Measuring values of extra market goods: are indirect measures biased?" *American Journal of Agricultural Economics* 61, 5: 926-930.

Black, Duncan. 1948. "On the rationale of group decision-making." *Journal of Political Economy* 56, 1: 23-34.

Boman, Mattias, Göran Bostedt y Bengt Kriström. 1999. "Obtaining welfare bounds in discrete-response valuation studies: a non-parametric approach." *Land Economics* 75, 2: 284-294.

Boyle, Kevin J. , Richard C. Bishop y Michael P. Welsh. 1985. "Starting point bias in contingent valuation bidding games." *Land Economics* 61, 2: 188-196.

Brown, Thomas C., Patricia A. Champ, Richard C. Bishop y Daniel W. McCollum. 1996. "Which response format reveals the truth about donations for a public good?" *Land Economics* 72: 152-166.

Camacho C., Eva, Aurora García G., Nikolaos Georgantzís y Gerardo Sabater G. 2001. "An experimental test of response consistency in CVM." Mimeo. IV Congreso de Economía Aplicada, Reus.

Carson, Richard T., Gary T. Casterline y Robert Cameron Mitchell. 1985. "A note on testing and correcting for starting point bias in CV surveys." Discussion paper QE85-11. Quality of the Environment Division, Resources for the future.

Carson, Richard T., Theodore Groves y Mark J. Machina. 2000. "Incentive and information properties of preference questions." Mimeo. Department of Economics, University of California, San Diego.

Chen, Heng Z. y Alan Randall. 1997. "Semi-nonparametric estimation of binary response models with an application to natural resource valuations." *Journal of Econometrics* 76: 323-340.

Cooper, Joseph C. 1993. "Optimal bid selection for dichotomous choice contingent valuation surveys." *Journal of Environmental Economics and Management* 24: 25-40.

Creel, Michael y John Loomis. 1997. "Semi-nonparametric distribution-free dichotomous choice contingent valuation." *Journal of Environmental Economics and management* 32: 341-358.

Cummings, Ronald G., Steven Elliot, Glenn W. Harrison y James Murphy. 1997. "Are hypothetical referenda incentive compatible?" *Journal of Political Economy* 105, 3: 609-621.

Curtiss, P. S., B. Hernandez, A. Pons, A. Rabl, M. Dreicer, H. Margerie, V. Tort, G. Landrieu, B. Desaignes y D. Prout. 1995. "Environmental impacts and their costs: the nuclear and fossil fuel cycles." European Commission DG XII, contract JOU2-CT92-0236, Luxemburg.

Doménech, Xavier. 1995. *Química atmosférica: origen y efectos de la contaminación*. Miraguano Ediciones, Madrid.

Duffield, John W. y David A. Patterson. 1991. "Inference and optimal design for a welfare measure in dichotomous choice contingent valuation." *Land Economics* 67, 2: 225-239.

Efron, Bradley y Robert J. Tibshirani. 1993. *An introduction to the bootstrap*. Chapman and Hall, New York.

Entitat del Medi Ambient. 1997. *Programa metropolitano de gestión de residuos municipales*. Àrea Metropolitana de Barcelona, Barcelona.

European Commission. 1999. *EU focus on waste management*. Directorate-General. Environment, Nuclear Safety and Civil Protector. DG XI Documentation Centre, Brussels.

European Environment Agency. 1999. *Waste annual topic update 1998*. Topic report No. 6/1999, Copenhagen.

Farmer, Michael. 1999. "Locating severely anchored responses in contingent value exercise." Mimeo. School of Public Policy, Georgia Institute of Technology, Atlanta.

Gándara, F. Guillermo. 1999. "Corrección ex-ante del sesgo del precio de salida en preguntas de formato mixto cerrado-abierto para ejercicios de valoración contingente. Una aplicación a las externalidades de residuos sólidos urbanos." Memoria de investigación. Departament d'Economía Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona, Barcelona.

Gerrard, Michael B. 1995. *Whose backyard, whose risk: fear and fairness in toxic and nuclear waste siting*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Green, Donald, Karen Jacowitz, Daniel Kahneman y Daniel McFadden. 1998. "Referendum contingent valuation, anchoring and willingness to pay for public goods." *Resource and energy economics* 20: 85-116.

Hanemann, W. Michael. 1984. "Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses." *American Journal of Agricultural Economics* 66: 332-341.

Hanemann, W. Michael y Barbara Kanninen. 1996. "The statistical analysis of discrete-response CV data." Working paper 798. Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Berkeley.

Hanemann, W. Michael y Barbara Kanninen. 1999. "Statistical considerations in CVM." Capítulo 11 en Ian Bateman y Kenneth G. Willis (Eds.) *Valuing Environmental Preferences: Theory and Practice of the*

Contingent Valuation Method in the U.S, E.C. and Developing Countries,
Oxford University Press, Oxford.

Herriges, Joseph A. y Jason F. Shogren. 1996. "Starting point bias in dichotomous choice valuation with follow-up questioning." *Journal of environmental economics and management* 30: 112-131.

Hoehn, John P. y Allan Randall. 1987. "A satisfactory benefit-cost indicator from contingent valuation." *Journal of environmental economics and management* 14,4: 226-247.

Kahneman, Daniel, Paul Slovic y Amos Tversky. 1982. *Judgement under uncertainty: heuristics and biases*. Cambridge University Press, New York.

Kanninen, Barbara J.. 1993. "Optimal experimental design for double-bounded dichotomous choice contingent valuation." *Land Economics* 69, 2: 138-146.

Kriström, Bengt. 1990. "A non-parametric approach to the estimation of welfare measures in discrete response valuation studies." *Land Economics* 66, 2: 135-139.

Kriström, Bengt. 1997. "Practical problems in contingent valuation." Capítulo 10 en Raymond J. Kopp, Werner W. Pommerehne y Norbert

Schwarz (Eds.) Determining the value of non marketed goods. Economic, psychological, and policy relevant aspects of contingent valuation methods. Kluwer academic publishers.

McFadden, Daniel. 1994. "Contingent valuation and social choice." *American Journal of Agricultural Economics* 76: 689-708.

McFadden, Daniel. 1999. "Computing willingness to pay in random utility models" Capítulo 15 en J. Moore, R. Riezman y J. Melvin (Eds.) *Trade, theory and econometrics: essays in honour of John S. Chipman*. Routledge.

Milon, J. Walter. 1989. "Contingent valuation experiments for strategic behavior". *Journal of Environmental Economics and Management* 17: 293-308.

Mitchell, Robert Cameron y Richard T. Carson. 1989. *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*. Resources for the future, Washington, D. C.

Organisation of Economic Cooperation and Development (OECD). 1998. *Environmental Data Compendium, 1998*. OECD, Paris.

Polomé, Philippe. 1999. "Experimental evidence on voting manipulation in referendum contingent valuation with induced value." Documento de

Trabajo 9901. Departamento de Economía Aplicada, Universidade de Vigo.

Posovac, Steven S. 1998. "Strategic overbidding in contingent valuation: stated economic value of public goods varies according to consumers expectations of funding source." *Journal of Economic Psychology*, 19, 2: 205-214.

Randall, Alan, John P. Hoehn y David S. Brookshire. 1983. "Contingent valuation surveys for evaluating environmental assets." *Natural resources journal*, 23, 3: 635-648.

Riera, Pere. 1994. *Manual de valoración contingente*. Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Riera, Pere. 2001. "Strategy-proofness in environmental valuation: some positive results." Document de Treball 01.06. Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.

Rueda, Salvador. 1995. *Ecología urbana, Barcelona i la seva regió metropolitana com a referents*. Beta, Barcelona.

Samuleson, Paul. 1954. "The pure theory of public expenditure." *The Review of Economics and Statistics* 36: 387-389.

Scarpa, Riccardo e Ian Bateman. 2000. "Efficiency gains afforded by improved bid design versus follow-up valuation questions in discrete-choice CV studies." *Land Economics* 76, 2: 299-311.

Slovic, Paul y Sarah Lichtenstein. 1971. "Comparison of bayesian and regression approaches to the study of information processing in judgement." Capítulo 1 en Leon Rappoport y David A. Summers (Eds.) *Human Judgement and social interaction*. Holt, Rinehart and Winston, Inc.

Thayer, Mark A. 1981. "Contingent valuation techniques for assessing environmental impacts: further evidence." *Journal of environmental economics and management* 8: 27-44.