



Diseño de pagos para aproximaciones no paramétricas en valoración contingente con formato dicotómico simple

PERE RIERA

Universitat Autònoma de Barcelona

RAÚL BREY

Universidad Pablo Olavide

GUILLERMO GÁNDARA

EGAP, Tecnológico de Monterrey, México

Recibido: Enero, 2006

Aceptado: Mayo, 2008

Resumen

Este artículo estudia el efecto del número de pagos distintos considerados en un ejercicio de valoración contingente con formato dicotómico simple en la estimación no paramétrica de la media de las disposiciones a pagar máximas. Para ello, se realizan diversos experimentos de simulación considerando distintos procedimientos de estimación no paramétricos, números de pagos, distribución de pagos, tamaños muestrales y distribuciones de la disposición a pagar para la población simulada. Los criterios empleados para analizar el impacto del número de pagos en cada experimento son: (1) el error cuadrático medio de las diferencias entre la media de la máxima disposición a pagar estimada y la real, y (2) un contraste de igualdad entre la media estimada y la real. La principal conclusión es que resulta aconsejable incluir un número de pagos distintos superior al empleado habitualmente en la literatura para estimaciones no paramétricas.

Palabras claves: métodos no paramétricos, diseño de pagos, método de valoración contingente, simulación de Monte Carlo.

Clasificación JEL: D66 y Q51.

1. Introducción

Dentro de los métodos de preferencias declaradas para la valoración de bienes y servicios medioambientales o públicos en general, el método de valoración contingente (VC) es quizás el más ampliamente empleado hasta la fecha (Carson, 2007). Este método se basa en la simulación de mercados mediante cuestiones formuladas en encuestas realiza-

das sobre la población relevante. A partir de ellas, se analiza el *trade off* entre pago monetario y provisión de un bien, generalmente sin mercado. Los formatos de las preguntas de valoración son muy diversos (Mitchell y Carson, 1989), siendo el más frecuente el dicotómico o cerrado (Bishop y Heberlein, 1979; Hanemann, 1984). En este formato se pregunta a submuestras de individuos si estarían dispuestos a efectuar un determinado pago (también denominado *bid*) por la provisión de bien público, variándose el importe de dicho pago entre las diferentes submuestras. De esta forma, las posibles respuestas se limitan normalmente a las categorías cerradas *sí, no* o *no sabe/no contesta*. A partir de estas respuestas es posible obtener, ya sea mediante técnicas paramétricas, semiparamétricas o no paramétricas, una estimación de la función de probabilidad de las respuestas de los individuos, a partir de la cual se calcula normalmente la media o la mediana de la máxima disposición a pagar (DAP) de los individuos.

La mayoría de las aplicaciones dicotómicas del método de VC emplean modelos paramétricos (logit, probit, weibull, etc.). Sin embargo, Kriström (1990) y McFadden (1994; 1999), entre otros, enfatizan las limitaciones de las aproximaciones paramétricas debido a que los supuestos estadísticos que adoptan sobre la función de probabilidad de las respuestas son bastante exigentes. Estos autores señalan que errores en la veracidad de tales hipótesis pueden llevar a sesgos considerables en la estimación de las medidas de bienestar. No obstante, en los últimos años se han desarrollado aproximaciones paramétricas más flexibles (Kriström, 1997; Wegner, 1999; Provencher *et al.*, 2002; Menzel y Scarpa, 2005; Layton y Moeltner, 2005; Araña y León, 2005, 2006).

Un procedimiento alternativo al paramétrico consiste en el empleo de aproximaciones semiparamétricas o no paramétricas (Huhtala, 2000; Cooper, 2002). Si bien los métodos no paramétricos presentan limitaciones frente a los semiparamétricos y paramétricos, como las dificultades para considerar covariables explicativas, imponer restricciones en la estimación o interpretar los resultados (Horowitz, 1998; Horowitz y Savin, 2001; Härdle *et al.*, 2004), su simplicidad hace que en algunos trabajos se recurra al empleo de este tipo de aproximaciones, a veces como complemento de los resultados obtenidos por los otros métodos, o para juzgar la robustez de los resultados hallados en las estimaciones paramétricas a cambios en la forma funcional (Kriström, 1990; Del Saz-Salazar y García-Menéndez, 2001; Scarpa *et al.*, 2001; Lehtonen *et al.*, 2003; Crooker y Herriges, 2004; Loureiro *et al.* 2004; Brouwer, 2006; Casey *et al.*, 2006; Menegakia *et al.*, en prensa). En este sentido, diferencias entre estimaciones procedentes de distintos procedimientos suelen atribuirse principalmente a problemas relacionados con el ajuste de los datos.

Sin embargo, si tras aplicar algún tipo de test de adecuación de estimaciones paramétricas a los datos del pretest (como, por ejemplo, los utilizados en Ie Cessie y van Houwelingen, 1991; Ozuna *et al.*, 1993; Horowitz y Härdle, 1994; Proença y Ritter, 1994; An, 2000; Proença y Santos, 2000; Araña y León, 2006) se obtiene que es muy difícil de estimar paramétricamente la forma funcional, los procedimientos no paramétricos pueden abandonar este papel secundario comentado anteriormente y pasar a ser considerados como una buena opción para estimar la distribución de la DAP. En estos casos, sería útil disponer de criterios

que informaran sobre cómo realizar el diseño de los pagos en el ejercicio de VC para mejorar las estimaciones por procedimientos no paramétricos.

Aunque diferentes aspectos metodológicos de las estimaciones no paramétricas y semi-paramétricas han sido tratados por numerosos autores (entre ellos, Duffield y Patterson, 1991; Chen y Randall, 1997; Creel y Loomis, 1997; An, 2000; Crooker y Herriges, 2004), las cuestiones relacionadas al diseño del vector de pagos han recibido relativamente poca atención (McFadden, 1994; Hanemann y Kanninen, 1999). Este hecho contrasta con la relativamente abundante literatura sobre diseño de pagos para estimaciones paramétricas (Alberini y Carson, 1993; Cooper, 1993; Kanninen, 1993; Alberini, 1995; Scarpa y Bateman, 2000; entre otros), especialmente en relación con los denominados diseño óptimo de pagos y diseño secuencial de pagos (Silvey, 1980; Nyquist, 1990; Kanninen, 1991).

Cuando el propósito es calcular la media de las disposiciones a pagar máximas (DAP) a partir de la estimación no paramétrica completa de la función de distribución acumulada de las DAP, McFadden (1994, p. 690) recomienda "...taking a relatively large number of bid levels, with relatively small samples at each bid. For example, when WTP is restricted a priori to a finite interval, one could distribute the bids evenly over this interval, with one respondent at each level", donde WTP es equivalente a DAP. Por su parte, Hanemann y Kanninen (1999, p. 402), o ya anteriormente en su papel de trabajo de 1996 (p. 81), llaman la atención sobre posibles problemas asociados a la varianza de las probabilidades estimadas de aceptar cada pago propuesto: "With a fixed total sample size, when there is an increase in the number of distinct bid levels, J , the number of observations at each bid declines, thereby raising the variance associated with the estimated P_j [la estimación no paramétrica de la probabilidad de aceptar el pago j]. Moreover, the increase in $\text{var}(P_j)$ raises the likelihood that some of the observed P_j 's will violate the monotonicity requirement, thereby causing the pool-adjacent-violators algorithm to shrink the effective number of bid levels and dilute the information associated with the bids that were pooled".

Tras esa llamada de atención, Hanemann y Kanninen (1996, pp. 81-82; 1999, p. 402) indican que esta es una cuestión no estudiada, en el ámbito no paramétrico, que vale la pena investigar: "Just how one should balance the benefits from having many distinct bid points against the benefits from having a reasonable number of observations at each point remains an open question that merits further research". El presente artículo pretende contribuir en algo a esa cuestión. En concreto, se centra en estudiar el efecto del número de pagos diferentes en la estimación no paramétrica de la media de la DAP en un ejercicio de VC con formato dicotómico simple. Se realiza a partir de experimentos de simulación que comparan, mediante el cálculo del error cuadrático medio y contrastes de igualdad de medias, las estimaciones de la DAP media obtenidas para cada número de pagos a partir de muestras de la población simulada con la DAP media de la totalidad de la población simulada. Para comprobar la sensibilidad de los resultados al diseño del experimento de simulación, éste se realiza considerando diferentes (i) distribuciones de pagos, (ii) procedimientos de estimación no paramétricos, (iii) tamaños muestrales, y (iv) distribuciones de la DAP de la población simulada.

La estructura de este artículo es la siguiente. El apartado 2 describe los métodos de estimación no paramétricos que se van a emplear en el ejercicio de simulación. El apartado 3 explica cómo se realizó el ejercicio de simulación, cuyos resultados se evalúan en el apartado 4. Finalmente, se recogen las conclusiones del artículo.

2. Métodos no paramétricos

Se parte del vector de pagos $\vec{X} = \{x_1, x_2, \dots, x_k\}$ formado por k diferentes elementos que verifican $x_1 < x_2 < \dots < x_k$. Cada uno de esos pagos x_i se presenta a una submuestra n_i de la muestra total de tamaño n , verificándose que $\sum_{i=1}^k n_i = n$. Denótese por r_i el número de individuos en cada submuestra que han declarado que estarían dispuestos a efectuar el pago correspondiente, es decir, que su máxima DAP por el cambio considerado es mayor o igual que el pago propuesto. De esta manera, la proporción de individuos que contesta afirmativamente al pago en cada submuestra puede escribirse como $p_i = r_i/n_i$, resultando el vector de proporciones $\vec{P} = \{p_1, p_2, \dots, p_k\}$.

Llegados a este punto, una hipótesis que se suele adoptar es que la proporción de personas que responden afirmativamente al pago no aumente a medida que el pago es mayor, es decir, que las proporciones sean monotónicamente no-crecientes $p_i \leq p_{i-1}$. La violación de la monotonicidad lleva a adoptar de algún mecanismo de corrección. La forma más usual de corregirla es probablemente la de Ayer *et al.* (1955). Este método consiste en agrupar las observaciones de aquellos intervalos que no verifican la monotonicidad, de forma que las proporciones p_i y p_{i-1} se redefinen como $\hat{p}_i = \hat{p}_{i-1} = r_i + r_{i-1}/n_i + n_{i-1}$. En el caso de que la violación de la monotonicidad persista, el proceso se va repitiendo sucesivamente hasta obtener un vector de porcentajes que verifica la monotonicidad $\vec{P} = \{\hat{p}_1, \hat{p}_2, \dots, \hat{p}_k\}$.

A partir de esta secuencia monotónicamente no creciente de proporciones, Boman *et al.* (1999) describen tres procesos principales para estimar la función de probabilidad de las respuestas: el método de Paasche, el método intermedio y el método de Laspeyres. El valor estimado de la probabilidad de decir *sí* al pago propuesto, $\forall x \in [x_i, x_{i+1})$, será:

$\Pr(Sí) \hat{p}_i$ para el método de Paasche,

$\Pr(Sí) \hat{p}_{i+1}$ para el método de Laspeyres y,

$\Pr(Sí) = \hat{p}_i + \frac{(\hat{p}_{i+1} - \hat{p}_i)}{(x_{i+1} - x_i)}(x - x_i)$ para el método intermedio,

expresión que corresponde a la recta que une los puntos (x_i, \hat{p}_i) y (x_{i+1}, \hat{p}_{i+1}) .

A partir de estas estimaciones de la función de probabilidad de las respuestas es posible determinar el valor de la media de la variable máxima DAP. En concreto, las medias estimadas mediante los procedimientos de Paasche (DAP_p), intermedio (DAP_i) y Laspeyres (DAP_L) pueden escribirse como:

$$\overline{DAP}_P = \sum_{i=s}^k \hat{p}_i (x_{i+1} - x_i) - \sum_{i=1}^{s-1} (1 - \hat{p}_i) (x_{i+1} - x_i) \quad \text{donde } \hat{p}_s = \hat{p}_{s-1}, \quad (1)$$

$$\overline{DAP}_I = \sum_{i=s}^k \left[\hat{p}_{i+1} (x_{i+1} - x_i) + \frac{1}{2} (x_{i+1} - x_i) (\hat{p}_i - \hat{p}_{i+1}) \right] - \sum_{i=1}^{s-1} \left[(1 - \hat{p}_i) (x_{i+1} - x_i) + \frac{1}{2} (x_{i+1} - x_i) (\hat{p}_i - \hat{p}_{i+1}) \right] \quad (2)$$

$$\text{con } \hat{p}_s = \hat{p}_{s-1} + \frac{(\hat{p}_{s+1} - \hat{p}_{s-1})}{(x_{s+1} - x_{s-1})} (x_s - x_{s-1}), \text{ y}$$

$$\overline{DAP}_L = \sum_{i=s}^k \hat{p}_{i+1} (x_{i+1} - x_i) - \sum_{i=1}^{s-1} (1 - \hat{p}_{i+1}) (x_{i+1} - x_i) \quad \text{donde } \hat{p}_s = \hat{p}_{s+1}, \quad (3)$$

denotando x_s un pago ficticio añadido de valor nulo, de tal forma que el número de pagos diferentes pasa a ser $k+1$.

3. Descripción del experimento de simulación

El ejercicio de simulación consiste básicamente en examinar la bondad de las estimaciones no paramétricas, bajo distintas situaciones, aplicando ejercicios de VC con distintos números de pagos a submuestras de unas poblaciones de agentes artificiales. Estas poblaciones fueron obtenidas empleando tres distribuciones distintas (normal, weibull y lognormal) de la DAP. Para cada distribución, se generaron 10000 valores dentro del intervalo $[0, 1000)$, interpretables como unidades monetarias que reflejan la DAP de otros tantos individuos que constituyen la población objeto de estudio. La razón de trabajar con un intervalo semi-cerrado será explicada más tarde, cuando se comenten los procedimientos adoptados para la distribución de los pagos. Los límites de este intervalo fueron seleccionados arbitrariamente, y son el resultado de un proceso de estandarización y reescalado¹.

La tabla 1 recoge la media poblacional, $E(DAP)$, y la desviación típica poblacional correspondientes a cada una de las distribuciones empleadas. Estas medias constituyen los valores teóricos que serán empleados para juzgar la bondad de las estimaciones obtenidas. El número total de individuos para cada distribución se denota TP.

De cada una de esas 3 poblaciones, se seleccionaron aleatoriamente dos muestras de tamaño $n = 300$ y $n = 1200$. Cada muestra n se dividió en k submuestras n_i de igual tamaño $n_i = n/k$, $i = 1, \dots, k$, donde k representa el número de pagos distintos considerados. Para los tamaños de muestra $n=300$ y $n = 1200$ se emplearon 15 y 25 distintos valores de k . Éstos oscilaron de 3 a 300 pagos distintos para la muestra más pequeña y de 3 a 1200 pagos distintos para la muestra más grande. Cada ejercicio se realizó empleando tres diferentes criterios para distribuir los elementos del vector de pagos $\vec{X} = \{x_1, x_2, \dots, x_k\}$.

Tabla 1
DISTRIBUCIONES DE DAP EMPLEADAS EN LA SIMULACIÓN

Distribución	Media	Desv. Típica	TP
Normal	500,10	139,58	10000
Weibull	250,60	132,06	10000
Lognormal	38,60	50,81	10000

Una de las distribuciones de pagos siguió el criterio basado en percentiles propuesto por Alberini y Carson (1993) para modelos paramétricos. Otra siguió un criterio que podría denominarse sistemático, similar al sugerido por McFadden (1994), consistente en distribuir de forma equidistante los pagos dentro del intervalo $[0, 1000]$. Por último, se añadió un criterio aleatorio de reparto de pagos dentro del intervalo. En los 3 procedimientos de distribución de pagos comentados, el primer pago fue siempre 0 y el último 1000. Como los valores generados de disposición a pagar pertenecían al intervalo $[0, 1000]$, el primero pago consiguió siempre un 100% de respuestas afirmativas y el último un 100% de respuestas negativas. De esta forma, se evita el problema de truncamiento en las estimaciones no paramétricas (Kriström, 1990; Duffield y Patterson, 1991).

Así, la distribución de los pagos mediante percentiles puede escribirse como:

$$\begin{aligned} & \text{Si } i = 1, x_i = 0; \\ & \forall i \mid 1 < i < k, x_i = DAP_j, j = n(i-1)/(k-1); \\ & \text{Si } i = k, x_i = 1000 \end{aligned} \quad (4)$$

donde DAP_j representa la máxima disposición a pagar asignada al individuo j , el individuo j se obtiene tras haber ordenado la muestra de menor a mayor valor de la variable máxima DAP , n es el tamaño de la muestra y k el número de diferentes pagos empleados en el ejercicio. El número j se redondea al número natural más cercano.

Por su parte, el criterio sistemático se expresa de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} & \text{Si } i = 1, x_i = 0; \\ & \forall i \mid 1 < i < k, x_i = 1000*(i-1)/(k-1); \\ & \text{Si } i = k, x_i = 1000 \end{aligned} \quad (5)$$

Finalmente, el criterio aleatorio empleado sigue la expresión:

$$\begin{aligned} & \text{Si } i = 1, x_i = 0; \\ & \forall i \mid 1 < i < k, x_i = \text{aleatorio uniforme } (0,1000); \\ & \text{Si } i = k, x_i = 1000 \end{aligned} \quad (6)$$

Tras aplicar el correspondiente criterio de distribución de pagos, se calculó la proporción de respuestas afirmativas para cada pago (p_i). En caso de que las proporciones estimadas no fueran monótonicamente no-crecientes, se forzó la monotonicidad estimando \hat{p}_i me-

diante el procedimiento de Ayer *et al.* (1955) explicado en la sección anterior. A partir de los valores (x_i, \hat{p}_i) , $i = 1, \dots, k$, se procedió a la estimación de la media de la máxima DAP mediante los tres procedimientos no paramétricos descritos anteriormente.

En total se estimaron 360 ejercicios diferentes: 3 (distribuciones de máxima DAP) x 3 (distribuciones de pagos) x 40 (15 distintos valores de k para $n = 300$ y 25 para $n = 1200$). En cada ejercicio se aplicaban los tres procedimientos no paramétricos explicados por lo que se empleaba la misma muestra para todos ellos.

Cada ejercicio de simulación se repitió 1000 veces, extrayéndose sucesivamente muestras aleatorias de la población, obteniéndose así para cada método de estimación no paramétrico una serie 1000 estimaciones de la DAP media. Para cada serie, se calculó la media, la cuasivarianza, y el ECM con respecto a la media poblacional $E(DAP)$ correspondiente al tipo de población (distribución) empleada en ese ejercicio. Se optó por el ECM como instrumento para juzgar la bondad de las estimaciones puesto que en los ejercicios de VC el interés reside frecuentemente en la estimación de $E(DAP)$. En el caso de que se quiera estudiar el efecto del número de pagos en la estimación de la distribución completa de la DAP, debería recurrirse a otros estadísticos como el de Kolmogorov-Smirnov. Toda la simulación se realizó con el programa GAUSS.

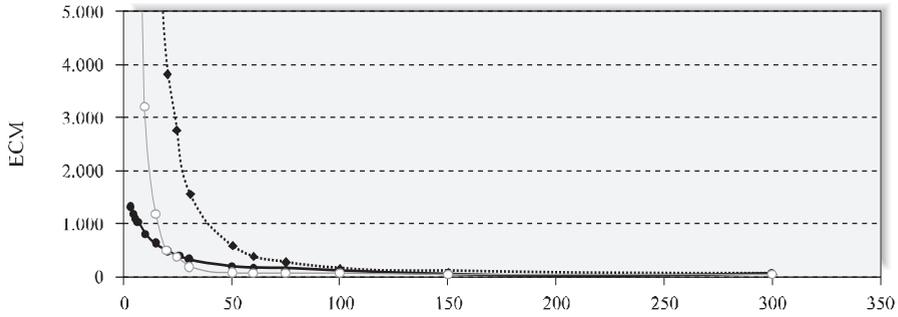
4. Resultados y discusión

Los resultados obtenidos en las simulaciones muestran que el ECM de las estimaciones no paramétricas tiende a disminuir para todas las combinaciones consideradas a medida que aumenta el número de pagos distintos empleado. En la figura 1 se reproduce la evolución del ECM para el caso en el que la DAP poblacional sigue una distribución lognormal y el tamaño muestral empleado en el ejercicio simulado de VC es de 300 individuos. Aunque no se muestra aquí, se ha obtenido la misma tendencia para las otras poblaciones y tamaños muestrales estudiados².

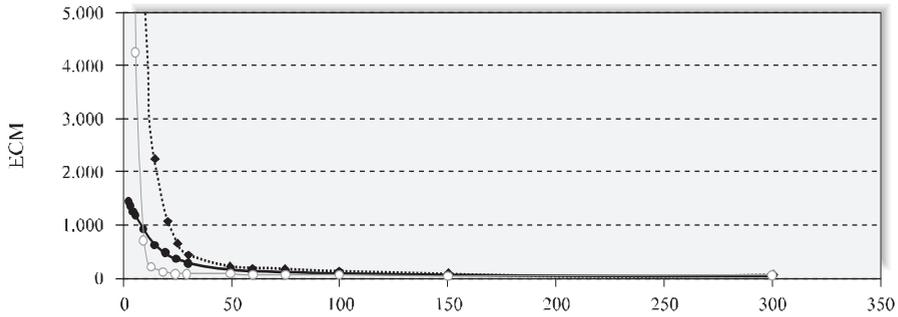
El ECM es un indicador de la calidad de las estimaciones que suele emplearse habitualmente en la literatura, puesto que el criterio del mínimo ECM engloba conjuntamente los criterios de mínima varianza de las estimaciones e insesgidez, no teniéndose así que optar exclusivamente por uno de estos dos criterios, dada la falta de consenso existente al respecto (Cooper, 1993; Kanninen y Kriström, 1993). No obstante, en este caso puede resultar interesante estudiar si esta tendencia decreciente del ECM al aumentar el número de pagos es debida a una disminución del sesgo, de la varianza o de ambas. La Tabla 2 muestra como el sesgo y varianza de la serie de 1000 estimaciones para uno de los casos de la Figura 1 tienden a disminuir al aumentar el número de pagos distintos considerados. La misma tendencia ha sido obtenida en general para los casos contemplados. Solamente cuando la DAP sigue una distribución lognormal y el reparto de pagos es sistemático la varianza no ha experimentado esta tendencia decreciente, ya que en tales casos el 90% de las DAP de la población son menores de 86, por lo que ejercicios con pocos pagos tienden a tener muy poca variabilidad en sus estimaciones. En algunas ocasiones, como muestra la tabla 2, el sesgo experimenta un repunte para los números de pagos distintos más elevados.

Distribución de pagos

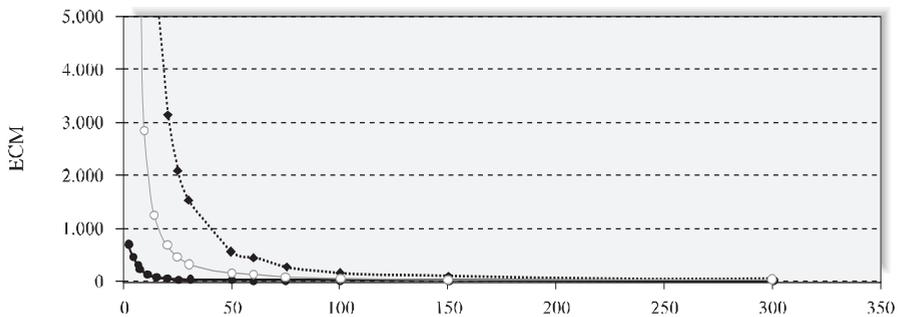
a) Alcatario



b) Sistemático



c) Percentiles



Número de pagos

—●— Laspeyres -○- Intermedio ···◆··· Paasche

(*) Adoptando una distribución lognormal para la DAP poblacional y $n = 300$.

Figura 1. Evolución del ECM de las estimaciones de DAP media en función del número de pagos distintos considerados en el ejercicio simulado de VC*

Tabla 2
EVOLUCIÓN DEL SESGO, VARIANZA Y ECM DE LAS
ESTIMACIONES DE DAP MEDIA EN FUNCIÓN DEL NÚMERO
DE PAGOS DISTINTOS CONSIDERADOS EN EL EJERCICIO
SIMULADO DE VC*

Número de pagos distintos	Sesgo	Varianza	ECM
3	477,25	1.556,48	229.325,50
4	312,46	2.048,96	99.680,40
5	236,41	2.262,21	58.150,29
6	186,11	2.395,66	37.032,48
10	105,69	2.271,11	13.442,36
15	61,70	2.019,98	5.826,45
20	38,17	1.689,13	3.146,25
25	26,43	1.423,09	2.121,87
30	19,81	1.155,33	1.547,95
50	6,68	550,83	595,46
60	4,04	465,58	481,87
75	2,25	307,97	313,04
100	0,81	147,58	148,23
150	1,50	116,33	118,59
300	2,86	64,28	72,45

* Con distribución lognormal de la DAP poblacional, reparto de pagos mediante percentiles, método de estimación de Paasche, y tamaño muestral de 300 individuos.

No obstante, que se produzca una disminución del ECM al reducirse el sesgo y la varianza, no implica necesariamente que los métodos no paramétricos tiendan a proporcionar estimaciones que no difieran significativamente de los valores poblacionales al aumentar el número de pagos distintos. Para estudiar este aspecto se han realizado, para cada número de pagos, dos tests diferentes. Uno, más laxo, consiste en comprobar si la media poblacional correspondiente $E(DAP)$ está dentro del intervalo que contiene al 95% central de las 1000 estimaciones obtenidas en cada ejercicio de simulación (Test 1). El otro test comprueba si la media de las DAP medias estimadas en las 1000 repeticiones difiere significativamente de la media poblacional correspondiente con un nivel de significación del 5% (Test 2). La tabla 3 muestra los intervalos de números de pagos distintos para los que no es posible rechazar la igualdad de medias. Por ejemplo, si la DAP poblacional sigue una distribución weibull, la distribución de los pagos se realiza mediante el criterio basado en percentiles, y se opta por el método de estimación intermedio y una muestra de 300 individuos, es necesario emplear en el ejercicio simulado de VC de 10 a 300 pagos distintos y de 50 a 60 pagos distintos para no rechazar la igualdad de medias con los Tests 1 y 2, respectivamente.

La tabla 3 ha de ser analizada considerando cada casilla individualmente, es decir, sin realizar comparaciones entre los intervalos de números de pagos distintos de casillas diferentes.

Tabla 3
INTERVALOS DE NÚMEROS DE PAGOS DISTINTOS NECESARIOS EN EL EJERCICIO
SIMULADO DE VC PARA NO RECHAZAR LA IGUALDAD DE MEDIAS*

	Lognormal		Weibull		Normal	
	$n = 300$	$n = 1200$	$n = 300$	$n = 1200$	$n = 300$	$n = 1200$
Laspeyres						
Percentiles	[-] [25,300]	[-] [40,1200]	[-] [15,300]	[-] [30,1200]	[-] [15,300]	[400,1200] [30,1200]
Sistemático	[-] [30,300]	[-] [75,1200]	[-] [20,300]	[-] [40,1200]	[-] [20,300]	[-] [30,1200]
Aleatorio	[-] [30,300]	[-] [60,1200]	[-] [25,300]	[-] [50,1200]	[-] [25,300]	[-] [40,1200]
Intermedio						
Percentiles	[-] [15,300]	[-] [20,1200]	[50,60] [10,300]	[-] [12,1200]	[-] [3,300]	[6,1200] [3,1200]
Sistemático	[60,300] [15,300]	[50,1200] [20,1200]	[5,300] [4,300]	[5,1200] [4,1200]	[4,300] [3,300]	[4,1200] [3,1200]
Aleatorio	[-] [10,300]	[240,1200] [20,1200]	[25,300] [4,300]	[40,1200] [4,1200]	[3,300] [3,300]	[3,1200] [3,1200]
Paasche						
Percentiles	[-] [15,300]	[-] [25,1200]	[-] [15,300]	[300,1200] [30,1200]	[-] [20,300]	[-] [40,1200]
Sistemático	[-] [50,300]	[-] [75,1200]	[-] [20,300]	[-] [40,1200]	[-] [20,300]	[-] [40,1200]
Aleatorio	[-] [50,300]	[-] [80,1200]	[-] [25,300]	[-] [50,1200]	[-] [25,300]	[-] [40,1200]

* Nivel de significación 5%. En cada casilla, el intervalo superior se refiere al Test 2 y el inferior al Test 1.
 [-] representa que no existe un intervalo de número de pagos que permita aceptar la hipótesis de igualdad de medias.

La razón es que un no-rechazo de la hipótesis de igualdad entre las medias estimadas y la poblacional $E(DAP)$ puede deberse simplemente a la existencia de una gran varianza en las 1000 estimaciones de la DAP media obtenidas en las repeticiones de cada ejercicio de simulación, y no a un menor sesgo. Esta razón explica, por ejemplo, que el procedimiento aleatorio de distribución de pagos pueda obtener intervalos de números de pagos distintos de no-rechazo más amplios que los otros dos procedimientos considerados, o que el extremo inferior de los intervalos de números de pagos distintos para el tamaño muestral más pequeño ($n = 300$) tienda a ser menor. No obstante, el hecho de que, para las distintas casillas en general, no se rechace significativamente la hipótesis de igualdad de medias para números de pagos elevados en contraposición a los bajos no puede achacarse a una mayor varianza, y sí a un menor sesgo, puesto que precisamente, como se mostró en la tabla 2, el aumento del número de pagos distintos tiende a producir una disminución de la varianza de las estimaciones. Por tanto, esta tabla indica que resulta siempre preferible emplear mayores números de pagos distintos, con independencia de la distribución adoptada para la DAP poblacional, el procedimiento de distribución de pagos, o el método no paramétrico de estimación.

Estudio de las violaciones de la monotonicidad al aumentar el número de pagos

En relación a la varianza de las probabilidades estimadas y a las violaciones de la monotonicidad, los resultados obtenidos respaldan las afirmaciones de Hanemann y Kanninen (1999), los cuales mantienen que un incremento en el número de pagos distintos proporciona una mayor varianza de las probabilidades estimadas para cada pago, así como un incremento de los casos de violación de la monotonicidad. La tabla 4 muestra ambos efectos para el caso en el que la DAP poblacional sigue una distribución normal, la distribución de los pagos es sistemática, y el tamaño muestral es de 1200 individuos. La tercera columna muestra el coeficiente de variación de Pearson de la probabilidad estimada p_j de aceptar el pago más cercano a 500, la cual se recoge en la segunda columna. Esta medida de dispersión oscila de 0.05 cuando sólo se emplean 3 pagos distintos a 1 cuando el número de pagos distintos utilizados aumenta a 1200. Como se recoge en la cuarta columna, el número medio de veces que se viola la monotonicidad antes de aplicar cualquier corrección es cercano a cero cuando el número de pagos distintos es bajo, pero se incrementa para 1200 pagos distintos.

Tabla 4
COEFICIENTE DE VARIACIÓN Y VIOLACIÓN DE LA MONOTONICIDAD
EN FUNCIÓN DEL NÚMERO DE PAGOS DISTINTOS CONSIDERADOS
EN EL EJERCICIO SIMULADO DE VC¹

Número de pagos distintos	Probabilidad media (%) ²	Coefficiente de variación de la probabilidad media ³	Número medio de veces de violación de la monotonicidad al principio ⁴	Número medio de niveles de probabilidad distintos al final ⁵
3	50,67	0,05	0,00	3,00
4	11,62	0,16	0,00	4,00
5	50,48	0,06	0,00	5,00
6	23,48	0,13	0,00	5,92
8	30,70	0,12	0,01	7,03
10	34,87	0,13	0,05	8,31
12	37,11	0,13	0,17	9,36
15	50,45	0,11	0,41	10,77
20	42,29	0,15	1,38	12,35
25	50,95	0,14	2,54	13,38
30	44,75	0,19	4,04	14,02
40	46,29	0,19	6,69	14,91
50	47,10	0,22	9,28	15,40
60	48,01	0,23	11,57	15,46
75	50,09	0,25	14,81	15,48
80	48,75	0,26	15,82	15,54
100	48,60	0,30	19,57	15,50
120	49,56	0,32	23,17	15,39
150	49,14	0,36	27,89	15,19
200	49,95	0,42	34,45	15,34
240	51,04	0,43	39,40	15,29

Tabla 4 (continuación)
COEFICIENTE DE VARIACIÓN Y VIOLACIÓN DE LA MONOTONICIDAD
EN FUNCIÓN DEL NÚMERO DE PAGOS DISTINTOS CONSIDERADOS
EN EL EJERCICIO SIMULADO DE VC¹

Número de pagos distintos	Probabilidad media (%) ²	Coefficiente de variación de la probabilidad media ³	Número medio de veces de violación de la monotonicidad al principio ⁴	Número medio de niveles de probabilidad distintos al final ⁵
300	48,88	0,51	45,64	15,35
400	50,30	0,55	54,78	15,89
600	50,50	0,70	68,61	16,53
1200	49,80	1,00	94,00	18,27

¹ La tabla refleja el caso de una distribución normal de la DAP poblacional combinada con una distribución de pagos sistemática y un tamaño muestral de 1200.

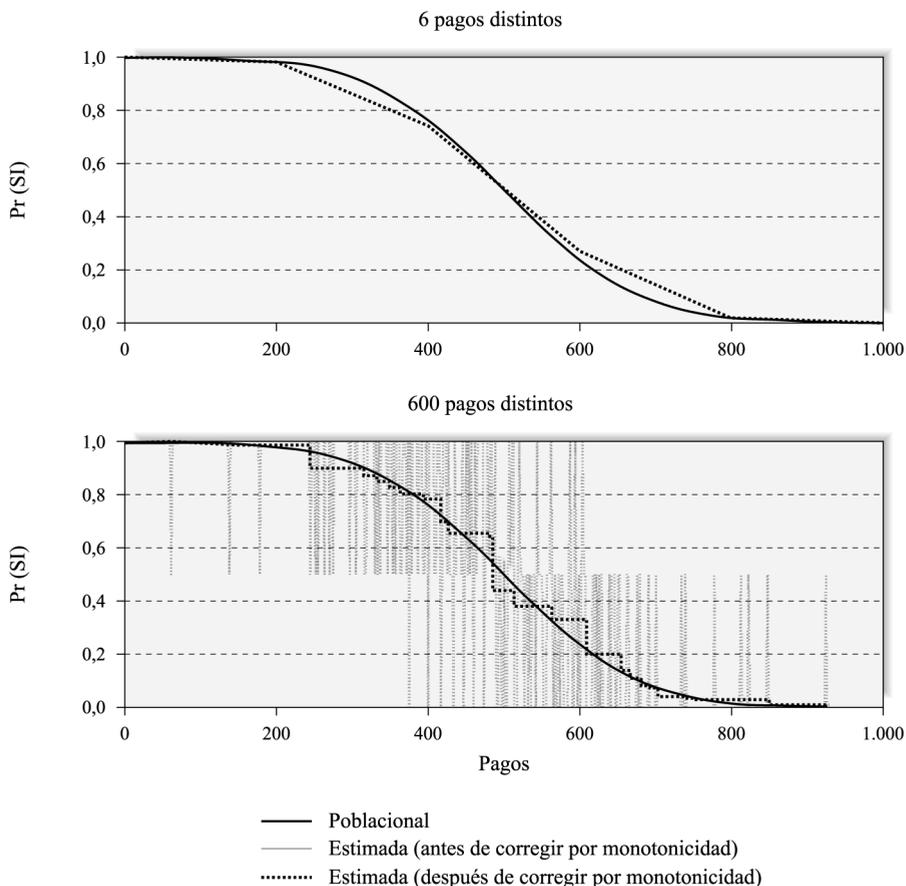
² Probabilidad media estimada, sobre 1000 repeticiones del ejercicio, de aceptar el pago más cercano a 500 (expresado en %). Por tanto, para el caso de 3 pagos distintos, el valor del pago considerado es 500; para 4, 333; para 5, 500; para 6, 400; etc.

³ Coeficiente de variación de la media de las probabilidades estimadas en la anterior columna sobre 1000 repeticiones del ejercicio.

⁴ Número medio de veces, sobre 1000 repeticiones del ejercicio, en las que $p_j < p_{j-1}$ en un ejercicio antes de corregir por monotonicidad.

⁵ Número medio, sobre 1000 repeticiones del ejercicio, de distintos niveles de probabilidad en un ejercicio después de corregir por monotonicidad mediante el algoritmo de Ayer.

Sin embargo, a pesar de los mencionados problemas de varianza y monotonicidad, cuando el número de pagos aumenta y, por tanto, el número de observaciones asignadas a cada pago disminuye, el valor del ECM se reduce. La figura 2 proporciona una idea intuitiva de todo ello para el caso en el que la DAP poblacional sigue una distribución normal, y se opta por el procedimiento sistemático para la distribución de los pagos y por el procedimiento no paramétrico intermedio de estimación. Para un ejercicio de simulación con 6 pagos distintos la monotonicidad apenas se viola, pero el ajuste de la función de probabilidad estimada en relación a la verdadera función de supervivencia se obtiene con intervalos relativamente amplios. En cambio, cuando se emplean 600 pagos distintos, la monotonicidad se viola frecuentemente, pero el ajuste de la función estimada mediante las correcciones de Ayer a la función real se realiza mediante intervalos más estrechos. Este hecho se refleja también en la última columna de la tabla 4, que muestra el número medio de niveles de probabilidad distintos después de finalizar las correcciones por violaciones de la monotonicidad. Con un número pequeño de pagos, no hay prácticamente correcciones en el número de niveles de probabilidad distintos, mientras que con un número alto éstas son bastante más frecuentes. En el ejemplo de la figura 2, con 6 pagos distintos hay 6 distintos niveles de probabilidad antes y después de la corrección, ya que no se viola la monotonicidad (ambas líneas coinciden), mientras que con 600 pagos distintos tras la corrección existen 22 niveles de probabilidad diferentes.



(*) Tamaño muestral de 1.200, procedimiento de estimación intermedio, distribución de pagos sistemática y distribución normal de la DAP.

Figura 2. Función de probabilidad de aceptar el pago estimada a partir de un ejercicio simulado de VC con 6 y con 600 pagos distintos*

5. Conclusiones

La utilización de los procedimientos no paramétricos en el campo de la VC es minoritaria en comparación con la de los procedimientos paramétricos, empleándose a menudo como complemento de los resultados obtenidos mediante métodos paramétricos o semiparamétricos, o como prueba de la robustez de los resultados paramétricos a la elección de la forma funcional. Por otro lado, los procedimientos no paramétricos pueden abandonar este papel secundario y convertirse en la mejor opción posible para estimar la distribución de la DAP si al aplicar algún tipo de test de adecuación de estimaciones paramétricas a los resultados

obtenidos con los datos procedentes del pretest, se considera que resulta muy difícil estimar paramétricamente la forma funcional. En ambos casos, y como ya habían notado McFadden (1994) y Hanemann y Kanninen (1999) sería útil disponer de algún criterio que ayude a realizar el diseño de los pagos del ejercicio de VC para mejorar el comportamiento de las estimaciones no paramétricas.

La fiabilidad de las estimaciones según el diseño del vector de pagos ha recibido considerable atención para el caso de los procedimientos paramétricos, pero relativamente escasa para el caso de los métodos no paramétricos. Este estudio se ha centrado en el efecto del número de pagos distintos en la bondad de las estimaciones no paramétricas siguiendo sugerencias previas de McFadden (1994) y Hanemann y Kanninen (1999). Para ello, se han comparado mediante simulación las estimaciones obtenidas con métodos no paramétricos al variar el número de pagos distintos empleados en un ejercicio de VC con agentes artificiales. Para comprobar la sensibilidad de los resultados obtenidos al diseño del ejercicio de simulación, éste se ha realizado considerando diferentes distribuciones de la DAP poblacional, métodos de estimación no paramétricos, procedimientos de distribuciones de pagos, y tamaños muestrales.

Los resultados muestran que el aumento del número de pagos incrementa la variabilidad de las probabilidades estimadas y las ocasiones en que se viola la monotonicidad. Sin embargo, a pesar de ello, el ECM de las estimaciones de la DAP media con respecto a la DAP media poblacional tiende a disminuir al incrementarse el número de pagos, debido tanto a una disminución de la varianza de las estimaciones como a una reducción del sesgo.

Además, el aumento del número de pagos tiende a producir estimaciones de la DAP media que no difieren significativamente de los valores poblacionales, para los distintos casos considerados en los ejercicios de simulación. Los resultados indican que es aconsejable emplear un número muy elevado de pagos distintos y corregir a posteriori los problemas de violación de la monotonicidad que se presentan. Estas cantidades de pagos sugeridas son muy superiores a las 4-8 que habitualmente se emplean en la literatura.

Una implicación de este resultado es que alerta sobre el empleo de las estimaciones no paramétricas como medio *ex post* para contrastar la robustez de estimaciones paramétricas, ya que como se ha mostrado las diferencias entre ambos procedimientos pueden deberse a aspectos relacionados con el diseño de los pagos (en este caso, número de pagos distintos empleado) más que a cuestiones relacionadas con el ajuste de los datos. Otra implicación es que ofrece un criterio para el diseño de los pagos en aquellos casos en los que, tras aplicar algún tipo de test de especificación del modelo paramétrico con los datos del pretest, se compruebe que éste resulta muy difícil de estimar, optándose *a priori* por un procedimiento no paramétrico.

Queda para futuros trabajos tratar el caso del diseño de pagos para los procedimientos semiparamétricos dada la creciente importancia que éstos adquieren como alternativa a los paramétricos.

Notas

1. Los valores estandarizados para el intervalo $[0,1]$ fueron reescalados a $[1,1000]$, y el valor 1000 fue reemplazado por el valor 999'9 periódico para garantizar la naturaleza mitad cerrada del intervalo.
2. Estos resultados, y todos los demás comentados en este artículo, pueden solicitarse a los autores.

Referencias

- Alberini, A. y Carson, R. T. (1993), "Choice of thresholds for efficient binary discrete choice estimation", *Discussion paper 90-34R*, Department of Economics, University of California, San Diego.
- Alberini, A. (1995), Testing willingness to pay models of discrete choice contingent valuation survey data, *Land Economics*, 71, 1: 83-95.
- An, M. Y. (2000), "A semiparametric distribution for willingness to pay and statistical inference with dichotomous choice contingent valuation data", *American Journal of Agricultural Economics*, 82, 3: 487-500.
- Araña, J. E. y León, C. J. (2005), "Flexible mixture distribution modeling of dichotomous choice contingent valuation with heterogeneity", *Journal of Environmental Economics and Management*, 50: 170-188.
- Araña, J. E. y León, C. J. (2006), "Modelling unobserved heterogeneity in contingent valuation of health risks", *Applied Economics*, 38, 19: 2.315-2.325.
- Ayer, M.; Brunk, H. D.; Ewing, G. M.; Reid, W. T. y Silverman, E. (1955), "An empirical distribution function for sampling with incomplete information", *Annals of Mathematical Statistics*, 26, 4: 641-647.
- Bishop, R. C. y Heberlein, T. A. (1979), "Measuring values of extramarket goods: Are indirect measures biased?", *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 5: 926-930.
- Boman, M.; Bostedt, G. y Kriström, B. (1999), "Obtaining welfare bounds in discrete-response valuation studies: A non-parametric approach", *Land Economics*, 75, 2: 284-294.
- Brouwer, R. (2006), "Do stated preference methods stand the test of time? A test of the stability of contingent values and models for health risks when facing an extreme event", *Ecological Economics*, 60, 2: 399-406.
- Carson, R. T. (2007), *Contingent valuation. A comprehensive bibliography and history*, Northampton, MA: Edward Elgar.
- Casey, J. F.; Kahn, J. R. y Rivas, A. (2006), "Willingness to pay for improved water service in Manaus, Amazonas, Brazil", *Ecological Economics*, 58, 2: 365-372.
- Chen, H. Z. y Randall, A. (1997), "Semi-nonparametric estimation of binary response models with an application to natural resource valuations», *Journal of Econometrics*, 76, 2: 323-340.
- Cooper, J. (1993), "Optimal bid selection for dichotomous choice contingent valuation surveys", *Journal of Environmental Economics and Management*, 24, 1: 25-40.

- Cooper, J. (2002), "Flexible functional form estimation of willingness to pay using dichotomous choice data", *Journal of Environmental Economics and Management*, 43, 2: 267-279.
- Creel, M. y Loomis, J. (1997), "Semi-nonparametric distribution-free dichotomous choice contingent valuation", *Journal of Environmental Economics and Management*, 32, 3: 341-358.
- Crooker, J. R. y Herriges, J. A. (2004), "Parametric and semi-nonparametric estimation of willingness-to-pay in the dichotomous choice contingent valuation framework", *Environmental and Resource Economics*, 27, 4: 451-480.
- Del Saz-Salazar, S. y García-Menéndez, L. (2001), "Willingness to pay for environmental improvements in a large city. Evidence from the Spike Model and from a Non-Parametric Approach", *Environmental and Resource Economics*, 20, 2: 103-112, 2001.
- Duffield, J. W. y Patterson, D. A. (1991), "Inference and optimal design for a welfare measure in dichotomous choice contingent valuation", *Land Economics*, 67, 2: 225-239.
- Hanemann, W. M. (1984), "Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses", *American Journal of Agricultural Economics* 66, 3: 332-341.
- Hanemann, W. M. y Kanninen, B. (1996), "The statistical analysis of discrete-response CV data", *Working Paper*, 798, Department of Agricultural and Resource Economics, University of California at Berkeley.
- Hanemann, W. M. y Kanninen, B. (1999), "The statistical analysis of discrete-response CV data", en I. Bateman y Willis, K. G. (eds.), *Valuing environmental preferences: Theory and practice of the contingent valuation method in the U.S, E.C. and developing countries*, Oxford: Oxford University Press, 302-441.
- Härdle, W.; Müller, M.; Sperlich, S. y Werwatz, A. (2004), *Nonparametric and semiparametric models. An Introduction*, New York, NY: Springer.
- Horowitz, J. L. (1998), *Semiparametric methods in econometrics*, New York, NY: Springer.
- Horowitz, J. L. y Härdle, W. (1994), "Testing a parametric model against a semiparametric alternative", *Econometric Theory*, 10: 821-848.
- Horowitz, J. L. y Savin, N. E. (2001), "Binary response models: Logits, probits and semiparametrics", *The Journal of Economic Perspectives*, 15, 4: 43-56.
- Huhtala, A. (2000), "Binary choice valuation studies with heterogeneous preferences regarding the program being valued", *Environmental and Resource Economics*, 16, 3: 263-279.
- Kanninen, B. J. (1991), "Optimal experimental design for contingent valuation surveys", *PhD Thesis*, University of California, Berkeley.
- Kanninen, B. J. (1993), "Optimal experimental design for double-bounded dichotomous choice contingent valuation", *Land Economics*, 69, 2: 138-146.
- Kanninen, B. J. y Kriström, B. (1993), "Sensitivity of willingness to pay estimates to bid design in dichotomous choice valuation models: Comment", *Land Economics*, 69, 2: 199-202.
- Kriström, B. (1990), "A non-parametric approach to the estimation of welfare measures in discrete response valuation studies", *Land Economics*, 66, 2: 135-139.

- Kristöm, B. (1997), "Spike models in contingent valuation", *American Journal of Agricultural Economics*, 79: 1013-1023.
- Layton, D. F. y Moeltner, K. (2005), "The cost of power outages to heterogeneous households. An application of the gamma-lognormal distribution", en Scarpa, R. y Alberini, A. (eds.), *Applications of Simulation Methods in Environmental and Resource Economics*, Dordrecht: Springer Publishing, 35-54.
- Le Cessie, S. y Van Houwelingen, J. C. (1991), "A goodness-of-fit test for binary regression models, based on smoothing methods", *Biometrika*, 47: 267-1282.
- Lehtonen, E.; Kuuluvainen, J.; Pouta, E.; Rekola, M. y Li, C. (2003), "Non-market benefits of forest conservation in southern Finland", *Environmental Science & Policy*, 6, 3: 195-204.
- Loureiro, M. L.; Loomis, J. B. y Nahuelhual, L. (2004), "A comparison of a parametric and a non-parametric method to value a non-rejectable public good", *Journal of Forest Economics*, 10, 2: 61-74.
- McFadden, D. (1994), "Contingent valuation and social choice", *American Journal of Agricultural Economics*, 76, 4: 689-708.
- McFadden, D. (1999), "Computing willingness to pay in random utility model", en Moore, J.; Riezman, R. y Melvin, J. (Eds.), *Trade, theory and econometrics: Essays in honour of John S. Chipman*, London: Routledge, 253-274.
- Menegakia, A. N.; Hanley, N.; Tsagarakis, K. P. (en prensa), "The social acceptability and valuation of recycled water in Crete: A study of consumers' and farmers' attitudes", *Ecological Economics*.
- Menzel, S. y Scarpa, R. (2005), "Protection motivation theory and contingent valuation: perceived realism, threat and WTP estimates for biodiversity protection", *Working Paper*, 26.05, FEEM.
- Mitchell, R. C. y Carson, R. T. (1989), *Using surveys to value public goods. The contingent valuation method*, Washington, D.C.: Resources for the future.
- Nyquist, H. (1990), "Optimal designs of discrete response experiments in contingent valuation studies", *Statistical Research Report*, University of Umea.
- Ozuna, T.; Jang, K. y Stoll, J. R. (1993), "Testing for misspecification in the referendum contingent valuation approach", *American Journal of Agricultural Economics*, 75, 2: 332-338.
- Proença, I. y Ritter, C. (1994), "Semiparametric testing of the link function in models for binary outcomes", *Discussion Paper*, 9415, Institut de Statistique, Université Catholique de Louvain.
- Proença, I. y Santos Silva, J. M. C. (2000), "Parametric and semiparametric specification tests for binary choice models: A comparative simulation study", *Working Paper*, 07-2000, CEMAPRE, Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa.
- Provencher, K.; Baerenklau, A. y Bishop, R. C. (2002), "A finite mixture logit model of recreational angling with serially correlated random utility bill", *American Journal of Agricultural Economics*, 84, 4: 1066-1075.
- Scarpa, R. y Bateman, I. (2000), "Efficiency gains afforded by improved bid design versus follow-up valuation questions in discrete-choice CV studies", *Land Economics*, 76, 2: 299-311.

Scarpa, R.; Willis, K. y Garrod, G. (2001), "Estimating benefits for effective enforcement of speed reduction from dichotomous-choice CV. The case of rural trunk roads", *Environmental and Resource Economics*, 20, 4: 281-304.

Silvey, S. D. (1980), *Optimal design. An introduction to the theory for parameter estimation*, New York, NY: Chapman and Hall Ltd.

Werner, M. (1999), "Allowing for zeros in dichotomous choice contingent valuation models", *Journal of Business and Economic Statistics*. 17, 4: 479-486.

Abstract

This paper examines how the number of different bids used in a dichotomous choice contingent valuation exercise influences the non-parametric estimation of the mean willingness to pay. This task has been undertaken by several simulation experiments that combine different non-parametric procedures, number of bids, bid distribution, sample sizes, and willingness to pay distributions over the simulated population. The criteria used to analyze the effect of the number of bids in each experiment are (1) the mean square error of the differences between the actual and estimated mean maximum willingness to pay, and (2) an equality test between actual and estimated mean willingness to pay. The main conclusion is that it is advisable to use a larger number of distinct bids than currently practiced for the non-parametric procedures.

Key words: non-parametric methods, bid design, Contingent valuation method, Monte Carlo simulation

JEL Classification : D62, Q51.