



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Evidencia empírica de dualidad en valoración contingente con formato binario

Lecturas de Economía, núm. 53, julio-diciembre, 2000, pp. 9-31

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155218235001>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Evidencia empírica de dualidad en valoración contingente con formato binario

-Introducción. -I. Modelos de elección discreta en valoración contingente. II. Métodos de comparación econométrica. III. Aplicación y resultados. Conclusiones. Referencias.

Introducción

El método de valoración contingente (VC) constituye una alternativa para valorar bienes públicos, con el propósito de incorporar cambios en el bienestar de las personas en el análisis formal de los costos y los beneficios que genera un proyecto. Lo esencial de la estimación consiste en la construcción de un mercado hipotético, en el cual se le describe a los individuos la cantidad, la calidad, la localización y el momento en que un determinado bien estará disponible. Luego se les consulta, a los mismos individuos, por la cantidad de dinero que están dispuestos a pagar (DAP) para acceder a una mejora en la cantidad o calidad del bien, o por la cantidad de dinero que están dispuestos a aceptar (DAA) como compensación por un cambio desfavorable.¹

1 Una amplia revisión de literatura sobre aplicaciones de VC se encuentra en Mitchell & Carson (1989). Recomendaciones para la realización de estudios de VC se encuentran en Azqueta (1994), Hanemann (1994), Mitchell & Carson (1995), Portney (1994) y McConnell (1995).

Algunos autores sostienen que VC no captura con exactitud y confiabilidad la valoración que los individuos poseen de un bien específico (Diamond 1996, Kanhemann & Knesh 1992, Diamond & Hausman 1994, Loomis & Delacy 1993). El método de VC también se cuestiona por parte de Cummings & Harrison (1995), quienes señalan que no es posible conocer las intenciones de los individuos con relación al valor de un determinado recurso. En otras palabras no se puede descomponer el valor entre clasificaciones de uso y no uso. Sin embargo, el método se usa ampliamente debido a la necesidad de contar con valoraciones económicas marginales de recursos naturales y bienes ambientales, caracterizados por tener un importante componente de valor de no uso.

El método de VC se convirtió en el tema central de discusión, a partir del derrame petrolero causado por la compañía Exxon Valdez en Alaska en el año de 1989. El derrame motivó la estimación de medidas monetarias de bienestar, que permitieran compensar a los individuos por sus pérdidas asociadas con los valores de no uso de los espacios naturales y las especies silvestres del área (Hausmann 1993). Dadas las irreconciliables diferencias entre las partes involucradas en la valoración (el Estado de Alaska y la compañía petrolera), en torno a la validez de VC para determinar los montos de compensación, NOAA² citó un panel de expertos para la discusión de las bondades y las restricciones del método (Arrow *et al.* 1993). El informe estableció los requisitos teóricos y prácticos que debe cumplir un estudio de VC, para que sea aceptado como válido para la cuantificación de los costos ambientales en las instancias jurídicas de los Estados Unidos. Entre las principales sugerencias del informe del panel se alude al uso del formato binario, al empleo de las entrevistas personales, a la pregunta por DAP, y a la necesidad de recordarle a los entrevistados su restricción presupuestaria y la existencia de sustitutos para el bien que es objeto de valoración (Loomis *et al.* 1994).

En el formato de pregunta binario o dicotómico se le presenta un precio hipotético a los individuos y éstos deciden *si lo toman o lo dejan*, originando un escenario similar al que los entrevistados encuentran en sus transac-

2 Administración Nacional Atmosférica y Oceanográfica de los Estados Unidos.

ciones de mercado habituales (Arrow *et al.* 1993)³. Este formato es simple de aplicar y disminuye la posibilidad del sesgo estratégico o del sesgo del punto de partida o del rango de las cifras, presentes en otros tipos de formatos⁴.

Los trabajos de Hanemann (1984), Cameron & James (1987) y Cameron (1988), desarrollaron formulaciones teóricas del método de VC con formato binario, las cuales permiten estimar cambios en el bienestar de las personas⁵. Hanemann asume que la probabilidad de una respuesta positiva a pagar una cantidad A_t se explica por la magnitud de este valor *umbral*. Esto se traduce en incorporar esta cantidad como una variable explicadora de la probabilidad de una respuesta positiva, y posteriormente usar la función de probabilidad acumulada para estimar el valor esperado del recurso. En esta misma línea se encuentran otros trabajos con formato binario, incluyendo los de Bishop *et al.* (1983), Bishop & Boyle (1988) y Sellar *et al.* (1985), entre otros.

Hanemann (1984) se centra fundamentalmente en la forma de obtener medidas de bienestar Hicksianas (variación equivalente y variación compensada), a partir de los datos generados por respuestas dicotómicas y utilizando funciones indirectas de utilidad. Cameron por su parte estima una función de valoración del recurso y deriva de ésta las medidas de bienestar, con la ventaja que la información contenida en las variables explicadoras se puede utilizar en la toma de decisiones orientadas al manejo del recurso.

La propuesta de Hanemann es conocida como el modelo de *diferencia de la función indirecta de utilidad*, mientras que la de Cameron se conoce como *función de variación*, basada en la diferencia de funciones de costo. McConnell (1990) sostiene que un modelo debe ser el dual del otro, pero

3 Los otros formatos de pregunta son ampliamente discutidos en Mitchell & Carson (1989) y Azqueta (1994).

4 No obstante, aspectos como el tamaño de la muestra o errores de especificación del modelo pueden generar otros sesgos en el uso del formato binario, incidiendo sobre el valor de los parámetros estimados y por lo tanto sesgando el cálculo de la medida de bienestar. Al respecto ver Kanninen (1995), Cooper & Loomis (1992), Cooper & Loomis (1993), Kanninen & Kriström (1993), Ozuna *et al.* (1993).

5 En lo que sigue del texto se llamará modelo de Cameron a los trabajos de Cameron & James (1987) y Cameron (1988).

que se debe distinguir entre Hanemann y Cameron cuando existen elementos aleatorios en las funciones estimadas. Aunque McConnell no presenta evidencia empírica con respecto a la igualdad entre los enfoques, la mayoría de los autores continúan trabajando con la diferencia en la función de utilidad indirecta, renunciando implícitamente a la riqueza informativa del modelo de Cameron, el cual permite identificar la verdadera función de valoración que subyace en las preferencias de los individuos. Como claramente lo plantea McConnell, se tiene menos información del efecto ingreso o del efecto de otras variables exógenas usando la función de diferencia de utilidad.

El objetivo general del artículo es comparar las medidas de bienestar originadas en las dos interpretaciones dadas al método de VC con formato binario: la de Hanemann (1984) a través de la función indirecta de utilidad, y la de Cameron (1988) por la función de variación. Para comparar las medidas de bienestar se emplean dos tipos de pruebas de hipótesis. Una por intervalos de confianza mediante un procedimiento de simulación, y otra prueba de significancia puntual, en la cual la varianza de las medidas de bienestar se estima a través de una aproximación lineal de la expansión de la serie de Taylor de primer orden.

La sección I describe la forma como VC se ajusta al proceso de maximización del consumidor, desarrollando el marco conceptual para la interpretación de la diferencia en la función indirecta de utilidad y de la función de gasto. En la sección II se discute el método para construir los intervalos de confianza y las pruebas de hipótesis puntuales, para las medidas de bienestar de los dos modelos. En la sección III se presentan los resultados empíricos, se analizan las propiedades estadísticas de los coeficientes estimados y de las medidas de bienestar, y se realizan las pruebas de hipótesis. Finalmente, se esbozan algunas conclusiones.

I. Modelos de elección discreta en valoración contingente

A. Enfoque de diferencia de la función indirecta de utilidad

El método de valoración contingente le pregunta a los individuos si están dispuestos a pagar una cantidad igual a A_i unidades monetarias,

por una mejora en la calidad ambiental de un recurso. Si se considera la formulación microeconómica que subyace en la maximización de la utilidad del consumidor, cuando se incorpora la demanda por servicios ambientales, la función indirecta de utilidad está dada por

$$u_j = v_j(p, y; q_j), \quad (1)$$

donde $j = 0$ en la situación inicial y $j = 1$ en la situación modificada (mejora de la calidad ambiental), p es un vector de precios y y representa el ingreso familiar. Se asume que el nivel de utilidad alcanzado está condicionado a un vector de calidad de los bienes q_j , que incorpora también las características socioeconómicas más relevantes de los individuos para modelar su respuesta a la pregunta sobre DAP.

El principal supuesto de VC implica la existencia en las funciones de utilidad, de componentes que son desconocidos para el investigador. Este hecho genera una estructura estocástica para la función de utilidad (1). Por lo tanto, la función indirecta de utilidad es una variable aleatoria con alguna distribución de probabilidad para los parámetros, y con medias que dependen de las características observables de los individuos. Lo anterior se expresa como

$$u_j = v_j(p, y; q_j) + \varepsilon_j, \quad (2)$$

donde ε_j es un error aleatorio con media cero. El modelo de VC enfrenta al individuo a una elección entre una mejora en la calidad ambiental (de q_0 a q_1 por ejemplo), por la cual debe pagar una cantidad A_t , o no tener la mejora y no pagar⁶. Es importante entender que la verdadera valoración del recurso no es observable directamente de las respuestas de los individuos. No obstante, se puede inferir a partir de estas respuestas, si la verdadera valoración es mayor o menor que la cantidad ofrecida A_t . La probabilidad de una respuesta positiva por parte del individuo está dada por

$$P(si) = P[v_1(p, y - A_t; q_1) + \varepsilon_1 > v_0(p, y; q_0) + \varepsilon_0],$$

6 La cantidad A_t que enfrenta cada individuo es aleatoriamente asignada entre las observaciones.

$$\begin{aligned}
 P(si) &= P [v_1(p, y - A_t; q_1) - v_0(p, y; q_0) > \varepsilon_0 - \varepsilon_1], \\
 P(si) &= P [\Delta v > \varepsilon_0 - \varepsilon_1], \\
 P(si) &= P [\Delta v > \eta], \\
 P(si) &= P [\Delta v > \eta] = F_\eta(\Delta v). \quad (3)
 \end{aligned}$$

Donde F_η es la función de distribución acumulada de η y $\eta = \varepsilon_0 - \varepsilon_1$. Al elegir una distribución para η , y especificando apropiadamente $v(\cdot)$, los parámetros de la diferencia indicada por Δv pueden ser estimados con información sobre la cantidad de pago, con las respuestas a la pregunta binaria y las características socioeconómicas de los entrevistados (McConnell & Ducci 1989). En el ajuste de los datos del proceso referéndum generalmente se usa un modelo Logit o Probit. Es decir, se asume que η se distribuye en forma logística o normal respectivamente, y se estima con procedimientos convencionales de máxima verosimilitud.

En la propuesta de Hanemann (1984) para la especificación de la diferencia de la función indirecta de utilidad Δv , se parte de una forma funcional para $v_j(p, y; q_j) + \varepsilon_j$ y luego se calcula la diferencia $\Delta v = v_1(p, y - A_t; q_1) - v_0(p, y; q_0)$ a estimar. Otros autores (Bishop & Heberlein 1979, Bowker & Stoll 1988, Sellar *et al.* 1985), emplean una forma funcional incompatible con la formulación teórica estricta del proceso de maximización de utilidad recomendado por Hanemann, dada la inexistencia de un modelo explícito de $v_j(p, y; q_j)$ que dé origen a la expresión de la respectiva función de diferencia de utilidad. El uso de esta forma funcional se justifica argumentando que la misma puede ser considerada como una aproximación de primer orden a una función de utilidad indirecta bien comportada. En la Tabla 1 se presentan las funciones de diferencia de utilidad lineal y logarítmica.

Tabla 1. Formas funcionales para la función indirecta de utilidad

Función V	Forma funcional Δv
1. $v_j = \alpha_j + \beta_j y + \varepsilon_j$	$\Delta v = \alpha - \beta A_t$
2. Sin formulación	$\Delta v = \alpha - \beta \ln A_t$

En las ecuaciones de la tabla 1, A_t representa la suma de dinero propuesta o valor umbral, $\beta > 0$ y $\alpha = (\alpha_1 - \alpha_0)$.

Para las medidas de bienestar es importante considerar que el nivel de indiferencia entre pagar y no pagar la cantidad A_t , se encuentra cuando la cantidad requerida es exactamente igual a la verdadera valoración que el individuo tiene del bien (denotada por C_t). Es decir, cuando $v_1(p, y - C_t; q_1) + \varepsilon_1$ es exactamente igual a $v_0(p, y; q_0) + \varepsilon_0$. A partir de este análisis se puede mostrar que C_t está dada por

$$C_t = y - m_1[p, v_0(p, y; q_0) + \varepsilon_0; q_1], \quad (4)$$

donde m es la inversa de $v_1(p, y - C_t; q_1)$ ⁷. Dado que la función de utilidad contiene un componente aleatorio, entonces C_t es una variable aleatoria. Es oportuno definir la *media* y la *mediana* como medidas de bienestar. La media representa la esperanza matemática de la suma de dinero que el individuo está dispuesto a pagar para que un determinado proyecto se realice, de modo que permanezca *tan bien* como antes. Por su parte, la mediana es la cantidad de dinero necesaria para que un individuo esté justo en el punto de indiferencia entre mantener el uso del recurso o renunciar a éste. Si C^* representa la mediana se cumple que

$$P\{v_1(p, y - C^*; q_1) > v_0(p, y; q_0)\} = 0,5. \quad (5)$$

En el modelo Logit y Probit la ecuación (5) se satisface para $F_\eta(0) = 0,5$, y por consiguiente $\Delta v(C^*) = 0$. Si se aplican estos resultados a las funciones indirectas de utilidad de la Tabla 1, se tienen las expresiones de la media y la mediana para las diferentes especificaciones de Δv (Tabla 2).

Tabla 2. Media y mediana de las formas funcionales tradicionales

Modelo	Media	Mediana
1. $C_t = [\alpha + \eta] / \beta$	α / β	α / β
2. $C_t = e^{\alpha / \beta} e^{\eta / \beta}$	$e^{\alpha / \beta} E\{e^{\eta / \beta}\}$	$e^{\alpha / \beta}$

7 Se sabe que $v_1(p, y - C_t; q_1) + \varepsilon_1 = v_0(p, y; q_0) + \varepsilon_0$, y por consiguiente $v_1(p, y - C_t; q_1) = v_0(p, y; q_0) + \varepsilon_0 - \varepsilon_1$. A su vez la inversa de $v_1(p, y - C_t; q_1)$ es igual a $m = m_1(p, v_1; q_1)$, y se deduce que $C_t = y - m_1(p, v_1; q_1)$. Al sustituir v_1 en la expresión de C_t se obtiene la ecuación (4).

$E\{e^{\eta/\beta}\}$ es definido por Hanemann como la función generadora de momentos de η , la cual toma la forma $E\{e^{\eta/\beta}\} = \pi/\beta * [\operatorname{sen}(\pi/\beta)]$ para el caso Logit y $E\{e^{\eta/\beta}\} = \exp(1/2\beta^2)$ para el Probit.⁸

B. El enfoque de la función de variación

En el modelo de Cameron subyace la idea que un individuo está dispuesto a pagar la cantidad A_t , si ésta es menor que su verdadera valoración ($C_t > A_t$). Desde la perspectiva microeconómica su propuesta se modela cuando el individuo compara entre su DAP y el pago requerido en la encuesta, a través de una función de gasto. Sea $m_j(v_i) + v_j$ la cantidad de dinero necesaria para alcanzar un nivel de utilidad u_i , v_j un error con media cero, $j=0$ para la situación sin proyecto y $j=1$ para la situación con la mejora en la calidad ambiental. Una respuesta afirmativa implica que la cantidad de dinero (A_t) requerida de los individuos es menor que su máxima disposición a pagar, la cual equivale a comparar la función de gasto con y sin la mejora en la calidad ambiental. Esto se expresa como

$$A_t < m_0(u_i) - m_1(u_i) + v_0 - v_1. \quad (6)$$

Siguiendo a McConnell (1990) la función de variación se define como

$$S(\cdot) = m_0(u_i) - m_1(u_i) > 0. \quad (7)$$

Se llama función de variación porque se refiere a la variación compensada o la variación equivalente, según el tipo de pregunta que se formule y los derechos de propiedad involucrados. No obstante, para las medidas de bienestar no es necesario formular una función de gasto y luego evaluarla con y sin la mejora en la calidad ambiental. Por el contrario, en este modelo se privilegia la información de las respuestas dicotómicas para determinar la verdadera función de valoración de los individuos. Esta metodología se basa en el hecho que el vector de cantidades (A_t), que varía entre los individuos, contiene información acerca de la dispersión de la distribución condicional de la DAP, la cual es útil para la estimación e interpretación de las funciones de variación.

8 Otra medida de bienestar citada en la literatura es la media truncada, la cual aparece como respuesta a problemas relacionados con estimaciones negativas de la DAP, y estimaciones poco realistas teniendo en cuenta las características socioeconómicas de los individuos.

Para comprender este argumento se asume que el modelo poblacional es de la forma

$$C_t = x'_t \beta + \mu_t, \quad (8)$$

donde C_t es una variable dependiente continua no observable que representa la verdadera valoración del individuo, β es un vector de parámetros a ser estimados, x es un vector de variables explicadoras y μ_t es un error aleatorio que se distribuye normal con media cero y varianza constante. En el cuestionario de DAP la aceptación de A_t equivale a $y_t = 1$, y un rechazo está dado por $y_t = 0$. Según la ecuación (8) la probabilidad que un individuo responda afirmativamente es

$$\begin{aligned} P(y_t = 1) &= P(C_t > A_t), \\ &= P(x'_t \beta + \mu_t > A_t), \\ &= P(\mu_t > A_t - x'_t \beta), \\ &= P(z_t > [A_t - x'_t \beta] / \sigma), \end{aligned}$$

donde z_t es una variable aleatoria normal estandarizada. Por lo tanto, la probabilidad de una respuesta positiva y negativa, serán respectivamente

$$P(y_t = 1) = 1 - \Phi[(A_t - x'_t \beta) / \sigma],$$

$$P(y_t = 0) = \Phi[(A_t - x'_t \beta) / \sigma],$$

donde Φ representa la función de distribución normal acumulada. Para una muestra dada de n observaciones independientes, la función de densidad conjunta condicional se interpreta como la función de verosimilitud, la cual se expresa en forma lineal así

$$\ln L = \sum (y_t \ln[1 - \Phi[(A_t - x'_t \beta) / \sigma]] + (1 - y_t) \ln[\Phi[(A_t - x'_t \beta) / \sigma]]). \quad (9)$$

La presencia de A_t en la función de verosimilitud hace posible, mediante el uso de técnicas de estimación no lineal, maximizar el valor de (9) con respecto al vector de coeficientes β y de la desviación estándar σ , a diferencia del modelo Probit tradicional (Cameron & James 1987). Dado que es posible conocer tanto β como σ , se puede *recuperar* la ecuación (8), y los parámetros pueden ser interpretados análogamente a los resultados de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En las especificaciones linea-

les el valor estimado para la media y la mediana de C_t es exactamente $x'\beta$, y el efecto de un cambio de una unidad en x_j equivale a β_j . Si la forma funcional de la función de valoración es logarítmica, las medidas de bienestar son $\exp(x'\beta)\exp(\sigma^2/2)$ para la media y $\exp(x'\beta)$ para la mediana.

II. Métodos de comparación econométrica

Una comparación rigurosa de las medidas de bienestar requiere el conocimiento de las propiedades estadísticas de sus estimaciones, con la idea de llevar a cabo diferentes pruebas de hipótesis. Sin embargo, aunque las medidas de bienestar son variables aleatorias, no es posible obtener sus varianzas directamente del proceso de estimación inicial.

Del proceso de maximización de la función de verosimilitud, se cuenta con un vector de coeficientes $\hat{\beta}$ y con la correspondiente matriz de varianzas y covarianzas $\hat{\Sigma}$. A partir de estas estimaciones, se calcula un conjunto de medidas de bienestar de la forma $C=f(\beta)$, donde f es una función no lineal de los coeficientes estimados. Para verificar diferencias estadísticas entre las medidas de bienestar se prueba la hipótesis $H_0: C_h = C_c$, donde C_h representa la medida de bienestar dada por el modelo de Hanemann y C_c la medida de bienestar del modelo de Cameron. Dos métodos tradicionales para probar esta hipótesis son posibles. Construir un intervalo de confianza para cada medida de bienestar y analizar si los intervalos se interceptan (o se traslanan), o bien a través de una prueba puntual de la forma

$$t_c = \frac{C_h - C_c}{\sqrt{Var(C_h) + Var(C_c) - 2Cov(C_h, C_c)}}$$

Para construir los intervalos de confianza Krinsky & Robb (1986) proponen una metodología que consiste en generar muestreos aleatorios para el vector de parámetros β . Dado que los coeficientes estimados se distribuyen asintóticamente normal con matriz de varianzas y covarianzas $\hat{\Sigma}$ y media $\hat{\beta}$, se generan muestreos aleatorios para β a partir de esta distribución normal multivariada. Para cada muestra se calculan nuevas medidas de bienestar y se obtiene una distribución *empírica* para las mismas. La muestra es ordenada en forma ascendente y el intervalo de

confianza se define eliminando un porcentaje igual a $\alpha/2$ de los valores en las colas de la distribución, con α representando el nivel de significancia. Este método tiene en cuenta, tanto la variabilidad asociada con cada uno de los coeficientes estimados como la interacción entre éstos, y fue usado en VC por Park *et al.* (1991).

Por otro lado, si se considera una prueba de hipótesis puntual es conveniente anotar que cada medida de bienestar se calcula a partir de los coeficientes estimados en cada modelo. Esto significa que el problema de encontrar la varianza y covarianza entre las medidas de bienestar, se traduce en la estimación de la varianza y la covarianza entre los coeficientes de los modelos alternativos. En términos generales, si θ es la prueba de hipótesis que se pretende verificar, la cual depende de los coeficientes estimados en los dos modelos distintos, se expresa como

$$\theta = G(\beta, \gamma), \quad (12)$$

donde β es un vector $k \times 1$ de parámetros del primer modelo $Y_1 = f_1(X, \beta, \varepsilon_1)$, γ es un vector $q \times 1$ de parámetros del segundo modelo $Y_2 = f_2(Z, \gamma, \varepsilon_2)$ y G es una función continua y diferenciable con respecto a los vectores β y γ ⁹.

Amemiya (1981) demuestra que los estimadores máximo-verosímil de β y γ son estimadores consistentes de los verdaderos parámetros poblacionales, y de esta forma se puede estimar consistentemente $\theta = G(\beta, \gamma)$ por $\hat{\theta} = G(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$. La varianza asintótica de $\hat{\theta}$ puede estimarse por el método *delta* o *método de aproximación lineal* (Duffield & Patterson 1991, Kanninen 1995), usando la expansión de la serie de Taylor de primer orden dada por¹⁰

$$V(\hat{\theta}) = g' \Omega g,$$

donde g es un vector de $(k+q) \times 1$ derivadas parciales de G con respecto a β y γ , y Ω es la matriz de covarianzas asintótica de los parámetros estimados en cada modelo. Es decir

$$\Omega = \begin{bmatrix} A & C \\ C & B \end{bmatrix},$$

9 Se supone que los errores son independientes y homocedásticos.

10 Ver Klein (1953), p. 258 y Kmenta (1987), p. 486.

donde A y B son las matrices de covarianzas asintóticas de $\hat{\beta}$ y $\hat{\gamma}$ respectivamente, y C es una matriz de orden $k \times q$ de covarianzas asintóticas entre $\hat{\beta}$ y $\hat{\gamma}$ son elegidos de manera que maximicen el valor de la función de verosimilitud $\ell_1(\beta, Y_1, X)$ y $\ell_2(\gamma, Y_2, X)$ respectivamente. Bajo esta perspectiva Amemiya (1985) demuestra que

$$(\hat{\beta} - \beta) \approx \left[\frac{\partial^2 \ell_1}{\partial \beta \partial \beta'} \right]^{-1} \frac{\partial \ell_1}{\partial \beta} \quad \text{y} \quad (\hat{\gamma} - \gamma) \approx \left[\frac{\partial^2 \ell_2}{\partial \gamma \partial \gamma'} \right]^{-1} \frac{\partial \ell_2}{\partial \gamma}.$$

Con estas expresiones Turner & Rockel (1986) deducen que la matriz de covarianzas asintóticas entre $\hat{\beta}$ y $\hat{\gamma}$ se puede aproximar por

$$C = B \frac{\partial \ell_2}{\partial \gamma} \left[\frac{\partial \ell_1}{\partial \beta} \right] A,$$

en la cual el valor de las primeras derivadas de la función de verosimilitud se evalúan numéricamente, una vez que se cuente con la estimación del vector de coeficientes.

III. Aplicación y resultados

Los datos para la comparación de los modelos provienen de una entrevista personal realizada en la playa de Dichato (Concepción-Chile), durante los meses de febrero y marzo de 1996. Cada jefe de familia entrevistado en la playa recibió un cuestionario, que explicaba el propósito de la entrevista y las condiciones de creciente contaminación en el sitio de recreación. Se insistió que si la situación inminente de riesgo para la salud persistía, se procedería al cierre definitivo de la playa para uso recreacional (principalmente baño). Las medidas para evitar la pérdida del recurso consistirían en la construcción de una planta de tratamiento de aguas residuales, financiada con el aporte económico de todos los usuarios de la playa. Una vez que el individuo comprendió la situación descrita se le formuló la siguiente pregunta *¿estaría usted dispuesto a pagar una cantidad de \$A, mensuales, para evitar la potencial contaminación del agua y no perder el acceso al balneario?*

Donde $$A$ tomó los valores de 450, 900, 1350, 1800, 2250, 2700, 3150, 3600, 4050 y 4500 pesos chilenos de 1996. Estas cantidades fueron asigna-

das aleatoriamente a cada entrevistado, y el vehículo de pago consistió en un monto adicional en la respectiva cuenta del servicio de agua potable de la familia. El vector de cantidades ofrecidas se determinó aplicando una encuesta preliminar con formato de pregunta abierta, mediante el cual se obtuvieron las cantidades máximas de dinero que los individuos estaban dispuestos a pagar (procedimiento sugerido por Boyle *et al.* 1988).

Es evidente que el diseño muestral, es decir la elección del tamaño total de la muestra (n), el tamaño de las submuestras (n_i) y la selección del vector de cantidades ofrecidas (A) afectan la estimación de las medidas de bienestar. Por esta razón, y dado que el vector de cantidades ofrecidas ya está definido, se procedió a seleccionar dos muestras. La primera cuenta con un n total de 370 observaciones, distribuidas en diez valores con igual tamaño de las submuestras. En la segunda muestra se aplicó un criterio de optimización sugerido por Duffield & Patterson (1991), que permite determinar la asignación óptima de las submuestras (n_i), dado el tamaño total y el vector de cantidades ofrecidos. Este criterio minimiza la varianza de la disposición a pagar media calculada en forma no paramétrica, donde Cooper (1993) demostró que también minimiza el error cuadrático medio¹¹. La idea de usar dos tipos de muestras permitió seleccionar la de mejores propiedades estadísticas en las pruebas de hipótesis.

Los coeficientes estimados, las medidas de bienestar y sus varianzas se presentan en la Tabla 3 para la función indirecta de utilidad, y en la Tabla 4 para la función de variación. Las columnas 1 y 2 constituyen la estimación de la función lineal para el caso de la muestra no optimizada y optimizada respectivamente. A su vez, las columnas 3 y 4 son las estimaciones para la función logarítmica. En las últimas cuatro filas de cada tabla se presentan las medidas de bienestar (media y mediana) con sus desviaciones estándar (Sd). El subíndice 1 indica que la medida de bienestar se calculó con los coeficientes de la regresión, evaluados en el valor medio de las variables exógenas, y su varianza se obtuvo con el método de aproxima-

11 El error cuadrático medio es igual a la varianza más el sesgo al cuadrado ($ECM = \text{varianza} + [\text{sesgo}]^2$).

ción lineal. Por su parte el subíndice 2 indica que las medias y las varianzas son el resultado del proceso de simulación. En este caso el experimento fue repetido 1000 veces, de acuerdo con lo sugerido por Park *et al.* (1991). En las Tablas 3 y 4 A y Y corresponden a las variables cantidad ofrecida e ingreso respectivamente.

Se puede constatar que todos los coeficientes son significativos al 1% y tienen los signos esperados. Los resultados muestran que la varianza de las medidas de bienestar es menor en el caso de la muestra optimizada, lo cual es consistente con la evidencia aportada por otros autores para la estimación de medidas de bienestar Marshallianas (Adamovicz *et al.* 1989) y Hicksianas (Duffield & Patterson 1991). Continuando con las varianzas los resultados son similares al estudio de Krinsky & Robb (1986), donde las varianzas calculadas a partir del procedimiento de simulación son mayores que las del método de aproximación lineal.

Las pruebas de hipótesis se realizaron con la muestra optimizada, y los intervalos de confianza de la simulación se construyeron para un nivel de significancia del 5% (Tabla 5). Los resultados sugieren que no hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de igualdad entre las medidas de bienestar dadas por Hanemann (H) y Cameron (C), tanto en el modelo logarítmico como en el lineal.

Sin embargo, si se comparan los intervalos de confianza para la media y las dos formas funcionales para un mismo enfoque teórico, media de Hanemann (Cameron) para el modelo lineal con la media de Hanemann (Cameron) para el modelo logarítmico, el resultado muestra que los intervalos no se interceptan por lo que las medias son estadísticamente distintas. Por el contrario, los resultados revelan que las medianas no difieren significativamente dentro de un mismo marco conceptual, ni entre distintos modelos.

En la Tabla 6 se resumen los resultados de la prueba de hipótesis puntual entre las distintas medidas de bienestar de los modelos¹². De nuevo, no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de igualdad

12 Este tipo de prueba ha sido usada anteriormente para comparar medidas de bienestar de respuestas con formato abierto y dicotómico. Ver Kealy *et al.* (1988).

entre las medidas de bienestar de modelos análogos. Es decir, no existen diferencias significativas entre las medidas de bienestar (media y mediana), calculadas a partir de los modelos logarítmicos o lineales de Hanemann y Cameron. Sin embargo, es importante manifestar que las formas funcionales fueron seleccionadas para asegurar analogía entre un modelo y otro. Cuando Δv es una función lineal y adicionalmente tiene un componente de error aditivamente separable, los dos métodos arrojarán resultados similares. No obstante, para formas funcionales más complejas los resultados podrían diferir.

Tabla 3. Estimación de la función indirecta de utilidad

	Modelo Lineal $\Delta V = \alpha - \beta A + \gamma Y$		Modelo Logarítmico $\Delta V = \alpha - \beta \ln A + \gamma \ln Y$	
	No óptimo	Óptimo	No óptimo	Óptimo
α	0,896	0,834	-1,99	-2,1635
Sd	(0,194)	(0,1993)	(0,620)	(0,622)
t	(4,607)*	(4,185)*	(-3,209)*	(-3,475)*
β	-0,356	-0,3541	-0,652	-0,645
Sd	(0,0604)	(0,0628)	(0,108)	(0,1109)
t	(-5,898)*	(5,638)*	(-6,038)*	(-5,819)*
γ	0,123	0,12649	0,518	0,54026
Sd	(0,0248)	(0,0251)	(0,107)	(0,1075)
t	(4,982)*	(5,03)*	(4,835)*	(5,026)*
Media ₁	4.051	3.910	15.386	14.789
Sd_1	325,4	316,3	8.204	8.133
Media ₂	4.109,7	3.950,5	24.468	24.177
Sd_2	362,46	349,52	64.456	36.078
Mediana ₁	4.051	3.910	4.756,5	4.452,1
Sd_1	325,4	316,3	822,5	748,8
Mediana ₂	4.109,7	3.950,5	4.949,2	4.665,2
Sd_2	362,46	349,52	1.367,4	1.102,4

$n = 370$ observaciones,
estadísticamente significativo al 1%.

Tabla 4. Estimación de la función de variación

	Modelo Lineal $A = \alpha + \beta Y$	Modelo $\ln A = \alpha + \beta \ln Y$	Logarítmico
	No óptimo	Óptimo	No óptimo
α	2,516	2,355	-3,0506
Sd	(0,344)	(0,3465)	(1,114)
t	(7,29)*	(6,799)*	(-2,739)*
β	0,3479	0,35721	0,79445
Sd	(0,089)	(0,0938)	(0,2056)
t	(3,874)*	(3,806)*	(3,864)*
σ	2,806	2,8241	1,5323
Sd	(0,4762)	(0,5009)	(0,2538)
t	(5,893)*	(5,638)*	(6,038)*
Media ₁	4.051	3.910,1	15.386
Sd_1	325,4	316,3	8.203
Media ₂	4.080,9	3.921	18.768
Sd_2	329,63	309,34	11.717
Mediana ₁	4.051	3.910,1	4.756,4
Sd_1	325,4	316,3	822,5
Mediana ₂	4.080,9	3.921	4.949,2
Sd_2	329,63	309,34	1.804,8
			747

n = 370 observaciones.

* estadísticamente significativo al 1%.

Tabla 5. Intervalos de confianza al 95% para las medidas de bienestar

Medida de bienestar	Media H	Media C	Mediana H	Mediana C
Modelo Lineal				
Límite superior	4.778,4	4.540,5	4.778,4	4.540,5
Media	3.950,5	3.921,0	3.950,5	3.921,0
Límite inferior	3.385,4	3.282,5	3.385,4	3.282,5
Modelo Logarítmico				
Límite superior	115.940,0	46.686,0	7.241,3	6.080,3
Media	24.177,0	17.754,0	4.665,2	4.518,5
Límite inferior	7.047,0	5.925,2	3.399,5	3.196,7

Tabla 6. Pruebas puntuales para las medidas de bienestar

	Coeficiente	Desviación estándar	Razón <i>t</i>
Función 1	-0,04581	447,3	0
Función 2	-0,59	11,5	0
Función 3	-0,083	1.059,0	0
Función 4	10.879,0	8.140,0	1,337
Función 5	542,11	812,9	0,667
Función 6	10.879,0	8.129,0	1,338
Función 7	542,1	806,0	0,673

Función 1 = diferencia entre medias del modelo lineal de Hanemann y Cameron.

Función 2 = diferencia entre medias del modelo logarítmico de Hanemann y Cameron.

Función 3 = diferencia entre medianas del modelo logarítmico de Hanemann y Cameron.

Función 4 = diferencia entre media logarítmica y media lineal en el modelo de Hanemann.

Función 5 = diferencia entre mediana logarítmica y lineal en el modelo de Hanemann.

Función 6 = diferencia entre media logarítmica y media lineal en el modelo de Cameron.

Función 7 = diferencia entre mediana logarítmica y lineal en el modelo de Cameron.

La elección entre la media y la mediana hace parte también de un intenso debate en la literatura de VC, máxime cuando se desea agregar beneficios. Hanemann (1989) recomienda la mediana para las estimaciones de las medidas de bienestar, ya que es más robusta a observaciones en las colas de la distribución. Analizando los resultados la sugerencia parece razonable, ya que con la mediana de cualquiera de las formas funcionales se tienen las medidas de beneficio más conservadoras. Además, se reduce el efecto en las medidas de bienestar originado por la forma funcional escogida, ya que para ambas pruebas de hipótesis las medianas no difieren significativamente. Lo anterior refuerza la recomendación de emplear la forma funcional lineal (Cerda *et al.* 1997), para las estimaciones de beneficios económicos de bienes ambientales en Latinoamérica¹³.

Según las pruebas de hipótesis cualquier enfoque es lo suficientemente apropiado para obtener medidas de bienestar. Sin embargo, usar la interpretación de funciones de utilidad implica perder información

13 Al respecto ver los trabajos de McConnell & Duci (1989) y Shultz & Pinazzo (1996).

que está disponible en la función de variación. Obviamente, cuando se trata de proveer algún bien público como es el caso de la calidad asociada a un bien ambiental, es importante conocer el aporte marginal al valor como resultado de un cambio en los niveles del recurso. Este tipo de información permite orientar al tomador de decisiones para encontrar el nivel óptimo de provisión del bien ante sus usos alternativos.

Como se mencionó en la sección B, los coeficientes estimados en la función de variación pueden ser interpretados de manera similar a los coeficientes de mínimos cuadrados ordinarios. Es decir, se puede determinar de manera sencilla el cambio marginal en la disposición a pagar, ante un cambio en cualquier variable exógena de interés. Por el contrario, en el enfoque de diferencia de utilidad esta información es difícil de alcanzar o simplemente se pierde, ya que sólo se estima un ajuste de probabilidad.

Conclusiones

Para la estimación de medidas de bienestar Hicksianas mediante un estudio de valoración contingente con formato binario, existen dos enfoques alternativos. La interpretación de Hanemann a partir de la función indirecta de utilidad, y el modelo de Cameron que estima en forma directa la función de valoración que subyace en las respuestas de los individuos a la pregunta hipotética.

El análisis de Hanemann implica estimar la diferencia de la función indirecta de utilidad, la cual representa el proceso de maximización de bienestar del individuo. Una vez que los parámetros de esta función son estimados, el valor representativo del bien se calcula como la media, definida por el área bajo la curva de probabilidad acumulada de la disposición a pagar. Con relación a los métodos tradicionales de estimación, implícitos en la función de diferencia de utilidad, el método sugerido por Cameron tiene la ventaja que permite analizar de manera simple los efectos sobre la esperanza condicional de la DAP, ante cambios en los niveles de cada variable explicadora, lo cual es importante al momento de tomar decisiones sobre políticas orientadas al manejo de recursos.

En lo que respecta a la estimación de los modelos, en la función de diferencia de utilidad sólo se requiere estimar esta función a través de

un modelo Probit tradicional. Por el contrario, el modelo de Cameron requiere la especificación de una función de verosimilitud para cada forma funcional, si se desea estimar la función de variación.

Con dos tipos de pruebas de hipótesis se ilustró que las medidas de bienestar (media y mediana), derivadas de los dos enfoques, no son significativamente diferentes. La prueba realizada a través de la comparación de intervalos de confianza revela que las medidas de bienestar no son estadísticamente diferentes entre los enfoques. Sin embargo, las medias son significativamente distintas entre las formas funcionales para una misma interpretación. Igualmente, las pruebas puntuales ratifican la similitud estadística entre las medidas de bienestar de ambos enfoques, y también confirman que no existe diferencia en las medidas de bienestar para distintas formas funcionales. Por otra parte, ambas pruebas de hipótesis coinciden en que las medianas no difieren significativamente, cualquiera que sea la forma funcional o el enfoque teórico.

Se puede concluir que es aconsejable emplear la mediana y la forma funcional lineal, para evitar la sobreestimación de los beneficios económicos asociados con bienes ambientales, principalmente en países donde la demanda por este tipo de recursos es relativamente baja y representa una proporción mínima del gasto total de las familias¹⁴. Por último, es necesario pensar en otras alternativas para el método de VC. La diferencia en los beneficios estimados para diversas formas funcionales, y la sensibilidad de las medidas de bienestar a aspectos relacionados con el diseño muestral, afectan la credibilidad y la aplicabilidad de los resultados de valoración contingente. En este sentido, el cálculo de la media truncada y las estimaciones no paramétricas pueden ser alternativas muy interesantes¹⁵.

14 No obstante, se propende hacia un aumento en la demanda de servicios de recreación a medida que mejoran las condiciones del ingreso per cápita.

15 El tema ha sido discutido por autores como Habb & McConnell (1995), Kriström (1990) y Duffield & Patterson (1991).

Referencias

- ADAMOWIKCZ, W., J. FLETTCHER and T. GRAHAM TOMASI. (1989), "Functional form and statistical properties of welfare measures", *American Journal of Agricultural Economics*, 70:410-421.
- AMEMIYA, T. (1981), "Qualitative response models: a survey", *Journal Economic Literature*, No. 19, 1483-1536.
- _____, "Advanced econometrics", Padstow. TJ. Press Ltd. 1985.
- ARROW K., R. SOLOW, P. PORTNEY, E. LEAMER, R. RADNER and H. SCHUMAN. (1993), "Report of the NOAA panel on contingent valuation", Washintong D.C.
- AZQUETA, D. (1994), *Valoración económica de la calidad ambiental*, Madrid. McGraw-Hill.
- BISHOP, R. and K. BOYLE. (1988), "Welfare measurements using contingent valuation: a comparison of techniques", *American Journal of Agricultural Economics*, 69: 20-28.
- BISHOP, R. and T. HEBERLEIN. (1979), "Measuring values of extra-market goods: are indirect measures biased?", *American Journal of Agricultural Economics*, 61: 926-930.
- BISHOP, R., T. HEBERLEIN and M. KEALY. (1983), "Contingent valuation of environmental assets: comparisons with simulated market", *Natural Resources Journal*, 23:619-633.
- BOWKER, J. and J. STOLL. (1988), "Use of dichotomous choice non-market methods to value the whooping crane resource", *American Journal of Agricultural Economics*, 69: 372-381.
- BOYLE, K., M. WELSH and R. BISHOP. (1988), "Validation of empirical measures of welfare change: comment", *Land Economics*, 64: 94- 99.
- CAMERON, T. (1988), "A new paradigm for valuing non-market goods using referendum data", *Journal of Environmental Economics and Management*, 15:355-379.
- CAMERON, T. and M. JAMES. (1987), "Efficient estimation methods for 'closed-ended' contingent valuation surveys", *The Review of Economics and Statistics*, 69:269-276.
- CERDA, A., S. ORREGO and F. VÁSQUEZ. (1997), "Valoración contingente y estimación de los beneficios recreacionales de la playa de Dichato (Tomé-Chile)", *Economía y Administración*, 48:75-88.

- COOPER, J. (1993), "Optimal bid design for dichotomous choice contingent valuation surveys", *Journal of Environmental Economics and Management*, 24: 25-40.
- COOPER, J. and J. LOOMIS. (1992), "Sensibility of willingness to pay estimates to bid design in dichotomous discrete choice contingent valuation models", *Land Economics*, 68: 211-224.
- _____. (1993), "Sensibility of willingness to pay estimates to bid design in dichotomous discrete choice contingent valuation models: reply", *Land Economics*, 69: 203-208.
- CUMMINGS, R. and G. HARRISON. (1995), "The measurement and decomposition of non-use values: a critical review", *Environment and Resources Economics*, 5:225-247.
- DIAMOND, P. (1996), "Testing the internal consistency of contingent valuation surveys", *Journal of Environmental Economics and Management*, 30: 337-347.
- DIAMOND, P. and J. HAUSMAN. (1994), "Contingent valuation: is some number better than no number?", *Journal of Economic Perspectives*, 8:45-64.
- DUFFIELD, J. and D. PATTERSON. (1991), "Inference and optimal design for welfare measure in dichotomous choice contingent valuation", *Land Economics*, 67 (2): 225-239.
- HAAB, T. and K. McCONNELL. (1995), "Referendum models and negative willingness to pay: alternative solutions", Department of Agricultural and Resource Economics, University of Maryland, College Park.
- HANEMANN, M. (1984), "Welfare evaluations in contingent valuation experiments with responses", *American Journal of Agricultural Economics*, 66: 322-341.
- _____. (1989), "Welfare evaluations in contingent valuation experiments with responses: reply", *American Journal Agricultural Economics*, 71:1057-1061.
- _____. (1994), "Valuation the environment through contingent valuation", *Journal of Economic Perspectives*, 8: 19-43.
- HAUSMAN, J. (1993), "Contingent valuation: a critical assessment", Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA, USA.
- KANHEMANN, D. and J. KNETSCH. (1992), "Valuing public goods: the purchase of moral satisfaction", *Journal of Environmental Economics and Management*, 22:57-70.
- KANNINEN, B. (1995), "Bias in discrete response contingent valuation", *Journal of Environmental Economics and Management*, 28: 114-125.

- KANNINEN, B. and B. KRISTRÖM. (1993), "Sensibility of willingness to pay estimates to bid design in dichotomous discrete choice contingent valuation models: comment", *Land Economics*, 69:199-202.
- KEALY, M., J. DOVIDIO and M. ROCKEL. (1988), "Accuracy in valuation is a matter of degree", *Land Economics*, 64:158-171.
- KLEIN, L. (1953), "A textbook of econometrics", Evanston, III. Row, Peterson.
- KMENTA, J. (1987), "Elements of econometrics", New York, MacMillan.
- KRINSKY, I. and L. ROBB. (1986), "On approximating the statistical properties of elasticities", *The Review of Economics and Statistics*, 68:715-719.
- KRISTRÖM, B. (1990), "A non parametric approach to the estimation of welfare measures in discrete response valuation studies", *Land Economics*, 66:135-139.
- LOOMIS, J. and T. DELACY. (1993), "Some empirical evidence on embedding effects in contingent valuation of forest protection", *Journal of Environmental Economics and Management*, 24:45-55.
- LOOMIS, J., GONZÁLEZ-CABAN and R. GREGORY. (1994), "Substitutes and budget constraints in contingent valuation", *Land Economics*, 70(4):499-506.
- McCONNELL, K. (1990), "Models for referendum data: the structure of discrete choice models for contingent valuation", *Journal of Environmental Economics and Management*, 18:19-34.
- _____. (1995), "Issues in estimating benefits with non-market methods", prepared for BID, 46 p.
- McCONNELL, K. and J. DUCCI. (1989), "Valuating environmental quality in developing countries: two case studies", prepared for AERE Session on Contingent Valuation Surveys in Developing Countries.
- MITCHELL, R. and R. CARSON. (1989), "Using surveys to value public goods: the contingent valuation method", Resources for the Future, Washington D.C.
- _____. (1995), "Current issues in the design, administration, and analysis of contingent valuation surveys", In Johansson, P., B. Kriström and K.G. Mäler, "Current issues in environmental economics", Manchester University Press, 10-34.
- OZUNA, T., K. JANG and J. STOLL. (1993), "Testing for misspecification in the referendum contingent valuation approach", *American Journal of Agricultural Economics*, 75:332-338.
- PARK, T., J. LOOMIS and M. CREEL. (1991), "Confidence intervals for evaluations benefit estimates from dichotomous choice contingent valuation studies", *Land Economics*, 67(1): 64-73.

PORTNEY, P. (1994), "The contingent valuation debate: why economists should care", *Journal of Economics Perspectives*, 8: 3-17.

SELLAR, C. J. STOLL and J. CHAVAS. (1985), "Validation of empirical measures of welfare change: a comparison of non-market techniques", *Land Economics*, 65: 156-175.

SHULTZ, S. and J. PINAZZO. (1996), "An application of the contingent valuation method for determining entrance fees to national parks in Costa Rica", paper presented at the Beijer Research Seminar, January 8-11.

TURNER, R. and R. ROCKEL. (1988), "Estimating covariances of parameter estimates from different models", *Economics Letter*, 26 :137-140.