

# Consistencia en la elección de políticas ambientales con efectos en la salud\*

María Xosé Vázquez Rodríguez  
Departamento de Economía Aplicada  
Universidad de Vigo

Carmelo J. León González  
Departamento de Análisis Económico Aplicado  
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

## Resumen

*Este artículo analiza la relevancia del comportamiento inconsistente en los resultados de un experimento de elección aplicado a la valoración de políticas para reducir el riesgo de efectos en la salud de la contaminación del aire procedente de una central termo-eléctrica. Para ello se diferencian dos tipos de inconsistencia dependiendo de si los individuos fallan las pruebas de dominancia y estabilidad convenientemente introducidas en el conjunto de elecciones sucesivas. Para el análisis se han utilizado modelos de parámetros aleatorios y logit heteroscedástico. Los resultados muestran que la presencia de inconsistencias influye en la magnitud y precisión de las medidas de bienestar, aumentando la disposición al pago obtenida y disminuyendo su eficiencia. También se producen cambios en la importancia relativa de los diferentes atributos. Es necesario incluir pruebas para detectar la presencia de inconsistencias en aplicaciones de experimentos de elección y, además, cuidar determinados aspectos del diseño para disminuir su complejidad y la presencia de inconsistencias.*

**Palabras clave:** economía de la salud, política del medio ambiente, contaminación atmosférica, racionalidad económica.

**Clasificación JEL:** D62, I19, Q25.

## Abstract

*This article analyses the impact of inconsistent behaviour on the results of a discrete choice experiment used to evaluate policies aiming to reduce air pollution-related health hazards created by a steam power plant. This involved differentiating two types of inconsistency, depending on whether respondents failed the dominance or the stability test built into the successive choices. Random parameter and heteroscedastic models were used for the analysis. The results show that the presence of inconsistencies affects the magnitude and accuracy of welfare measures, increasing the willingness to pay and lowering efficiency. Changes were also recorded in the relative importance of the various attributes. Tests to detect inconsistencies must be included in discrete choice experiments and certain aspects of their design must be formulated very carefully to reduce complexity and consequently the likelihood of inconsistencies.*

**Keywords:** health economics, environmental policy, air pollution, economic rationality.

**JEL Classification:** D62, I19, Q25.

---

\* Resultados parciales del proyecto «Metodologías para la Evaluación Económica de los Efectos de la Contaminación en la Salud Humana. Aplicaciones en España», financiado por la Dirección General de Enseñanza Superior e Investigación Científica.

## 1. Introducción

Los experimentos de elección son métodos de preferencias declaradas que permiten estimar económicamente los beneficios sociales asociados a políticas de mejora en la salud. El número de aplicaciones de estos métodos relacionadas con la salud ha aumentado sustancialmente en los últimos años, fundamentalmente porque permiten incorporar en su diseño múltiples cambios simultáneos o diferentes efectos de una misma decisión, circunstancias habituales en la aplicación de políticas públicas con efectos en la salud.

Los experimentos de elección se basan en encuestas directas a la población relevante en las que los individuos han de elegir una entre un conjunto de alternativas, descritas mediante los niveles de sus características o atributos. El proceso es semejante al comportamiento habitual de los individuos con bienes de mercado, pues implica elegir una entre un conjunto de opciones disponibles. En consecuencia, el formato facilita la tarea de los encuestados y, por ello, se considera adecuado para ser aplicado en la valoración de bienes complejos, como los cambios en la salud, con los que los individuos no poseen experiencia previa de valoración monetaria.

Sin embargo, a pesar de sus ventajas, para conseguir un uso eficiente de la muestra, cada individuo debe enfrentarse sucesivamente a varios procesos de elección y puede ocurrir que sus elecciones sean inconsistentes, es decir, proporcionen información incoherente. La presencia de inconsistencias puede dificultar la reconstrucción de las preferencias a partir de las respuestas y, en consecuencia, limitar la aplicabilidad del método en determinados contextos. Por ello, es necesario analizar el grado en que este problema está presente en los datos obtenidos y su influencia en las estimaciones de bienestar derivadas.

Algunos autores como Bradley y Daly (1994) investigaron este problema en experimentos de elección relacionados con la elección de medios de transporte. Incorporaron un factor de escala en función del número de elecciones de cada individuo y no hallaron evidencia significativa de comportamientos inconsistentes. También Ryan y San Miguel (2000) y Ryan y Bates (2001) observan que el 30 por 100 de los encuestados proporcionan al menos una respuesta inconsistente, porque no eligen las opciones dominantes o pagan más por alternativas menos preferidas. Carlsson y Martisson (2001) analizan también la validez interna del experimento de elección. Sus resultados muestran que las preferencias son transitivas y estables, aunque con cierta presencia de efecto aprendizaje.

Otros autores analizan el mismo problema con otros métodos de preferencias declaradas diferentes al experimento de elección. Así, Foster y Mourato (2002), en un estudio de ordenación contingente demuestran que la presencia de respuestas inconsistentes causa un efecto significativo en las valoraciones obtenidas. En el contexto de los efectos del uso de pesticidas sobre la salud, examinan el cumplimiento de los axiomas de no saciabilidad y de transitividad, y la posible presencia de preferencias lexicográficas, que contradicen el supuesto de continuidad. También Johnson y Desvousges (1997), en un estudio de puntuación contingente aplicado a varios tipos de bienes, entre ellos la salud, observaron que aproximadamente un 25 por 100 de los individuos eran inconsistentes e insensibles a grandes diferencias en los niveles de los atributos. Los autores apuntan como posibles causas de esta conducta el rechazo a algún aspecto del cuestionario, la fatiga, o las dificultades para comprender el ejercicio. Sin embargo, demuestran también que las respuestas inconsistentes tienen un efecto muy pequeño en las estimaciones finales.

También Mazzota y Opaluch (1995), Cameron y Englin (1997) y Dechazo y Fermo (2002) analizan el efecto de la complejidad de la tarea y la experiencia previa con la valoración del bien, aunque no realizan pruebas explícitas de consistencia. Ambos demuestran que la complejidad influye significativamente en las valoraciones y debe ser considerada explícitamente en la modelización del comportamiento de elección. Asimismo, apuntan como causa de estas conductas la inexperiencia, la fatiga y las dificultades del proceso de elección. El peligro de exigir a los individuos tareas de excesiva dificultad también ha sido analizado por Bates (1994) y Seaelesminde (1998), concluyendo que es necesaria una investigación más profunda de cómo los individuos responden a estos formatos.

El objetivo del presente artículo es presentar los resultados de una investigación diseñada para detectar la presencia de inconsistencias en un experimento de elección. El objeto de la valoración económica son los riesgos para la salud asociados a las emisiones atmosféricas de una central termo-eléctrica. Para analizar la relevancia del comportamiento inconsistente, se incluyeron en el diseño del experimento de elección dos pruebas de consistencia.

La primera, denominada *test de dominancia o monotonicidad*, consiste en incluir, entre las alternativas presentadas al individuo, una elección en la que existe una alternativa dominante, es decir, que ofrece una mayor mejora a un menor coste. Si suponemos racionalidad en el comportamiento de los individuos y que se verifica la hipótesis de no saciedad de la teoría neoclásica del consumidor, necesariamente la alternativa dominante ha de ser preferida. En general, las alternativas dominantes son habitualmente excluidas del diseño de los experimentos porque no proporcionan información sobre las preferencias. No obstante, su inclusión deliberada puede utilizarse, como en este caso, para probar la coherencia en las respuestas.

La segunda prueba de consistencia o validez interna, denominada *test de estabilidad*, consiste en plantear una misma elección dos veces al mismo individuo. En nuestro caso, la primera elección se repite al final de la secuencia de elecciones que se requiere a cada persona que realice. Si las preferencias se mantienen estables a lo largo del ejercicio de valoración, el individuo debería elegir la misma alternativa en los dos casos. Si, por el contrario, las preferencias son inestables aumenta la probabilidad de que la alternativa preferida sea diferente en los dos conjuntos de elección iguales.

La presencia de este problema suele deberse a la complejidad inherente al formato de elección. En este sentido, puede ocurrir que las respuestas a las primeras elecciones de la secuencia muestren patrones de preferencia diferentes a las obtenidas en el resto de las elecciones. Esto se ha denominado *efecto aprendizaje* y se produce porque el individuo no está familiarizado aún con el tipo de tarea para la que ha sido requerido. Además, puede darse la situación inversa, es decir, que a medida que avanza en la secuencia de elecciones, aumenta la probabilidad de que el encuestado acuse cansancio o distracción —*efecto fatiga*— y, en consecuencia, de que sus respuestas no reflejen adecuadamente sus preferencias. El primer problema puede mitigarse, en gran medida, mediante explicaciones adicionales y ejercicios de prueba, en los que se ilustre suficientemente el proceso de elección. La minimización del segundo efecto requiere una secuencia de elecciones menor o incluso una simplificación de las alternativas, con menor número de atributos y niveles, de forma que la consideración conjunta de las opciones, previa a la elección, sea cognitivamente menos difícil para los encuestados.

Comenzaremos presentando los modelos teóricos relacionados con el método de elección. A continuación se describe el mercado hipotético y el proceso de obtención de los datos. Posteriormente se resumen los resultados relacionados con la consistencia en las elecciones y, finalmente, se presentan las conclusiones más relevantes del análisis.

## 2. Modelos

El método de elección contingente toma elementos de la teoría del consumidor de Lancaster (1966), mediante la cual los bienes de mercado proporcionan bienestar a través de sus características o atributos<sup>1</sup>. Sin embargo, el enlace de los experimentos de elección con los modelos microeconómicos de decisión del consumidor se realiza a través de la Teoría de la Utilidad Aleatoria (Thurstone, 1927 y McFadden, 1974) y la teoría de elección probabilística (Ben-Akiva y Lerman, 1985).

Supongamos que cada individuo  $q=1, \dots, Q$  elige racionalmente, maximizando su utilidad, entre las alternativas,  $j=1, \dots, J$ , del conjunto de elección  $C$ , y teniendo en cuenta su restricción presupuestaria. Así, la función de utilidad indirecta para el individuo  $q$  será  $V=V(s_{jq}, y_q)$ . Esta función depende de los niveles que tomen los atributos  $s$  de la alternativa  $j$  y de características socio-económicas del individuo, por ejemplo, la renta  $y_q$ . Sin embargo, la Teoría de la Utilidad Aleatoria incorpora el hecho de que el investigador no conoce con certeza esta función de utilidad individual,  $V$ , sino una función de utilidad observada o determinística,  $v$  (Thurstone, 1927). Así, la diferencia entre estas dos funciones viene dada por un componente estocástico o aleatorio (no observable por parte del investigador),  $\varepsilon_{jq}$ , de forma que,

$$V(s_{jq}, y_q) = v(s_{jq}, y_q) + \varepsilon_{jq} \quad [1]$$

donde el error aleatorio  $\varepsilon_{jq}$  permite explicar, por ejemplo, que dos individuos idénticos desde el punto de vista del investigador realicen elecciones diferentes.

El individuo  $q$  elige la opción  $i$  entre las  $J$  alternativas propuestas en cada conjunto de elección  $C$  si la utilidad que esta alternativa le reporta es superior a la utilidad que le ofrecen el resto de las opciones alternativas, es decir si  $V(i) > V(j)$ ,  $i \neq j$ ,  $i, j \in C$  (McFadden, 1984). La probabilidad de elegir la alternativa  $i$  dentro del conjunto de elección  $C$  puede expresarse como:

$$P(i | C) = P\left\{v(s_{iq}, y_q) + \varepsilon_{iq} \geq v(s_{jq}, y_q) + \varepsilon_{jq}\right\} \quad [2]$$

Podemos obtener distintos modelos probabilísticos a partir de diferentes supuestos sobre la distribución de la diferencia entre los términos de error. Lo más habitual es considerar que los términos de error se distribuyen idéntica e independientemente, siguiendo una distribución Gumbel o de Valor Extremo Tipo I (Ben-Akiva y Lerman, 1985) y, en este caso, obtenemos el modelo Logit Multinomial (McFadden, 1974). La aplicación de este modelo pre-

---

<sup>1</sup> También incorpora avances en psicología relacionados con los procesos de información y percepción (SLOVIC y LIECHTENSTEIN, 1971).

senta múltiples ventajas, entre otras, la simplicidad de la estimación, pues hay un único vector de parámetros esperados, y de realización de predicciones y pruebas de ajuste (Louviere *et al.*, 2000) pero su principal limitación es que asume que se verifica la propiedad de *Independencia de Alternativas Irrelevantes*<sup>2</sup> (IIA). Esta restricción impide incorporar la posible heterogeneidad en las preferencias y la posible correlación entre alternativas.

Para probar si se verifica la propiedad de IIA y, por tanto, si es necesaria la aplicación de modelos menos restrictivos que el Logit Multinomial, suele aplicarse el Test de Hausman y McFadden (1984). El estadístico de prueba para este test se define de la siguiente forma,

$$q = [b_u - b_r] \text{ inv } [\Omega_r - \Omega_u] [b_u - b_r] \tag{3}$$

donde  $b_u$  y  $b_r$  son los vectores de parámetros estimados para los modelos completo y el restringido sin una de las alternativas, y  $\Omega_u$  y  $\Omega_r$  son las respectivas matrices de varianzas-covarianzas.

No obstante, si no se verifica la hipótesis de IIA existe la posibilidad de aplicar modelos alternativos como el *Modelo Logit con Parámetros Aleatorios* (LPA) o el *Modelo Logit Heteroscedástico* (LH), siendo ambos casos particulares del Modelo Logit Mixto (McFadden y Train, 2000).

El modelo LPA (Bath, 1997; McFadden y Train, 2000) permite incluir heterogeneidad entre individuos y supone que los parámetros que explican las elecciones individuales están aleatoriamente distribuidos. En este caso, la función de utilidad del q-ésimo individuo es

$$v_{jq} = \alpha_{jq} + \varphi_j \omega_{jq} + \beta_{jq} s_{jq} + \xi_j z_q + \gamma_q (y_q - P_j) + \mu_q \tag{4}$$

donde  $\alpha_{jq}$  es una constante alternativa-específica (CAE) que puede ser fija o variar, y  $\beta_{jq}$  es un vector de parámetros aleatoriamente distribuidos entre los individuos, los vectores  $s_{jq}$  y  $w_{jq}$  son vectores de atributos específicos para cada alternativa e individuo,  $z_q$  es un vector de características socio-económicas, específicas para cada individuo,  $P_j$  es el precio asociado a la alternativa  $j$  y, finalmente,  $\mu_q$  es la perturbación aleatoria específica para cada individuo. Este parámetro refleja la heterogeneidad no observable entre individuos y se supone con distribución normal, de media cero y desviación estándar la unidad. En este caso, la probabilidad de que el individuo  $q$  elija la opción  $i$ , es

$$P(i | C) = \frac{e^{\alpha_{iq} + \varphi_i \omega_{iq} + \beta_{iq} s_{iq} + \xi_i z_q + \gamma_i (y_q - P_i)}}{\sum_{j \in C} e^{\alpha_{jq} + \varphi_j \omega_{jq} + \beta_{jq} s_{jq} + \xi_j z_q + \gamma_j (y_q - P_j)}} \tag{5}$$

La estimación del modelo LPA se realiza por simulación de la función de verosimilitud (Geweke *et al.*, 1994). Este método consiste en computar variaciones aleatorias a partir de una distribución normal truncada multivariante y proporciona estimadores insesgados de las probabilidades de elección.

---

<sup>2</sup> Esta propiedad requiere que la presencia o ausencia de una alternativa no influya en la ratio de probabilidades asociadas con las demás alternativas del conjunto de elección.

El *Modelo LH* (Bath, 1995; Hensher *et al.*, 1994, 1998) permite correlación entre alternativas. Este modelo supone que los términos de error son independientes pero no idénticamente distribuidos. La función de distribución acumulada para cada  $\varepsilon_i$  se supone con distribución de valor extremo de varianza  $\theta_i$  y parámetro de escala  $\lambda_i=1/\theta_i$ , es decir,  $F(\varepsilon_{iq} = e^{-e^{-(\theta_i \varepsilon_i)}}$  lo que implica los parámetros de escala pueden ser diferentes entre alternativas. El término de error es, en este caso, un indicador de incertidumbre y proporciona el peso relativo de los componentes observados y no observados en la estimación de la probabilidad de elección (Louviere *et al.*, 2000).

La probabilidad de que el individuo  $q$  elija la opción  $i$  es, en este caso,

$$\Pr(i / C) = \int \prod_{i \neq j}^{+\infty} F \left[ \frac{V(s_{iq}, y_q) - V(s_{jq}, y_q) + \lambda_i z_i}{\lambda_j} \right] \frac{1}{\lambda_i} f(z) d\varepsilon_{iq}$$

De nuevo, si los parámetros de escala de los componentes aleatorios de las alternativas son iguales, la expresión de probabilidad anterior se convierte en la correspondiente al modelo logit multinomial. El vector  $\beta$  y los parámetros de escala para cada alternativa se estiman por máxima verosimilitud.

### 3. Diseño del cuestionario y aplicación

El trabajo de campo se realizó en Jinamar, barrio situado a 10 kilómetros de la ciudad de Las Palmas de Gran Canaria. El polígono de Jinamar surgió para dar solución al problema del chabolismo urbano y para ofrecer alternativas a la creciente demanda de viviendas por parte de una población con ingresos bajos. Jinamar está particularmente afectado por la contaminación atmosférica procedente de la principal central termo-eléctrica de la isla. La población sufre problemas respiratorios de diversa severidad y persistencia<sup>3</sup>. Se realizaron 350 encuestas personales en domicilios aleatoriamente seleccionados para obtener las preferencias de la población respecto a la posible aplicación de medidas de control de contaminación en la central y, en consecuencia, de mejora en la salud de la población. Las medidas propuestas consistían en la instalación de determinados filtros en las chimeneas.

Se realizaron dos grupos de enfoque con personas aleatoriamente seleccionadas de la población de Jinamar, con el objetivo de que la información recabada constituyese el punto de partida para la definición de atributos y niveles relevantes del experimento de elección, y para la definición de elementos clave del escenario hipotético, como la política de intervención propuesta y el medio de pago. Se realizaron también pruebas de comprensión de la redacción del cuestionario y, especialmente, de las ayudas visuales utilizadas para comunicar atributos y niveles. En el proceso de diseño, además de la realización de los grupos de enfoque, se consultó también a médicos y trabajadores sociales en la zona.

<sup>3</sup> Como ejemplo, la media de casos de enfermedad respiratoria atendidos en los centros de salud de este barrio por cada 1.000 habitantes es de 567, frente a los 326 en la ciudad de Las Palmas de Gran Canaria o los 324 de media para toda la isla de Gran Canaria (datos de la Dirección General de Salud Pública del Servicio Canario de Salud sobre Enfermedades de Declaración Obligatoria para el año 1998).

Finalmente, el escenario presentaba a los individuos diferentes políticas alternativas, definidas por cuatro atributos que representaban el riesgo y las características de la posible enfermedad. La variación en los niveles de cada atributo definía cada una de las alternativas de elección. El primer atributo era el *riesgo* de contraer una enfermedad respiratoria. Los diferentes niveles de riesgo se presentaron mediante ilustraciones en color, apoyadas en descripciones verbales, que describían la probabilidad de contraer la enfermedad en número de casos por cada 10 personas. La situación de partida era un riesgo de sufrir alguna enfermedad respiratoria de 4 entre 10, nivel obtenido mediante estudios epidemiológicos realizados en la zona. Las medidas propuestas reducirían este riesgo a 3 de cada 10, 2 de cada 10 o 1 de cada 10, cambios asociados a disminuciones en los niveles de partículas en suspensión del 25 por 100, 50 por 100 y 75 por 100 respecto a las concentraciones observadas en aquel momento en la zona.

Se definieron dos atributos más, relacionados con las características de la posible enfermedad respiratoria. Estos eran la *duración* y la *gravedad* de la enfermedad. Para la duración se establecieron niveles de una semana, tres días y un día. Análogamente, la gravedad de los síntomas se reflejaba mediante varios niveles de restricciones para la realización de actividades habituales, de forma que las dificultades podían ser moderadas, medias o severas. Así las restricciones severas implicaban la imposibilidad total de realizar actividades; las restricciones moderadas permitían la realización de algunas actividades como tareas ligeras o que no requiriesen de gran concentración; y las dificultades leves, implicaban un leve malestar pero manteniendo la capacidad de realizar todo tipo de actividades.

Finalmente, el último atributo era el coste por hogar de la aplicación de las medidas. Los niveles de este atributo eran 30, 60, 90 120 <sup>4</sup>. El instrumento de pago se definió como una contribución a un fondo especialmente creado para subvencionar, en un 50 por 100, la instalación de tecnologías de control de contaminación, y el otro 50 por 100 del coste habría de pagarlo la empresa. Este instrumento de pago se consideró consistente con la modalidad de provisión del bien (privada) y de mayor neutralidad para el individuo que los impuestos y la regla de provisión consistía en que, si la mayoría de la población estaba dispuesta a contribuir para que se llevasen a cabo las mejoras, la contribución sería obligatoria para todos los habitantes de Gran Canaria. La especificación de los detalles de la provisión es necesaria para evitar el problema de *comportamiento estratégico* o *efecto polizón* asociado a políticas cuyos beneficios son no exclusivos y no rivales (es decir, de carácter público), como las mejoras en la calidad del aire.

Los cuatro atributos y sus niveles respectivos resultaron en 144 combinaciones diferentes, que constituían el diseño factorial completo. Este número de alternativas es excesivo para ser evaluado por un individuo y debe ser simplificado hasta un número manejable para ser presentado a los encuestados. Por ello, se llevó a cabo un diseño factorial D-óptimo (Huber y Zwerina, 1996) que consiste en maximizar el determinante de la matriz de información a partir del conjunto de combinaciones potenciales, obtenidas mediante diseño ortogonal, y las restricciones establecidas para combinar niveles de atributos de cara

---

<sup>4</sup> Estos niveles se obtuvieron a partir de la distribución empírica de respuestas a una pregunta abierta de disposición a pagar por la alternativa que representaba un mayor cambio respecto a la situación actual, realizada en la fase de prueba.

a obtener alternativas realistas y factibles. Las 20 alternativas proporcionadas por este diseño se combinaron aleatoriamente en grupos de dos, añadiendo una tercera alternativa en cada conjunto de elección que representa el *statu quo* o situación de no pagar nada y no obtener ningún cambio respecto a la situación actual. Para minimizar posibles problemas de fatiga cada individuo de la muestra realizó ocho elecciones. Esto supuso definir tres modelos de cuestionario diferentes, con diferentes conjuntos de elección, y dividir la muestra inicial en tres submuestras.

El cuestionario constaba de una primera parte cuyo objetivo era conocer la percepción de los encuestados sobre la existencia del problema de la contaminación, sus causas y efectos. El experimento de elección constituía la segunda parte. En él se presentaba a cada individuo una secuencia de ocho conjuntos de elección y en cada uno de ellos debía elegir la preferida entre tres alternativas, dos que implicaban mejoras respecto a la situación actual y una tercera opción que era siempre la posibilidad de mantenerse en la situación actual, es decir, no intervenir y, por tanto, no contribuir monetariamente.

La última sección de los cuestionarios consistía en preguntas de tipo socio-económico (renta, edad, sexo, nivel educativo, ocupación, etcétera). Por último, se intentaba averiguar la experiencia del individuo con enfermedades respiratorias crónicas y síntomas leves y si adoptaba o no en su vida diaria ciertos comportamientos de tipo preventivo con efectos sobre su probabilidad de sufrir enfermedades.

De las preguntas no relacionadas con el propio experimento de elección, destacamos aquéllas relacionadas con la percepción del problema de contaminación y sus efectos. El 86 por 100 de la muestra opina que la exposición a la contaminación del aire conlleva un riesgo muy alto para la salud (en una escala de muy bajo, bajo, medio, alto o muy alto). Aproximadamente un 83 por 100 afirma que la calidad del aire en su barrio es mala o muy mala. Además, el 74 por 100 de los encuestados considera que la contaminación atmosférica ha afectado en alguna medida a su salud aunque posteriormente opinan que el problema que debería ser atendido con prioridad por las instituciones públicas es la seguridad (recordemos que se trata de un barrio con elevada marginalidad). Respecto a las posibles causas de la contaminación del aire, existe una casi unanimidad, pues el 97 por 100 declara que las emisiones son de origen industrial, siendo el resto de las causas —naturales, tráfico, etcétera— apenas consideradas por los encuestados.

**TABLA 1**  
**EXPERIENCIAS CON ENFERMEDADES**

Variable	Jinamar		Las Palmas	
	Individuos	Porcentaje	Individuos	Porcentaje
Enfermedades crónicas diagnosticadas				
Asma	55	15,7	38	10,9
Bronquitis crónica	85	24,2	28	8,0
Infección pulmonar	30	8,5	16	4,6
Alergia respiratoria	86	24,5	60	17,1
Síntomas de tipo agudo (últimos tres meses)				
Tos frecuente	165	47,0	92	26,3
Molestias de garganta	185	52,7	103	29,4
Congestión nasal	192	54,7	95	27,1
Irritación ocular	161	45,9	64	18,3
Dificultad respiratoria	134	38,2	67	19,1
Ataques de asma, bronquitis, alergia	57	16,2	40	11,4
Total muestra	350	100	350	100

La Tabla 1 nos permite observar la experiencia declarada de los individuos de la muestra con ciertas enfermedades respiratorias crónicas y síntomas respiratorios leves, y compararla con las respuestas obtenidas a una pregunta similar para la ciudad de Las Palmas<sup>5</sup>. Así, existe un porcentaje mayor de individuos con enfermedades crónicas respiratorias en la población objeto de estudio, frente a la población urbana cercana. Esta diferencia es especialmente notable para el caso de la bronquitis crónica (24 frente a 8 por 100) y de las alergias respiratorias (4 frente a 17 por 100). Respecto a los síntomas de carácter más leve, en todos los casos es superior el porcentaje de encuestados que declara haber sufrido estos síntomas en los últimos tres meses. La incidencia de tos frecuente es superior en 21 puntos, las molestias de garganta en 23 puntos, los episodios de congestión nasal en 27 puntos, las irritaciones oculares en 27 puntos y las dificultades respiratorias en aproximadamente 20 puntos.

#### 4. Resultados del experimento de elección

La frecuencia de los fallos frente a las pruebas de dominancia y de estabilidad de las preferencias, aparecen resumidos en la Tabla 2, y la Tabla 3 presenta la relación entre am-

<sup>5</sup> Se diseñó y aplicó otro ejercicio de valoración diferente para la ciudad de Las Palmas, en el cual replicamos algunas de las preguntas del cuestionario descrito en este artículo. Los resultados de esta aplicación figuran en VÁZQUEZ, M.X., (2002).

bas pruebas. Se observa que de los 183 individuos que eligen alguna de las alternativas (A o B) de intervención frente a la situación actual (C) opción NS/NC, la mayoría, aproximadamente el 70 por 100, superan el test de dominancia, y el 74 por 100 superan el test de repetición. Tan sólo 26 individuos, el 14 por 100 fallan ambas pruebas y se consideran, por tanto, sistemáticamente inconsistentes. Esto implica aproximadamente el 7,4 por 100 de toda la muestra. El porcentaje de encuestados que supera ambos test se reduce al 59 por 100. Las respuestas inconsistentes no están relacionadas con características sociológicas como la edad, el sexo, la educación o la renta.

**TABLA 2**  
**RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE CONSISTENCIA**

		Individuos	Elecciones	Porcentaje
1. Dominancia	Consistentes	129	1032	70,49
	Inconsistentes	54	432	29,51
2. Estabilidad	Consistentes	136	1088	74,32
	Inconsistentes	47	376	25,68
3. Dominancia y estabilidad	Consistentes	157	1256	85,79
	Inconsistentes	26	208	14,21
	Total*	183	1464	100
Total muestra		350	2800	

NOTA: \* Proporción de los individuos que eligen alternativas de intervención.

**TABLA 3**  
**ANÁLISIS CONJUNTO DE LOS TEST DE DOMINANCIA Y ESTABILIDAD**

		Dominancia	
		Falla	Supera
Estabilidad	Falla	26 (7,4)* [14,21]**	22 (6,28)* [12,02]**
	Supera	27 (7,71)* [14,75]**	108 (30,86)* [59,02]**

NOTAS: \*:% de la muestra.

\*\*:% de los individuos que eligen alternativas de intervención.

Se analizó la influencia de las respuestas inconsistentes en los resultados del modelo de elección. Para ello, se comparan las medidas de bienestar obtenidas a partir de diferentes modelos aplicados a muestras que superan diferentes filtros de consistencia y con los atributos de la elección como únicas variables explicativas. Se exigieron cuatro niveles de consistencia. La consistencia fuerte, implicaba considerar aquellos individuos que no fallan ninguno de los test, frente a los que fallan alguno o los dos. En consistencia débil compa-

ramos los resultados considerando aquéllos que fallan los dos test, frente a los que no fallan ninguno o fallan alguno de los dos. Finalmente, se consideraron los fallos a cada uno de los test por separado, es decir, la consistencia en base al test dominancia y en base al test de estabilidad.

El Test de Razón de Verosimilitud (véase Tabla 4) permite rechazar la hipótesis nula de igualdad de parámetros entre submuestras y permite concluir que los modelos definidos en base a los diferentes supuestos de consistencia son significativamente diferentes.

**TABLA 4**  
**TEST DE RAZÓN DE VEROSIMILITUD PARA CONSISTENCIA**

	LMN	LPA	LH
Dominancia	113,12	113,68	110,6
Estabilidad	64,6	32,39	31,43
Consistencia débil	32,25	32,34	30,83
Consistencia fuerte	135,44	135,47	135,09

$\chi^2 [4][0,05]=9,4877$  para LMN;  $\chi^2 [6][0,05]=12,5916$  para LH;  
 $\chi^2 [8][0,05]=15,5073$  para LPA.

En la Tabla 5 se comparan las estimaciones de disposición marginal al pago obtenidas sobre la muestra total de datos y a partir de las submuestras derivadas de exigir diferentes niveles de consistencia. Los signos, la magnitud y la significatividad de los coeficientes no varía respecto al modelo original que incluye las observaciones inconsistentes. Sin embargo, se comprueba que los resultados conducen a mayores DMP por cambios en los atributos relevantes, en comparación con aquéllos obtenidos mediante la exclusión de las respuestas inconsistentes bajo cualquiera de las definiciones. Las diferencias son menores para el atributo *RIESGO*, que parece ser el menos sensible al supuesto de inconsistencia que consideremos.

**TABLA 5**  
**DISPOSICIÓN MARGINAL A PAGAR POR ATRIBUTOS BAJO**  
**DIFERENTES SUPUESTOS DE CONSISTENCIA**  
**(En Euros)**

Muestra	Atributos	LMN	LPA	LH
Consistencia en base al test de dominancia	Riesgo	23,32* (2,90)	23,32* (2,81)	22,11* (2,77)
	Restricciones	17,82* (3,14)	17,83* (3,13)	17,78* (3,09)
	Duración	16,82* (2,84)	16,83* (2,65)	16,02* (2,64)
Consistencia en base al test de estabilidad	Riesgo	20,35* (3,28)	20,34* (3,23)	19,99* (3,07)
	Restricciones	19,75* (3,76)	19,76* (3,78)	18,63* (3,24)
	Duración	13,70* (3,12)	13,71* (3,04)	13,08* (3,00)
Consistencia fuerte	Riesgo	20,62* (2,68)	20,61* (2,55)	20,19* (2,71)
	Restricciones	13,91* (2,89)	13,90* (2,87)	13,84* (2,83)
	Duración	16,03 (2,64)	16,04 (2,40)	15,09* (2,40)
Consistencia débil <sup>§</sup>	Riesgo	23,16* (3,42)	23,17* (3,38)	22,09* (3,18)
	Restricciones	23,69* (3,96)	23,69* (3,96)	22,84* (3,79)
Muestra completa	Riesgo	28,15* (4,93)	28,15* (4,90)	30,00* (5,09)
	Restricciones	27,36* (5,25)	27,35* (5,21)	22,22* (4,96)
	Duración	31,12* (5,70)	31,11* (5,60)	36,18* (6,20)

NOTAS: Errores estándar entre paréntesis. \*p<0,01; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,10.

<sup>§</sup> El atributo duración no es significativo para este modelo.

La exclusión de las respuestas inconsistentes implica también medidas de disposición al pago más eficientes para todos los atributos. En general, la presencia de inconsistencias aumenta la dispersión y la incertidumbre en las respuestas. En realidad, se observa que la desviación estándar de las medidas de bienestar estimadas disminuye a medida que la exigencia de consistencia es mayor.

La Tabla 6 presenta la definición de las variables explicativas incluidas en los modelos. La inclusión de variables individuales permite incluir la heterogeneidad individual en los modelos de estimación. Estas variables no varían entre las alternativas de elección —como los atributos— y se introducen como interacción con una constante alternativa-específica (CAE), que diferencia aquellas elecciones en las que se prefiere una alternativa de intervención frente a la situación de partida. Los resultados de la estimación de los modelos con covariables se presentan en las Tablas 7 y 8. La Tabla 7 muestra los resultados para la muestra completa y la Tabla 8 presenta las estimaciones bajo el supuesto de consistencia débil, es decir, excluyendo aquellos individuos que fallan a la vez las pruebas de dominancia y estabilidad.

**TABLA 6**  
**DEFINICIÓN DE VARIABLES INDIVIDUALES**

Variable	Interpretación	Valores
<i>RENTAINF</i>	Si la renta del individuo es menor o igual a 150.000 ptas mensuales	no sí
<i>INSEG</i>	Si el individuo declara un grado de seguridad 1 ó 2 en su respuesta de elección (en una escala de 5)	no sí
<i>INDSALUD</i>	Si realiza ciertos comportamientos con impacto positivo en la salud (*).	De 1 a 10, dependiendo del número de respuestas afirmativas
<i>CRÓNICO</i>	Si el individuo sufre de alguna enfermedad crónica de tipo respiratorio (bronquitis, alergia o asma).	no sí
<i>AGUDO</i>	Si el individuo ha sufrido durante los últimos tres meses alguna dolencia respiratoria, ocular, etcétera relacionada con la contaminación.	no sí
<i>BNETO</i>	Si considera que la población obtiene un beneficio neto de la implantación de las medidas propuestas (i.e. superior a su DP)	no sí

NOTA: \* Consumir alimentos frescos, informarse de los ingredientes de los alimentos que consume, tomar vitaminas o suplementos vitamínicos, practicar deporte, evitar ambientes cargados o con humos, realizar revisiones médicas periódicas, acudir al médico al primer síntoma, utilizar purificador de aire, vacunarse de la gripe, tener un buen aislamiento en su vivienda.

**TABLA 7**  
**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO I**  
**(muestra completa)**

		LMN		LPA		LHT	
	Variables	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	<i>CAE</i>	-1,5182* (0,1531)	-9,918	-1,5186* (0,1438)	-10,554	-1,3698* (0,4667)	-2,935
	<i>RIESGO</i>	0,2187* (0,0297)	7,361	0,2188* (0,0303)	7,198	0,1993* (0,0637)	3,128
Atributos	<i>MOLESTIA</i>	0,2190* (0,0335)	6,535	0,2189* (0,0340)	4,436	0,2049* (0,0661)	3,100
	<i>DURACIÓN</i>	0,2021* (0,0306)	6,590	0,2021* (0,0309)	6,526	0,1814* (0,0686)	2,644
	<i>COSTE</i>	-0,00004* (0,000005)	-7,446	-0,00004* (0,000004)	-7,455	-0,00004* (0,000001)	-2,961
	<i>RENTAINF*CAE</i>	-0,1979* (0,0423)	-4,672	-0,1980* (0,0434)	-4,559	-0,1835* (0,0524)	-3,500
Variables socioeconómicas	<i>INSEG*CAE</i>	0,3544* (0,0691)	5,124	0,3544* (0,0675)	5,247	0,3374* (0,0821)	4,108
	<i>BNETO*CAE</i>	0,3843* (0,0410)	9,363	0,3843* (0,0408)	9,416	0,3646* (0,0654)	5,570
	<i>INDEPEND*CAE</i>	-0,4524* (0,0877)	-5,157	-0,4527* (0,794)	-5,677	-0,4196* (0,1100)	-3,815
	<i>AGUDO*CAE</i>	0,4337* (0,0545)	7,949	0,4337* (0,0531)	8,166	0,4072* (0,0852)	4,778
	<i>INDSALUD*CAE</i>	0,1285* (0,0185)	6,922	0,1285* (0,0190)	6,758	0,1234* (0,0254)	4,844
	Desviación estándar de los parámetros	<i>sRIESGO</i>	-	-	0,0007 (0,194)	0,038	-
<i>sMOLESTIA</i>		-	-	0,0082 (0,0323)	0,253	-	-
<i>sDURACIÓN</i>		-	-	0,0026 (0,0233)	0,112	-	-
<i>sCOSTE</i>		-	-	0,000001 (0,000003)	0,401	-	-
Parámetros de escala de la distribución VEH	<i>sA</i>	-	-	-	-	1,1331* (0,3821)	2,965
	<i>sB</i>	-	-	-	-	1,0892* (0,3662)	2,974
Desviaciones estándar en la distribución VEH	<i>sA</i>	-	-	-	-	1,4532* (0,4900)	2,965
	<i>sB</i>	-	-	-	-	1,3970* (0,4696)	2,974
Estadísticos	Max-verosimilitud	-2686,33		-2686,21		-2686,04	
	Max-ver. restringido	-3009,09		-3009,09		-3009,09	
	$\rho^2$	0,1055		0,1048		0,1052	
	% Predic. correctas	41,40		41,40		41,37	
	Nº elecciones	2739		2739		2739	
DMP	<i>RIESGO</i>	29,48 (4,84)		29,49 (4,86)		29,95 (5,05)	
	<i>RESTRICCIONES</i>	29,52 (5,39)		29,51 (5,31)		30,79 (5,61)	
	<i>DURACIÓN</i>	27,22 (5,03)		27,23 (5,04)		27,26 (5,30)	

NOTA: Errores estándar entre paréntesis. \*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,10$ .

**TABLA 8**  
**RESULTADO DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO II**  
**(exigiendo consistencia débil)**

		LMN		LPA		LH	
	Variables	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	<i>CAE</i>	-1,7023* (0,1674)	-10,167	-1,7025* (0,1536)	-11,081	-2,1680* (0,7851)	-2,761
Atributos	<i>RIESGO</i>	0,2436* (0,0322)	7,599	0,2437* (0,0331)	7,347	0,2990* (0,0995)	3,004
	<i>RESTRICCIONES</i>	0,1758* (0,0360)	4,879	0,1759* (0,0365)	4,817	0,2106* (0,0801)	2,627
	<i>DURACIÓN</i>	0,2218* (0,0335)	6,610	0,2218* (0,0341)	7,347	0,2917* (0,1111)	2,625
	<i>COSTE</i>	-0,00006* (0,000006)	-9,494	-0,00006* (0,000006)	-9,463	-0,00007* (0,00002)	-2,915
	<i>RENTAINF*CAE</i>	-0,2639* (0,0444)	-5,942	-0,2638* (0,0457)	-5,766	-0,3200* (0,0943)	-3,393
Variables individuales	<i>INSEG*CAE</i>	0,3923* (0,0715)	5,487	0,3925* (0,0695)	5,643	0,4447* (0,1304)	3,409
	<i>BNETO*CAE</i>	0,4387* (0,0434)	10,097	0,4388* (0,0431)	10,158	0,5033* (0,1254)	4,012
	<i>INDEP*CAE</i>	-0,6772* (0,1028)	-6,583	-0,6776* (0,956)	-7,085	-0,7843* (0,2474)	-3,170
	<i>AGUDO*CAE</i>	0,4472* (0,0577)	7,739	0,4473* (0,0561)	7,963	0,5224* (0,1496)	3,491
	<i>INDSALUD*CAE</i>	0,1211* (0,0195)	6,194	0,1211* (0,0200)	6,055	0,1402* (0,0387)	3,623
	Desviación estándar de los parámetros	<i>sRIESGO</i>	-	-	0,0108 (0,0209)	0,517	-
<i>sRESTRICCIONES</i>		-	-	0,0048 (0,0344)	0,142	-	-
<i>sDURACIÓN</i>		-	-	0,0106 (0,0251)	0,426	-	-
<i>sCOSTE</i>		-	-	0,0000002 (0,000003)	0,058	-	-
Parámetros de escala de la distribución	<i>sA</i>	-	-	-	-	0,7862* (0,2772)	2,836
	<i>sB</i>	-	-	-	-	0,7656* (0,2698)	2,838
Desviación estándar en la distribución VEH	<i>sA</i>	-	-	-	-	1,0084* (0,3556)	2,836
	<i>sB</i>	-	-	-	-	0,9820* (0,3460)	2,838
Estadísticos	Max-verosimilitud	-2385,72	-	-2385,48	-	-2385,66	-
	Max-ver. restringido	-2780,59	-	-2780,59	-	-2780,59	-
	$\rho^2$	0,1401	-	0,1395	-	0,1398	-
	% Predic. Correctas	43,90	-	43,90	-	43,90	-
	Nº elecciones	2531	-	2531	-	2531	-
DMP	<i>RIESGO</i>	22,98 (3,30)	-	22,98 (3,35)	-	22,69 (3,39)	-
	<i>RESTRICCIONES</i>	16,59 (4,78)	-	16,59 (3,50)	-	15,98 (3,49)	-
	<i>DURACIÓN</i>	23,09 (3,45)	-	20,91 (3,49)	-	22,14 (3,66)	-

NOTA: Errores estándar entre paréntesis. \* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ; \*\*\* $p < 0,10$ .

En general, en ambas estimaciones los resultados obtenidos demuestran la validez del mercado hipotético definido para conocer las preferencias por medidas con diferentes efectos en la salud. Se comprueba que todos los atributos, que definen las alternativas de elección, presentan coeficientes estimados significativos y sus signos de influencia son los esperados. La utilidad del individuo aumenta a medida que el riesgo de contraer una enfermedad respiratoria se reduce y cuando disminuyen las restricciones inherentes a la enfermedad y su duración. El coeficiente que acompaña a la variable coste es negativo, resultado que coincide también con las expectativas.

Los coeficientes de las covariables indican la influencia que ejerce en la probabilidad de elegir una alternativa diferente de la situación inicial. Así, los encuestados de menor renta eligen con menor probabilidad alguna de las opciones de intervención, pues conllevan un coste. Los individuos que se muestran más seguros de su respuesta, los que habitualmente adoptan comportamientos y medidas preventivas y aquéllos que han experimentado algún episodio de enfermedad respiratoria en los últimos tres meses, están más dispuestos a aceptar pagos por medidas de mejora. Respecto a la naturaleza de bien público de la calidad del aire, es interesante resaltar que los individuos que consideran que la implantación de medidas de control de contaminación resultaría en beneficios netos para la población afectada están más dispuestos a favorecer una política de intervención.

También se observa que los tres modelos (LMN, LPA y LH) proporcionan resultados similares. Los errores estándar de los parámetros aleatorios del modelo LPA no son significativamente diferentes de cero. Sin embargo, los parámetros de escala de las desviaciones estándar de la distribución del término de error en el modelo LH sí son significativos, revelando que el supuesto de varianza constante entre alternativas no se debería cumplir. La bondad del ajuste y el porcentaje de predicciones correctas son prácticamente idénticos entre modelos. Por tanto, ningún modelo se puede considerar superior en términos de su capacidad para proporcionar una mejor representación del comportamiento de los datos empíricos.

Si se comparan los resultados para la muestra completa (Tabla 7) con los obtenidos si se exige consistencia débil (Tabla 8) se observa que la significatividad de los coeficientes estimados en general aumenta, tanto para los atributos como para las variables explicativas individuales. Además, la bondad de ajuste, medida a través del índice de cociente de verosimilitudes (McFadden, 1973), es mayor en el modelo sin inconsistencias,  $\rho^2=0,14$  frente a  $\rho^2=0,10$  con el modelo inicial<sup>6</sup>. También el porcentaje de predicciones correctas aumenta del 41 por 100 aproximadamente al 44 por 100. En definitiva, el modelo restringido representa mejor las preferencias, es decir, las respuestas obtenidas en el experimento de elección.

Finalmente, las diferencias observadas en la Tabla 5 para las estimaciones sin covariables se mantienen cuando modelizamos la heterogeneidad individual. Las estimaciones de disposición marginal al pago por los diferentes atributos es más conservadora para la muestra restringida y su dispersión, medida a través de la desviación estándar, es también menor. Los individuos están dispuestos a pagar, con base en LH, aproximadamente 23 por disminuciones de un punto en el nivel de riesgo (frente a los 30 si se incluyen inconsistencias); 16 por cada cambio de nivel en las restricciones para realizar actividades habi-

---

<sup>6</sup> Simulaciones de DOMENCICH y MCFADDEN (1975) muestran una equivalencia del rango 0,2 a 0,4 del  $\rho^2$  a un intervalo de entre 0,7 y 0,9 para un  $R^2$  normal.

tales (frente a los 31 en el modelo alternativo) y 22 para evitar un día adicional de enfermedad (27 en el otro modelo). La importancia relativa de los diferentes atributos en las preferencias observadas también cambia, pues en el modelo sin respuestas inconsistentes es el riesgo el atributo de más peso (en la Tabla 7 eran las restricciones), seguido de la duración de la enfermedad y las restricciones, por este orden.

## 5. Conclusiones

Las preferencias del consumidor, obtenidas a partir de respuestas a experimentos de elección, pueden no satisfacer ciertos principios básicos de la teoría racional del consumidor. En este caso, hemos analizado la presencia de inconsistencias entre las múltiples respuestas proporcionadas por un mismo individuo, lo que en la literatura se conoce como consistencia interna. En el presente artículo hemos investigado la magnitud del problema y su impacto en la estimación de las medidas de bienestar. La aplicación realizada tenía como objetivo la valoración de diferentes medidas de control de contaminación con efectos en la salud, en concreto, en la reducción del riesgo de contraer enfermedades respiratorias, la severidad y la duración de los posibles episodios de enfermedad, y el coste de las medidas.

Para disminuir la complejidad inherente al formato de elección, se ha prestado especial atención al diseño y prueba de los instrumentos de comunicación del riesgo y, en general, de descripción de atributos. Es posible que este esfuerzo de diseño haya reducido los efectos aprendizaje y fatiga y, en consecuencia, el nivel de inconsistencias encontrado, sustancialmente menor al observado en otras experiencias previas.

Para detectar respuestas inconsistentes se ha introducido una alternativa dominante y un conjunto de elección repetido a lo largo de la secuencia de elecciones presentada a cada individuo. La exigencia de consistencia débil, es decir, que no fallen ninguno o uno de los dos test, ha sido superada por el 92,6 por 100 de la muestra, y por el 86 por 100 de aquéllos que prefieren alguna alternativa de intervención frente a la situación actual. La consistencia fuerte, que exige que no fallen ninguno de los test, ha sido superada por el 70 por 100 de los individuos. No se han observado relaciones significativas entre características socio-económicas y la probabilidad de respuesta inconsistente bajo ninguno de los supuestos.

La estimación de los modelos se ha realizado incluyendo variables explicativas individuales y utilizando LPA y LH como alternativa al LM. De las estimaciones obtenidas se deduce que las respuestas inconsistentes tienen cierto impacto en las estimaciones de los parámetros y las medidas de bienestar que de ellos se derivan. Incluso se observan cambios en la importancia relativa de los diferentes atributos en las preferencias de los individuos. En general, la exclusión de respuestas inconsistentes genera reducción en la magnitud de las medidas de bienestar. No obstante, la disposición al pago por reducciones en el riesgo es la más robusta a la inclusión de individuos inconsistentes. Respecto a la eficiencia de las estimaciones, la desviación estándar de las medidas de bienestar es menor si exigimos un nivel de consistencia mayor. Esto implica que la eficiencia de los resultados aumenta si los individuos inconsistentes son excluidos de la muestra.

Finalmente, las respuestas inconsistentes introducen dispersión en los datos y pueden revelar diferentes pautas de comportamiento. Las comparaciones de la muestra total con sub-

muestras obtenidas bajo diferentes supuestos de consistencia muestran que los parámetros estructurales de la función indirecta de utilidad son significativamente diferentes. En este sentido, es posible que las respuestas inconsistentes, probablemente, se deban a otra forma de racionalidad subyacente que no puede explicarse a través de la función indirecta de utilidad.

De cara a futuras aplicaciones del método, parece necesario cuidar al máximo el diseño y la comunicación de atributos y niveles, y la longitud y complejidad de la secuencia de elección, porque influyen en la complejidad del ejercicio y, en consecuencia, en el nivel de inconsistencias presente en las respuestas. Consideramos adecuado incorporar pruebas para detectar y poder, posteriormente, aplicar el adecuado tratamiento a las respuestas inconsistentes. Si las preferencias declaradas por ciertos individuos violan principios teóricos fundamentales, existe el riesgo de que generen medidas de bienestar poco eficientes e incluso sesgadas, con la consiguiente repercusión sobre las posibles recomendaciones finales relacionadas con las políticas de intervención evaluadas.

### Referencias bibliográficas

- [1] BATES, J. (1995): «Alternative-specific Constants in Logit Models», John Bates and Associates, Mimeo.
- [2] BATH, C. (1995): «A Heteroskedastic Extreme Value Model of Intercity Travel Mode Choice», *Transportation Research B*, 29, 471-483.
- [3] BATH, C. (1997): «An Endogenous Segmentation Mode Choice Model with an Application to Intercity Travel», *Transportation Science*, 31(1), 34-48.
- [4] BRADLEY, M.A., y DALY, A.J. (1994): «Use of the Logit Scaling Approach to Test Rank-Order and Fatigue Effects in Stated Preference Data». *Transportation* 21(2), 167-184.
- [5] BEN-AKIVA, M., y LERMAN, S.R. (1985): *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, The MIT Press, Cambridge.
- [6] CAMERON, T.A., y ENGLIN, J. (1997): «Respondent Experience and Contingente Valuation of Environmental Goods», *Journal of Environmental Economics and Management*, 33, 296-313.
- [7] CARLSSON, F., y MARTISSON, P. (2001): «Do Hypothetical and Actual Marginal Willingness to Pay Differ in Choice Experiments?», *Journal of Environmental Economics and Management*, 41, 179-192.
- [8] DESHAZO, J.R., y FERMO, G. (2002): «Designing Choice Sets for Stated Preference Methods: The Effects of Complexity on Choice Consistency», *Journal of Environmental Economics and Management*, 44, 123-143.
- [9] DOMENICH, T., y MCFADDEN, D.L. (1975): *Urban Travel Demand: A Behavioral Analysis*. North Holland Publishing Co.
- [10] FOSTER, V., y MOURATO, S. (2002): «Testing for Consistency in Contingent Ranking Experiments», *Journal of Environmental Economics and Management*, 44, 309-328.
- [11] GEWEKE, W.H., KEANE, M., y RUNKLE, D. (1994): «Alternative Computational Approaches to Indifference in the Multinomial Probit Model», *Review of Economics and Statistics*, 76(4), 609-632.

- [12] HAUSMANN, J.A., y MCFADDEN, D. (1984): «Specification Tests for the Multinomial Logit Model», *Econometrica*, 52, 1219-240.
- [13] HENSHER, D.A. (1994): «Stated Preference Analysis of Travel Choices: The State of Practice», *Transportation*, 21(2), 107-133.
- [14] HENSHER, D.A. (1998): «A Comparison of Elasticities Derived from Multinomial Logit, Nested Logit and Heteroscedastic Extreme Value SP-RP Discrete Choice Models», comunicación presentada en la VIII World Conference on Transport Research, Amberes, julio.
- [15] HUBER, J., y ZWERINA, K. (1996): «The Importance of Utility Balance in Efficient Choice Designs», *Journal of Marketing Research*, 33, 307-317.
- [16] JOHNSON, F.R., y DESVOUSGES, W.H. (1997): «Estimating Stated Preferences with Rated-Pair Data: Environmental, Health, and Employment Effects of Energy Programs», *Journal of Environmental Economics and Management*, 34, 79-99.
- [17] LANCASTER, K. (1966): «A New Approach to Consumer Theory», *Journal of Political Economy*, 74, 132-157.
- [18] LOUVIERE, J.J., HENSHER, D.A., y SWAIT, J. (2000): *Stated Preference Methods. Analysis and Application*, Cambridge University Press.
- [19] LUCE, R.D., y TUKEY, J.W. (1964): «Simultaneous Conjoint Measurement: A New Type of Fundamental Measurement», *Journal of Mathematical Psychology*, 1, 1-27.
- [20] MAZZOTA, M., y OPALUCH, J. (1995): «Decision Making When Choices Are Complex: A Test of Heiner's Hypothesis», *Land Economics*, 71, 500-515.
- [21] MCFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour. En P. ZAREMBKA (Ed.), *Frontiers in Econometrics*, Nueva York, Academic Press.
- [22] MCFADDEN, D. (1984): «Econometric Analysis of Qualitative Response Models», en *Handbook of Econometrics II*, GRILICHES, Z., e INTRILIGATOR, M.D., Eds., Elsevier Science, Amsterdam.
- [23] MCFADDEN, D., y TRAIN, K. (2000): «Mixed MNL Models for Discrete Response», *Journal of Applied Econometrics*, 15(5), 447-470.
- [24] RYAN, M., y BATES, A. (2001): «Testing the Assumptions of Rationality, Continuity and Symmetry When Applying Discrete Choice Experiments in Health Care», *Applied Economic Letters*, 8, 59-63.
- [25] RYAN, M., y SAN MIGUEL, F. (2000): «Testing for Consistency in Willingness to Pay Experiments», *Journal of Economic Psychology*, 21, 305-317.
- [26] SAELESMINDE, K. (1998): «Inconsistent Choices Impact on the Valuation of Travel Time in Stated Choice Studies», Comunicación presentada en el *First World Congress of Environmental and Resource Economics*, Venecia, junio.
- [27] SLOVIC, P., y LIECHTENSTEIN, S. (1971): «Comparison of Bayesian and Regression Approaches to the Study of Information Processing in Judgment», *Organizational Behavior and Human Performance*, 6, 649-744.
- [28] THURSTONE, L.L. (1927): «A Law of Competitive Judgement», *Psychological Review*, 4, 273-286.
- [29] VÁZQUEZ, M.X. (2002): *Valoración económica de los efectos de la contaminación en la salud*, Tesis Doctoral presentada en la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.