

Disposición a pagar por un mejoramiento en la calidad ambiental en el Gran Santiago, Chile

Arcadio Cerda, José Rojas y Leidy García

–Introducción. – I. Revisión de la literatura. – II. Metodología.
– III. Análisis de resultados. – Conclusiones. – Bibliografía.

Primera versión recibida en enero de 2007; versión final aceptada en septiembre de 2007

Disposición a pagar por un mejoramiento en la calidad ambiental en el Gran Santiago, Chile

Resumen: Este trabajo presenta una estimación de la disposición a pagar por proyectos destinados a lograr un mejoramiento en la calidad del aire en el Gran Santiago en Chile, vía la implementación de un número determinado de hectáreas de áreas verdes. Se utiliza el método de valoración contingente, asumiendo una forma de función lineal de la función indirecta de utilidad y una distribución logística. Considerando la estimación puntual de la disposición a pagar, en el modelo dicotómico doble, da un valor de alrededor de 3,8 dólares mensuales por familia por un año. Extrapolando la disposición a pagar de todas las familias de la región metropolitana, descontando proporcionalmente las personas que manifestaron su rechazo al instrumento, da una disposición a pagar agregada de US\$3.697.990 mensual.

Palabras Claves: valoración contingente, elección dicotómica, calidad ambiental. Clasificación JEL: C14, C19, Q20.

Abstract: This work presents an estimation of the willingness to pay for projects destined to improve the air quality of the Great Santiago in Chile, through the implementation of a determined number of hectares of green areas. The contingent valuation method is used, assuming a linear function form of the indirect function of utility and a logit distribution. Considering the specific estimation of the willingness to pay, the doubled bound dichotomic choice model gives a value of around 3.8 dollars monthly by family per a year. Extrapolating the willingness to pay by family to all the families of the metropolitan region, and proportionally discounting the people who indicated their rejection to the instrument, it gives an added WTP of US\$3.697.990 monthly.

Keywords: contingent valuation, dichotomic choice, environmental quality. Classification JEL: C14, C19, Q20.

Résumé: Ce travail présente une estimation de la disponibilité à payer pour des projets destinés à l'amélioration dans la qualité de l'air dans le Grand Santiago du Chili. Ces projets consistent dans la construction d'un nombre déterminé d'hectares de zones vertes. On utilise la méthode d'évaluation contingente, sous l'hypothèse d'une fonction indirecte d'utilité linéaire et d'une distribution logistique. L'estimation ponctuelle de la disponibilité à payer dans le modèle dichotomique double est d'environ 3.8 dollars mensuels par famille et par an. L'extrapolation de la disponibilité à payer de toutes les familles de la région métropolitaine, une fois déduit proportionnellement les personnes qui ont manifesté leur rejet à ce projet, permet d'obtenir une disponibilité à payer agrégée de 3.697.990 dollars mensuels.

Mots Clef : évaluation contingente, choix dichotomique, qualité de l'air. Classification JEL: C14, C19, Q20.

Disposición a pagar por un mejoramiento en la calidad ambiental en el Gran Santiago, Chile

Arcadio Cerda, José Rojas y Leidy García*

–Introducción. – I. Revisión de la literatura. – II. Metodología.
– III. Análisis de resultados. – Conclusiones. – Bibliografía.

Primera versión recibida en enero de 2007; versión final aceptada en septiembre de 2007

Introducción

Los problemas ambientales, en especial los relacionados con la calidad del aire, que enfrentan las grandes ciudades del globo como son Ciudad de México (México), Los Ángeles (California en Estados Unidos) y Santiago (Chile), han requerido que los respectivos gobiernos implementen una serie de medidas destinadas a mejorar la calidad ambiental de dichas localidades. A nivel agregado se pueden identificar dos grandes grupos de medidas: primero, se han implementado distintos instrumentos de regulación donde se incluyen normas de emisión, restricción vehicular, multas por contaminar, entre otras; segundo, los gobiernos han tenido que invertir en pavimentación y limpieza

* Arcadio Cerda Urrutia: Ph.D., Profesor Asociado, Director Centro de Desarrollo Empresarial y Carrera de Ingeniería Comercial, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad de Talca, Dirección electrónica: acerda@utalca.cl. Dirección postal: 2 Norte 685, Talca, Chile. José Rojas Méndez: Ph.D., Profesor Asociado, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad de Talca, Talca, Chile. Dirección electrónica: jrojas@utalca.cl. Dirección postal: 2 Norte 685, Talca, Chile. Leidy García Pérez: Economista, Estudiante Magister en Administración de Empresas (MBA) y Asistente Ejecutiva, Centro de Desarrollo Empresarial, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad de Talca. Dirección electrónica: lgarcia@utalca.cl. Dirección Postal: 2 Norte 685, Talca. Este trabajo contó con el apoyo financiero de la Dirección de Investigación de la Universidad de Talca, vía un Proyecto Enlace-Fondecyt. Se agradecen a los pares anónimos cuyos comentarios mejoraron considerablemente el presente trabajo.

de calles para reducir el nivel de material particulado en áreas verdes para mejorar la calidad del aire y en programas que incentivan el reciclaje para lograr un mejor uso de los recursos y el manejo de la basura, entre otros.

Dado que los recursos que disponen los gobiernos son limitados y tienen usos alternativos importantes no solo en materia ambiental, sino en términos de salud, educación y vivienda para los más desposeídos, es importante saber cuál es la disposición a pagar por proyectos destinados a lograr un mejoramiento en la calidad ambiental de parte de las distintas familias de las regiones metropolitanas, en especial el caso del Gran Santiago en Chile, lo que permite a las autoridades conocer los beneficios que los individuos atribuyen en términos monetarios por un mejoramiento de la calidad del aire, así como la disposición a colaborar con proyectos de estas características para la comunidad. Eventualmente, lo anterior permitiría realizar proyectos de mejoramiento en la calidad del aire financiados colaborativamente por el Gobierno y la comunidad.

Los objetivos de este trabajo son dos: primero, se busca estimar la disposición a pagar por un mejoramiento en la calidad ambiental de los habitantes del Gran Santiago, para lo cual se utiliza el método de valoración contingente tanto en su formato dicotómico simple como dicotómico doble asumiendo una forma de función lineal y una distribución logística; segundo, comparar la eficacia de estimación de los dos formatos de estimación de la disposición a pagar, como son los modelos dicotómicos simple y dicotómico doble.

Este artículo se divide en tres partes principales, que son: la revisión de la literatura, la metodología y el análisis de resultados

I. Revisión de la literatura

El Método de Valoración Contingente es un método directo y se basa en intenciones de conducta del consumidor en mercados hipotéticos; el supuesto inherente en este método es que las respuestas individuales a los mercados hipotéticos son comparables con las obtenidas en mercados reales. En cuanto al formato de pregunta utilizado para obtener la disposición a pagar, según la opinión de expertos el dicotómico es el más adecuado (Arrow *et al.*, 1993). En la implementación paramétrica del formato dicotómico existen dos enfoques para estimar los cambios de bienestar: el enfoque desarrollado por Hanemann (1984) y el enfoque de Cameron (1988). En este estudio se opta por la formulación

sugerida por Hanemann (1984) considerando que es técnicamente mejor, ya que resulta más explícito el papel que juegan los cambios de bienestar en el proceso de decisión del individuo.

Según el enfoque sugerido por Hanemann (1984), un supuesto importante en el modelamiento del proceso de decisión es que el individuo conozca su función de utilidad con certeza, mientras que ésta contiene algunos componentes que no son observables por los investigadores y son tratados por éstos como estocásticos. Consecuentemente el investigador asume que las medidas de Variación Compensada (*C*) o Variación Equivalente (*E*) tienen carácter aleatorio. En este caso la medida de bienestar es la variación compensada, y es capturada por una pregunta de disposición a pagar (*C*).

En forma específica, el formato dicotómico consiste en solicitar al entrevistado que conteste si está dispuesto o no a pagar una determinada cantidad de dinero, elegida al azar de un rango de valores, para la implementación del proyecto propuesto. Según McConnell (1989) la valoración, usando el formato dicotómico, requiere solo respuesta “Sí” o “No” y no un estimado de lo que los consumidores tienen que pagar. Entre las bondades de este formato, está el situar al individuo en una situación similar a la que encuentra cuando realiza sus decisiones de consumo, que consiste en decidir si compra o no un bien a un precio que no puede modificar. Como consecuencia, se obtienen tasas de rechazos menores que con otros formatos, se reducen las posibilidades de respuestas de adivinación, se reduce el sesgo de punto de partida y la inducción de respuestas (Freeman, 1993). Sin embargo, su principal ventaja radica en que no crea incentivos para que el entrevistado tenga comportamiento estratégico (sobrealúe o subvalúe su disposición a pagar) (Azqueta, 1994). Sobre el mismo método McConnell (1995) menciona que necesita más observaciones para obtener el mismo nivel de eficiencia y predicción; además, Bowker y Stoll (1988) y Boyle y Bishop (1988) citan que su desventaja radica en que es un indicador discreto de los deseos a pagar reales y que la selección de la forma funcional puede afectar los resultados. Este problema en cierta forma se ha visto solucionado con el formato dicotómico doble. Aquí la verdadera disposición a pagar se encuentra en cuatro tipos de intervalos posibles, obteniéndose una función logarítmica de verosimilitud para todas las observaciones muestrales.

La mayoría de los trabajos de valoración contingente tratan la elección producida por el formato dicotómico como si ésta fuera similar a una

elección binaria desordenada (Maddala, 1987). El componente principal de los datos dicotómicos es que la cantidad umbral ofrecida es diferente entre los individuos, al contrario de los modelos logit o probit ordinarios donde este valor umbral es cero.

El modelo dicotómico doble provee una ganancia en la precisión de la matriz de varianza-covarianza de los coeficientes estimados, resultando en intervalos de confianza más pequeños con respecto al modelo dicotómico simple. Además, se encuentra que el estimador puntual de la mediana de la disposición a pagar de los modelos dicotómicos doble es menor (Hanemann *et al.*, 1991).

II. Metodología

A. Modelo de Hanemman

El modelo es conocido como “diferencia en la función de utilidad indirecta” y es del tipo:

$$v_j = v_j(P, Y; q_j) + \varepsilon_j; \quad (1)$$

Donde:

$j = 0$ para la situación inicial

$j = 1$ para la situación final (luego de la mejora de la calidad del aire)

P = precio de los bienes

Y = Ingreso

q = Calidad ambiental y

ε_j = Error aleatorio de media 0

Los individuos pueden optar por una mejora en la calidad del aire, por la cual, deben pagar una cantidad; donde b_i indica las distintas cantidades que se encuentran dentro del vector de pago. Cabe destacar que el valor o precio a que se ve enfrenta el individuo i por un mejoramiento en la calidad del aire (b_i) no es la verdadera disposición a pagar del individuo, sino que lo es una cantidad C ; de ahí que la probabilidad de obtener una respuesta positiva por parte del individuo está dada por la probabilidad de que su verdadera disposición a pagar sea mayor o igual que la cantidad ofrecida. Esto se expresa como, $Prob(SI) = Prob[v_1(P, Y - b_i; q_1) + \varepsilon_1 > v_0(P, Y; q_0) + \varepsilon_0]$ donde $\eta \equiv \varepsilon_0 - \varepsilon_1$, por lo que $\Delta v \equiv v_1(P, Y - b_i; q_1) - v_0(P, Y; q_0)$. Entonces $Prob(SI) = Prob(\Delta v > \eta) = F_\eta(\Delta v)$. Donde F_η es la función de distribución de η .

B. Medidas económicas del bienestar

Si se asume que el bienestar de las personas se origina a través de la satisfacción de sus preferencias, la medida de este bienestar y el valor económico pueden inferirse analizando los comportamientos sociales, individuales y colectivos. En el caso de la calidad del aire, que es un bien ambiental, aunque no tenga precio hay que valorarlo económicamente para determinar el cambio en el bienestar y expresarlo monetariamente. Para lograr esto, se puede utilizar la cantidad de dinero que pagarían las personas para evitar un cambio desfavorable en la calidad del recurso.

El análisis microeconómico ha desarrollado una serie de medidas que permiten traducir en unidades monetarias el cambio en el bienestar de una persona ocasionado por una transformación, mejora o degradación en el medio ambiente. En el caso de los consumidores, las medidas más empleadas son el excedente del consumidor, la variación compensada y la variación equivalente. En el caso de los productores, una medida apropiada del cambio en el bienestar, ante una alteración ambiental, es la variación en el excedente del productor.

La variación compensada es la máxima cantidad de dinero que un individuo está dispuesto a pagar para acceder a un cambio favorable, o bien la mínima cantidad de dinero que un individuo está dispuesto a aceptar como compensación por aceptar un cambio desfavorable. En este caso, el individuo tiene derecho a la situación inicial, ya sea ésta mejor o peor que la respectiva situación final. Por otra parte, la variación equivalente es la máxima cantidad de dinero que un individuo está dispuesto a pagar por evitar un cambio desfavorable o la mínima cantidad de dinero que está dispuesto a aceptar como compensación por renunciar a un cambio favorable. En este caso, el individuo tiene derecho a la situación final (Vásquez *et al.*, 2007).

Así, la media es el valor esperado de la verdadera disposición a pagar C , denominado C^+ , por el proyecto a realizarse, de modo que permanezca tan bien como antes. La mediana es la cantidad de dinero necesaria para que el individuo esté justo en el punto de indiferencia entre mantener el uso del recurso y renunciar a éste. Por otro lado, Hanemman (1989) menciona que, dado que se espera que la disposición a pagar sea positiva, no debiera incluirse los valores negativos en el cálculo de la disposición a pagar, definiendo así lo que se llama la Integral Positiva C' . La media y la mediana, de acuerdo a la definición de la función indirecta de utilidad lineal, coinciden y están dadas por $E(C) = C^* = \alpha/\beta$.

C. Encuesta

La población relevante para el estudio está formada por los hogares de la Región Metropolitana, representados por un miembro mayor de 18 años. Con una población aproximada de 1.656.558 hogares de los que 1.609.224 son de la zona urbana (INE, 2002).

La muestra obtenida fue estratificada aporportional de acuerdo con el nivel socioeconómico en que se encuentra localizada la población. Para esto se eligieron 13 comunas de la región metropolitana en Chile, alcanzando un total de 520 hogares consultados. La distribución del nivel socioeconómico en el Gran Santiago es la siguiente: del nivel más alto al más bajo: ABC1 11,3%, C2 20,1%, C3 25,6%, D 34,5%, y E 8,5%.

Las comunas consultadas fueron del estrato ABC1: Las Condes y La Reina; de C2: Ñuñoa, Providencia y Santiago; C3: Maipú; D: La Florida, Independencia, Estación Central, Puente alto y Recoleta; E: San Ramón y La Pintana. Un 57% de la muestra está formada por mujeres. La muestra se dividió por rangos etéreos de 18 a 24 años (15,8%), de 25 a 34 años (20,2%), de 35 a 44 años (28,5%), de 45 a 54 años (18,5%), de 55 a 64 años (8,7%) y más de 65 años (7,9%).

El cuestionario posee diez secciones que buscan medir el grado de conocimiento de los entrevistados sobre el medio ambiente, su opinión sobre la responsabilidad de las empresas públicas, privadas y de los ciudadanos con el ambiente, actitud de los entrevistados hacia el reciclaje, comportamiento frente al reciclaje, orientación temporal, disposición a colaborar con proyecto medio ambiental y una sección de datos demográficos.

Con respecto a la pregunta por la disposición a pagar; en general, se le entregó a los entrevistados un escenario donde un organismo público-privado, sin fines de lucro, buscaba la forma de financiar una serie de proyectos destinados a mejorar la calidad ambiental de la Región, específicamente la calidad del aire, vía la implementación de un número determinado de hectáreas de áreas verdes en el Gran Santiago. El costo total de estos proyectos alcanzaba la suma de seis mil millones de pesos chilenos (equivalente, aproximadamente, a diez millones de dólares norteamericanos). A fin de contar con los fondos necesarios para llevar a cabo tales proyectos, se le solicita al gobierno, empresas y personas, una colaboración mensual durante un año. En el caso de las personas, se agregaría el monto mensualmente a la cuenta de luz, de agua o de teléfono de las casas de las personas que estén dispuestas a colaborar. Los proyectos se iniciarán únicamente si los montos comprometidos alcanzan para financiarlos.

D. Diseño óptimo del vector de pagos y distribución utilizada

En este trabajo se asume una distribución de la disposición a pagar simétrica logística y se aplica el modelo de distribución de los rangos de pago con áreas iguales de selección (DWEABS), desarrollado por Cooper (1993) para optimizar el vector de pagos (b_i); el modelo consiste para una determinada premuestra y muestra total N , en una técnica iterativa para encontrar el mínimo Error Cuadrático Medio del diseño de la muestra, para un cuestionario con preguntas dicotómicas. Los estimadores de los parámetros de la distribución de la disposición a pagar, necesarios para el modelo DWEABS, fueron obtenidos de una encuesta con formato abierto realizada telefónicamente a 50 personas. Debido a que la teoría económica no da ninguna orientación sobre la distribución estadística esperada, es difícil determinar la naturaleza de la distribución; a pesar de ello, en los estudios empíricos frecuentemente se asume que la distribución de la disposición a pagar es simétrica. Existen varias técnicas para determinar cuál de estas distribuciones es apropiada. En este trabajo se utilizan el Test Grafico Q-Q Plot y el Test Box-Cox (Johnson, 1982), para verificar la normalidad de los datos a partir de la preencuesta. Al mismo tiempo, la distribución logística puede ser utilizada cuando los datos estén aproximadamente normalmente distribuidos, porque son distribuciones parecidas. Se asume una distribución Logística. Si $F(b_i)$ es logística, los estimadores de los parámetros necesarios para calcular $F(b_i)$ pueden ser expresados a través de la siguiente forma funcional logística:

$$F(b_i) = [1 + \exp\{-(\alpha + \beta b_i)\}]^{-1} \quad \text{con } \beta < 0 \quad (2)$$

E. Forma funcional seleccionada

La medida de bienestar se determina como la cantidad máxima que los habitantes de Santiago estarían dispuestos a pagar para el mejoramiento de la calidad del medioambiente en su comuna.

En este trabajo inicialmente se considera la forma funcional lineal de Hanemann (1984) y sus respectivas medidas de bienestar. Para esta forma funcional desaparece la variable Ingreso, pero para la muestra de este trabajo la variable ingreso resultó estadísticamente significativa al igual que otras variables, que se relacionan con la percepción de los individuos sobre el medio ambiente. Por ello, para un mejor análisis de las medidas de bienestar de los tres modelos, se decidió adaptar la forma funcional lineal de Hanemann

agregándole la variable Ingreso y otras variables independientes, obteniendo así la siguiente expresión:

$$\Delta v = \alpha - \beta_1 b_i + \beta_2 Y + \beta_3 Z + \eta \tag{3}$$

donde b_i , representa el pago al que se ve enfrentado un individuo por mejorar la calidad del aire, y que cambia entre individuos según tabla 1, Y el ingreso y Z otras variables socioeconómicas.

Tabla 1. *Tamaño y rango vector de pago y submuestras*

Tamaño vector m	Diseño		
	Valores b_i	Submuestra n DWEABS	Sub muestra real sin incluir negatividad a colaborar
(a)	(b)	(c)	(d)
1	1	25	22
2	341	78	61
3	808	72	41
4	1262	72	33
5	1728	68	30
6	2237	84	31
7	2841	90	40
8	3690	31	15
		500	273

Fuente: Elaboración propia con base en los datos obtenidos con los modelos DWEABS.

Una vez obtenidos los datos de la encuesta con formato dicotómico, donde también se obtiene la información sobre las características socioeconómicas del encuestado (McConnel y Ducci, 1989), la probabilidad de una respuesta positiva estará dada por la función de probabilidad acumulada de η evaluada en Δv , que se asume la distribución logística Logit.

F. Método de estimación

El método que se usa para estimar el modelo Logit es el Método de Máxima Verosimilitud. Este método estima los parámetros del modelo maximizando la función de verosimilitud con respecto a los parámetros del modelo, encontrando los valores de los parámetros que maximizan la probabilidad de encontrar las respuestas obtenidas en la encuesta.

Para determinar la significancia de los estimadores y hacer comparación entre ellos, se desarrollaron intervalos de confianza para las medidas de bienestar.

El procedimiento consiste en estimar la distribución de probabilidad de las medidas de cambio de bienestar. Siendo que los estimadores de los cambios en el bienestar son variables aleatorias, dependen de los coeficientes de los modelos econométricos estimados. Por lo tanto, tienen una distribución de probabilidad que depende de la distribución de los coeficientes del modelo adoptado. La estimación del modelo Logit, utilizando el método de Máxima Verosimilitud, proporciona estimadores que son asintóticamente normales y tienen propiedades asintóticamente deseables (Amemiya, 1981).

Los estimadores de las medidas de bienestar son funciones no lineales de los parámetros estimados en el modelo econométrico; y por esta razón no es fácil derivar analíticamente expresiones para la varianza de estas medidas. Krinsky y Robb (1986) propusieron un método basado en simulación, el que Park *et al.*, (1991) utilizaron para estimar límites de confianza de medidas de bienestar basadas en modelos de valoración contingente.

El método consiste en generar una muestra de gran tamaño de los coeficientes del modelo de regresión, utilizando los estimadores de la matriz de varianza-covarianza generados al estimar el modelo vía máxima verosimilitud. Dadas las propiedades de estos estimadores, se supone entonces, que los parámetros β_i siguen una distribución normal multivariada con media y varianza conocidas. Para cada una de las realizaciones de los parámetros del modelo econométrico, en la muestra generada, se calcula la medida de bienestar correspondiente, obteniéndose de esta manera tantas como se desee. Se obtiene un intervalo de confianza $(1-\alpha)$ al organizar el vector de valores calculados de las medidas en orden ascendente y eliminar $\alpha/2$ de los valores de cada cola del vector para que éste sea de forma no paramétrica.

En este trabajo se utilizaron 1.000 iteraciones para construir los intervalos de Confianza simulados de las medidas de bienestar, utilizando el programa DWEABS (Cooper, 1995) para hacer las iteraciones. Este programa produce estimadores logit para el modelo dicotómico usando el procedimiento de máxima verosimilitud, específicamente el método de “scoring” (Judge *et al.*, 1988). Los intervalos de confianzas alrededor de la medida de bienestar son obtenidos usando los métodos de Krinsky y Robb (Loomis *et al.*, 1991) y de Cameron (1992). Para las estimaciones logit del modelo dicotómico doble, el programa usa estimaciones de máxima verosimilitud siguiendo a Hanemmanm *et al.*, (1991); al igual que en el modelo dicotómico los intervalos de confianza se estiman usando el método de Krinsky y Robb.

Enseguida, se observa si la medida de bienestar originalmente calculada está dentro del intervalo de confianza construido. Si esto ocurre, entonces su estimador es significativo. Después se comparan los intervalos de confianza de los distintos modelos para ver si se traslapan. Si esto ocurre, entonces las distintas medidas de bienestar no son estadísticamente diferentes. La medida con menor intervalo de confianza tiene mayor significancia, debido a la menor varianza.

III. Análisis de resultados

A. Descripción de la muestra y del vector de pago

Al aplicar la preencuesta con formato abierto, con una muestra de 39 observaciones, se aplicó el Test Q-Q Plot para visualizar gráficamente la distribución de la disposición a pagar. Los cuantiles de la muestra actual están distribuidos cerca de los puntos de la situación hipotética (que presenta una distribución normal). Por lo tanto, se determinó que la disposición a pagar tiene una distribución simétrica normal.

Con el tamaño de la muestra N dado, igual a 500, se procedió a calcular el número de vectores de pagos “ m ” y las submuestras “ n ” por cada vector de pago “ b ”. En el diseño de distribución se usa el modelo DWEABS para optimizar el vector de pagos, con sus respectivos rangos de pagos y tamaño de las submuestras. Algunas diferencias se presentan entre el vector de pago obtenido por este procedimiento, con respecto al número de encuestas efectivamente realizadas, debido a que se obtuvieron solamente 449 encuestas completas de las 500 que se utilizaron como referencias para la estimación del vector de pago. La distribución de los vectores de la muestra realizada mantienen la simetría de los datos encontrada en la premuestra. Dada la existencia de 179 respuestas que rechazan colaborar, solamente se consideraron para la estimación 273 observaciones (ver tabla 1).

De las 273 observaciones en el formato dicotómico simple, 62,3% estaban dispuestos a pagar el monto solicitado. Con respecto al formato dicotómico doble, respondieron sí-sí el 26,7%, sí-no el 26,7%, no-sí el 22% y no-no 8,4%. Las variables consideradas se definen a continuación, y sus valores promedios se muestran en el tabla 2.

Tabla 2. *Valores de principales variables*

Variable	
Respuestas SI	62,3%
Respuestas Si-Si	42,9%
Respuestas Si-No	26,7%
Respuestas No-Si	22,0%
Respuestas No-No	8,4%
ING (en pesos)	591.684
RAP	3,2 de 7
OPR	5,9 de 7
ABS	4,5 de 5
CRE	2,6 de 5
RAC	2,7 de 7
Edad promedio de encuestado	40
Sexo masculino	42%
Miembros por familia	4,1
Nivel de educación promedio	Media completa

Fuente: Elaboración propia con base en la encuesta aplicada a muestra de la población.

Además del vector de pago (b_i), las variables consideradas son:

ING = Ingreso familiar promedio.

RAP = Responsabilidad medioambiental instituciones públicas. Se refiere a cómo perciben las personas el comportamiento de las empresas públicas con el medioambiente, su disposición a pagar por la contaminación que causan, su responsabilidad con los recursos naturales, etc. Medido de 1 a 7, siendo 7 mayor responsabilidad medio ambiental.

OPR = Orientación al presente. Se refiere a la conducta y actitud que tienen las personas hacia el presente, la preocupación principalmente por lo que ocurre hoy, es decir, tener metas de corto plazo.

ABS = Actitud bienestar social. Se refiere a la disposición a reciclar como un aporte a la sociedad y a las generaciones futuras. Escala de 1 a 5, donde 5 indica una mayor disposición hacia el bienestar social.

CRE = Comportamiento al reciclaje. Cuánto se está haciendo por reciclar, se preguntó qué tan frecuentemente reciclan papeles y cartones, vidrios, plásticos, etc. Escala de 1 a 5, donde 1 indica nunca y 5 muy a menudo.

RAC = Responsabilidad medio ambiental ciudadana. Se refiere a cómo perciben las personas el comportamiento del resto de los ciudadanos con el medio ambiente, su disposición a pagar por la contaminación que causan,

su responsabilidad con los recursos naturales, etc. Medido de 1 a 7, siendo 7 mayor responsabilidad medio ambiental.

B. Resultados del modelo logit con una forma funcional lineal

Siguiendo a Cooper (1993), se utiliza una adaptación de la forma funcional lineal de Hanemann (1984) para Δv para estimar las medidas de bienestar. La Media $C+$, la Mediana C^* y la integral positiva C' . Hay que notar que la media es igual a la mediana (α/β), para esta forma funcional; por lo tanto, se presentan como un único resultado. Dado que la forma funcional lineal está dada por la expresión $\Delta V = \alpha - \beta Z$ (donde Z es cualquier variable), por lo que se estiman regresiones con el modelo Logit, y con todas las variables descritas.

$$\Delta v = \alpha_1 - \beta_1 b_i + \beta_2 ING + \beta_3 RAP + \beta_4 OPR + \beta_5 ABS + \beta_i X_i + \eta \quad (4)$$

Donde X_i representa las variables consideradas en el análisis como CRE , RAC , Edad, etc. que resultaron no significativas una vez analizados “t-student” estadísticos; y por lo tanto, las únicas variables significativas son las que se presentan en el tabla 3.

Tabla 3. Estimación de los coeficientes de modelos logit lineal dicotómico simple y doble

Variable	Modelo logit Dicotómico simple	Modelo logit Dicotómico Doble
Intersección α	-2,6305476 (-2,613)	0,91507194 (0,7093)
b_i	-0,00064012416 (-4,682)	-0,0011187068 (-11,49)
ING	0,0000009 (2,668)	0,0000006 (1,882)*
RAP	0,58489894 (4,245)	0,29093423 (2,482)
OPR	**	-0,28070939 (-1,81)
ABS	0,3989833 (2,257)	0,41812896 (2,641)
	Chi.-Cuadrado= 50,89	Log likelihood -397,65040

Fuente: Elaboración propia con base en os datos obtenidos a partir de las regresiones corridas. Entre paréntesis están los valores “t”. * = significativo al 10%. ** = variable eliminada no significativa.

Como se observa en la tabla 3, las variables significativas son consistentes con la teoría económica. Primero, la variable b_i tiene signo negativo, porque a

mayor cantidad de pago propuesta hay una menor probabilidad de responder afirmativamente a la pregunta de disposición a pagar por parte de los encuestados. Segundo, la decisión del individuo depende de su restricción presupuestaria, que se determina por el ingreso familiar, donde a mayor ingreso, mayor disponibilidad a pagar. La responsabilidad medio ambiental de las instituciones públicas y la actitud hacia el bienestar social se relacionan positivamente con la disposición a pagar de los individuos. Por otro lado, aunque solo en el modelo dicotómico doble, una mayor orientación al presente de los individuos, refleja una menor disposición a pagar de parte de ellos.

C. Medidas de bienestar

Para calcular las medidas de bienestar C , a partir de los coeficientes obtenidos en el tabla 3, se procede de la siguiente forma: Para la Media $C+$ y la Mediana C^* se utiliza la expresión $C = \alpha/\beta$, (donde la disposición a pagar puede estar entre menos infinito y más infinito) mientras que para la integral positiva C' (donde la disposición a pagar puede estar entre 0 y más infinito) se utiliza la expresión $\log(1+e^\alpha)/\beta$ donde, $\alpha = \alpha_1 + \beta_2 ING + \beta_3 RAP + \beta_4 OPR + \beta_5 ABS$ y $\beta = \beta_1$, obteniendo así las medidas de bienestar para cada uno de los modelos. Cabe aclarar que aunque en la regresión se incluyen otras variables que explican la disposición a pagar, para los cálculos de dicho valor se utiliza el proceso antes mencionado para hacerlo consistente con la forma de estimar dicho valor para una función indirecta de utilidad lineal.

Al visualizar los resultados de las medidas de bienestar en la tabla 4, se confirman las observaciones hechas anteriormente, donde el modelo dicotómico doble sigue teniendo la menor media con menor varianza.

Tabla 4. *Estimadores de las medidas de bienestar e intervalos de confianzas*

Medidas de Bienestar C Intervalos de confianza	Modelo logit Dicotómico simple	Modelo logit Dicotómico Doble
Media $C+$ y Mediana C^* (ch\$)	2425	2132
Intervalos de confianza 99%	1938-3652 Diferencia = 1714	1825-2519 Diferencia = 694
Integral Positiva C' (ch\$)	2725	2211
Intervalos de confianza 99%	2081-4691 Diferencia = 2610	1904-2607 Diferencia = 703

Fuente: Elaboración propia con base en los datos obtenidos a partir de las regresiones corridas.

La Media C^+ , la Mediana C^* y la Integral Positiva C' de los dos modelos están dentro de los intervalos de confianza calculados para ambos modelos;

por lo tanto, son estadísticamente significativas. El intervalo de confianza del modelo dicotómico doble cae completamente dentro del intervalo de confianza del modelo dicotómico; ya que el modelo dicotómico doble tiene los menores intervalos de confianza, por lo cual, sus medidas de bienestar C , C^* y C' son las más significativas estadísticamente. Aunque la integral positiva C' del modelo dicotómico cae fuera del intervalo de confianza del modelo dicotómico doble, refleja que las estimaciones puntuales, en este caso, son estadísticamente diferentes.

Considerando la estimación puntual C' (2.211 pesos) por familia, del modelo dicotómico doble y extrapolando a todas las familias de la región metropolitana que viven en la zona urbana, que alcanzan a 1.609.224; da una disposición a pagar de \$3.557.994.264, lo que con un tipo de cambio de 585 pesos por dólar da un monto de US\$6.082.041. Ahora, si se ajusta el número de familias consideradas, descontando proporcionalmente las personas que manifestaron un rechazo a la pregunta de disposición a pagar (39%), daría una disposición a pagar agregada mensual de US\$3.697.990. Este monto, llevado a 12 meses, es superior al monto de inversión propuesto para mejorar la calidad del aire en el Gran Santiago, mostrando una valoración neta positiva con el proyecto presentado.

Conclusiones

Las autoridades ambientales frecuentemente no poseen información adecuada para justificar socialmente las inversiones destinadas a mejorar la calidad ambiental; porque, como en el caso estudiado en este trabajo, es un recurso que no se transa en un mercado regular. A partir de este estudio se puede concluir que existe una disposición a pagar positiva para colaborar con proyectos que mejoren la calidad ambiental del Gran Santiago, Chile; reflejando de esa manera, que la sociedad valora positivamente dicho recursos, específicamente en lo que se refiere a un mejoramiento en la calidad del aire, vía la implementación de un número determinado de hectáreas de áreas verdes.

Los resultados, extrapolados a las familias que no rechazaron el mercado contingente, permitirían obtener una recaudación superior a cuatro veces el monto del proyecto especificado en el instrumento, lo que justificaría realizar la inversión.

Además, dicho resultado abre la posibilidad para que las autoridades de Gobierno puedan implementar proyectos de financiamiento compartidos con la comunidad, toda vez que el Gobierno cuenta con recursos limitados para la implementación de éstas y otras obras de carácter público.

Se muestra que los intervalos de confianzas del formato dicotómico doble son más pequeños que los del formato dicotómico simple, según lo esperado, mostrando que los estimadores obtenidos según el formato dicotómico doble son más eficientes.

Una limitante del estudio es la alta tasa de rechazo al mercado contingente propuesto, lo que puede estar reflejando un rechazo al mercado contingente especificado, toda vez que parte de la población considera que ellos no son los responsables del desmedro de la calidad del aire en el Gran Santiago. Lo anterior resalta la necesidad de buscar en futuras investigaciones una explicación del porqué de dicha tasa de rechazo.

Bibliografía

- AMEMIYA, Takeshi (1981). "Qualitive Response Models: A Survey", *Journal of Economic Literature*, Vol. 19, No. 4, pp. 1483-1586.
- ARROW, Kenneth; SOLOW, Robert; PORTNEY, Paul R.; LEAMER, Edward E.; RADNER, Roy y SCHUMAN, Howard (1993). *Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation*, NOAA. Washington, DC, Reporte.
- AZQUETA, Diego (1994). *Valoración económica de la calidad ambiental*, España, McGraw-Hill.
- BOWKER, J. Michael y STOLL, John R. (1988). "Use of Dichotomous Nonmarket Methods to Value the Whooping Crane Resource", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, pp. 372-381.
- BOYLE, Kevin J., y BISHOP, Richard C. (1988). "Welfare Measurements Using Contingent Valuation: A Comparison Techniques", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 20-28.
- CAMERON, Trudy A. (1988). "A New Paradigm for Valuing Non-market Goods Using Referendum, Data: Maximum Likelihood Estimation by Censored Logistic Regression", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 15, No. 3, pp. 35-379.
- COOPER, Joseph C. (1993). "Optimal Bid Selection for Dichotomous Choice Contingent Valuation Surveys", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 24, No. 1, pp. 25-40.
- COOPER, Joseph C. y LOOMIS, John (1992). "Sensitivity of Willingness to Pay Estimates to Bid Design in Dichotomous Choice Contingent Valuation Models", *Land Economic*, Vol. 68, No. 2, pp. 211-224.
- COOPER, Joseph C. (1993). "Optimal Bid Selection for Dichotomous Choice Contingent Valuation Surveys", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 24, No. 1, pp. 25-40.
- DUFFIELD, John W. y PATTERSON, David A. (1991). "Inference and Optimal Design, for a Welfare Measure in Dichotomous Choice Contingent Valuation", *Land Economics*, Vol. 67, No. 2, pp. 255-239.

- FREEMAN III, A. Myrick (1993). "The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods", *Resource for the Future*, Washington D.C.
- INE (2002). "Censo Nacional de Población y Vivienda", Instituto Nacional de Estadística, Gobierno de Chile, Chile.
- HANEMANN, Michael W. (1984). "Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 66, No. 3, pp. 222-241.
- HANEMANN, Michael W. (1989). "Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Reply", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, No. 4, pp. 1057-1061.
- HANEMANN, Michael W; LOOMIS, John y KANNINEN, Barbara (1991). "Statistical Efficiency of Double-bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation", *American Agricultural Economics Association*, Vol. 73, No. 4, noviembre 1991, pp. 1255-1263.
- JOHNSON, Richard A. (1982). *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- JUDGE, George; HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E.; LUTKEPOHL, HELMUT y LEE, Tsoung-Chao (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley & Sons.
- KRINSKY, Itzhak y ROBB, A. Leslie (1986). "On Approximating the statistical properties of elasticities", *The Review of Economics and Statistic*, Vol. 68, No. 4, pp. 715-719.
- MADDALA, George. S. (1987). "Limited dependent variable models using panel data", *Journal of Human Resources*, Vol. 22, No. 3, pp. 307-337.
- MCCONNELL, Kenneth E. (1995). "Issues in estimating benefits with non-market methods", *Working Paper N° 308*, Department of Agricultural Economics, University of Maryland, USA.
- MCCONNELL, Kenneth E. (1990). "Models for Referendum Data: the Structure of Discrete Choice Models for Contingent Valuation", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 18, No. 1, pp.19-34.
- MCCONNELL, Kenneth E. y DUCCI, Jorge (1989). "Valuing environmental quality in developing countries: two case studies", (Presentado en el Encuentro de la AEA, Atlanta, Georgia).
- PARK, Timothy; LOOMIS, John y CREEL, Michael (1991). "Confidence intervals for evaluating benefits estimates from dichotomous choice contingent valuation studies", *Land Economics*, Vol. 67, No. 1, pp.64-73.
- VÁSQUEZ, Felipe, CERDA, Arcadio y ORREGO, Sergio (2007). *Valoración económica del ambiente. Fundamentos Económicos, Econométricos y Aplicaciones*, Buenos Aires, Argentina, Thomson Learning.