IX ENCUENTRO DE ECONOMÍA PÚBLICA
"Hacienda Pública y Medio Ambiente"
Vigo, 7 y 8 de Febrero de 2002

Consistencia en los experimentos de elección. Una aplicación a los efectos de la calidad ambiental en la salud

María Xosé Vázquez Rodríguez
Departamento de Economía Aplicada
Universidade de Vigo
maxose@uvigo.es

y

Carmelo León González
Departamento de Análisis Económico Aplicado
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria
carmelo@empresariales.ulpgc.es

Resumen

En este trabajo se describen los resultados de un experimento de elección diseñado para obtener el valor económico de los beneficios para la salud de una población afectada por las emisiones atmosféricas de una central termo-eléctrica en Gran Canaria. El método permite obtener la disposición a pagar de los individuos por mejoras en salud, definidas en base a la disminución en el riesgo de presentar determinados síntomas relacionados con la contaminación del aire, en la duración de estos síntomas y en las restricciones que implican para la realización de actividades habituales.

El diseño del experimento, utilizando ayudas visuales en la representación de los atributos y limitando el número de alternativas de elección presentadas a cada individuo a un número manejable, ha facilitado la tarea cognitiva del encuestado, evitando los sesgos asociados a la habitual complejidad de este tipo de ejercicios. También se han incorporado pruebas de consistencia relacionadas con a la monotonicidad y estabilidad de las preferencias obtenidas a partir de las respuestas múltiples de cada individuo y los resultados confirman que, aunque el porcentaje de respuestas inconsistentes no es elevado, su impacto sobre las estimaciones de disposición marginal a pagar y la dispersión de las mismas es significativo. En consecuencia, es necesario establecer mecanismos de detección y tratamiento de las respuestas inconsistentes pues éstas condicionan sustantivamente los resultados.

Una vez eliminadas las respuestas inconsistentes, la bondad de ajuste, la capacidad predictiva del modelo y su significatividad mejoran. Además, Las dimensiones de la enfermedad o atributos de elección presentados, así como variables individuales de ingresos, experiencias con enfermedades y hábitos diarios, muestran relación teóricamente correcta y significativa con la disposición individual a favorecer medidas de intervención y estos resultados son robustos para diferentes modelos.

I. Introducción

La importancia de los efectos de las emisiones de la generación de energía en la salud humana queda patente en estudios recientes como el proyecto ExternE, realizado a nivel europeo para estimar la magnitud económica de las externalidades de la energía [CIEMAT (1997)]. En este proyecto se destaca que los daños a la salud humana constituyen el componente más importante, aproximadamente el 90% de los daños asociados con emisiones atmosféricas de la generación de energía. El mismo estudio concluye que, para España, la magnitud de estos daños es de 10^6 millones de pesetas por año, lo que representa el 1% del PIB y el 47% de los ingresos del sector eléctrico en el año 1996. Estos resultados se ven reforzados por la literatura epidemiológica existente, que demuestra que existe una gran variedad de dolencias relacionadas con la presencia de contaminantes en la atmósfera, incluso a niveles que no superan los límites legales permitidos. En consecuencia, el beneficio esperado de una política de intervención que incida sobre este problema, medido a través del incremento en el bienestar de los individuos beneficiados por la política, puede alcanzar magnitudes considerables.

En principio, para estimar los efectos en el bienestar asociados con cambios en la salud parece factible utilizar métodos basados en el mercado, por ejemplo, el cómputo de los costes de enfermedad evitados. Sin embargo, existen distorsiones en el funcionamiento del mercado que hacen necesaria la aplicación de métodos específicos para obtener la adecuada revelación de las preferencias. Estas distorsiones se relacionan con la existencia de sistemas públicos de salud, que hace que los precios de los tratamientos sean cero[1] o irrealmente bajos para los demandantes, y con la existencia de efectos intangibles, como las molestias, el malestar y la ansiedad derivados de las enfermedades, cuyo valor no está incluido en el posible precio de los tratamientos. Estos factores ocasionan que los indicadores basados exclusivamente en el mercado infravaloren el beneficio para los individuos de las mejoras en la salud.

Para proporcionar una valoración más completa de los cambios en la salud se utilizan los métodos directos o de preferencias declaradas, cuyo ejemplo más conocido es la valoración contingente (VC)[2]. En general, la aplicación de estos métodos a la valoración de cambios en la salud relacionados con la contaminación incorpora los problemas de la valoración económica aplicada al medio ambiente[3], pero además presenta dificultades adicionales, derivadas de la tarea que se exige al

[1]Siempre teniendo en cuenta que la demanda sanitaria tiene un componente de precio sombra, especialmente el coste de oportunidad del tiempo.

[2]El método de valoración contingente consiste en la simulación de un mercado mediante un cuestionario, en el que se oferta al individuo una determinada política de intervención a cambio de una contribución monetaria. La disposición al pago que el individuo revela proporciona un indicador de su valoración de la política o medida propuesta.

[3] Principalmente los sesgos relacionados con la falta de comprensión del ejercicio o el comportamiento estratégico.

individuo y que requiere relacionar explícitamente dinero y cambios en la salud. En este sentido, existen métodos de preferencias declaradas alternativos a la valoración contingente, como los experimentos de elección, cuyas principales ventajas para la obtención del valor de cambios en la salud son que evitan esta valoración monetaria explícita de la salud y además permiten incorporar la multidimensionalidad de los cambios propuestos.

En general, la modelización empírica de los datos obtenidos mediante estos métodos alternativos supone que los individuos son maximizadores de utilidad, están perfectamente informados, son infatigables y además son capaces de elegir su preferida entre cualquier conjunto de alternativas, independientemente del contexto. Si existen elecciones que no verifican estos supuestos de partida, surgen dificultades a la hora de reconstruir las preferencias y, en consecuencia, las valoraciones obtenidas pueden no ser útiles ni fiables. En conclusión, es necesario detectar si los límites en las habilidades cognitivas de los individuos para responder a determinados formatos o la complejidad inherente a esos formatos, ocasionan que estos métodos no sean adecuados para conocer las preferencias.

En este trabajo se utiliza el experimento de elección para obtener el valor de los beneficios para la salud de una población afectada por las emisiones atmosféricas de una central termo-eléctrica en Canarias. El cuestionario utilizado ha sido elaborado con base en una amplia y detallada investigación preliminar de tipo cualitativo, prestando especial atención a posibles problemas de comunicación de la información y aceptación del escenario en aras de disminuir la complejidad de la tarea a realizar por el individuo.

Los objetivos de este trabajo son comprobar la potencialidad de los experimentos de elección para valorar económicamente los efectos de la contaminación en la salud y, además, contrastar una serie de hipótesis metodológicas: en primer lugar, se analiza la influencia de los atributos o dimensiones de la enfermedad y de determinadas variables individuo-específicas, sobre las probabilidades de elección de las alternativas propuestas; en segundo lugar se analiza la coherencia, o consistencia interna en las respuestas al experimento de elección múltiple, y como los fallos de consistencia, relacionados con una incompleta introspección de las preferencias, afectan a las valoraciones finales.

La presente comunicación se estructura de la siguiente forma. En la primera sección se presenta el método y el modelo de utilidad aleatoria en que se fundamenta. En la segunda sección se describe el problema de contaminación a estudiar, el diseño del mercado hipotético y el proceso de obtención de los datos. La tercera sección contiene la estimación de las funciones de utilidad, y los resultados relacionados con la consistencia en las elecciones. Finalmente, se presentan las conclusiones más relevantes del análisis.

II. Los métodos de preferencias declaradas

Los *experimentos de elección* (EE) o elección contingente son una categoría de métodos de preferencias declaradas distintos de la VC[4] que consisten en presentar al individuo un número pequeño de alternativas de intervención, normalmente dos o tres, descritas mediante un conjunto de características o atributos, para que elija aquella que prefiere. El objetivo es identificar estadísticamente las funciones de utilidad o preferencias subyacentes. Normalmente, por motivos de eficiencia en el uso de la muestra, cada individuo realiza varias elecciones.

Una de las ventajas de este método es que guarda semejanza con el comportamiento habitual de los individuos, ya que implica elegir una entre un conjunto de opciones disponibles. En consecuencia, facilita la tarea de los encuestados y es susceptible de incentivar la adecuada revelación de las preferencias. Por ello, este formato es adecuado para ser aplicado a la valoración de bienes complejos, con los que los individuos no poseen experiencia previa de valoración monetaria, como es el caso de los cambios en la salud relacionados con la contaminación[5].

Sin embargo, la principal ventaja de la elección contingente sobre la VC es que permite caracterizar un bien en términos de sus características y los niveles de éstas, de forma que podemos estimar el valor del bien o política propuestos, pero también la importancia relativa de cada uno de sus componentes. También, mediante la elección contingente se obtiene mayor información de cada individuo y, en consecuencia, mejora la eficiencia en el uso de la muestra. Además, la probabilidad de *sesgo estratégico* disminuye pues el individuo se enfrenta a un conjunto de alternativas de elección, con combinaciones múltiples de niveles de las características que definen el bien, de forma que le resulta difícil intuir cómo puede influir su respuesta en la decisión final sobre la política pública a implantar.

Frente a los métodos de preferencias reveladas o basados en el mercado, los experimentos de elección ofrecen al investigador la posibilidad controlar los niveles de los atributos que configuran las alternativas de elección y el contexto (cuestionario) mediante el cual se obtienen los datos[6]. Esto permite valorar posibles intervenciones *ex ante*, es decir, antes de su aplicación (i.e. mediante

---

[4] Los métodos de preferencias declaradas surgieron en psicología matemática y estadística [Luce y Tukey (1964)] y se han aplicado con profusión en investigación de mercados y transporte. La aplicación de técnicas de preferencias declaradas al análisis de proyectos ambientales es relativamente reciente y se debe, sobre todo, a los trabajos de Opaluch et al. (1993), Adamowicz et al. (1994, 1995), Boxall et al. (1996) y Hanley et al. (1998a). También reciente es la aparición de estudios que aplican este tipo de metodologías a los riesgos ambientales con consecuencias sobre la salud [Viscusi et al. (1991), Johnson y Desvousges (1997), Johnson et al. (1998), Johnson et al. (2000)].

[5] Hanley et al. (1998b) destaca el parecido de este método, en sus fundamentos teóricos (Teoría de la Utilidad Aleatoria) y en el análisis empírico, con la valoración contingente con formato dicotómico [Hanemann (1984)], ambos con variables dependientes limitadas. En realidad, la valoración contingente con formato dicotómico es sólo un tipo de experimento de elección, aquel cuyas alternativas están definidas mediante un atributo fijo, el cambio propuesto, y uno variable, el precio.

[6] Así se pueden introducir atributos nuevos o aumentar el rango de variación de los niveles hasta el punto que se desee.

atributos y niveles hipotéticos) y además, obtener mayor eficiencia estadística pues elimina posibles problemas de multicolinealidad[7].

Como desventajas de los experimentos de elección podemos citar que requieren más esfuerzo de cada individuo entrevistado que una pregunta simple de valoración contingente, pues a medida que el individuo avanza en la secuencia de elección, es probable que acuse cansancio y sus respuestas pierdan calidad. Además, el diseño de los experimentos a la hora de seleccionar los atributos que definen el bien y sus niveles, es clave y requiere de una prolongada y cuidadosa investigación previa.

En general, la evolución desde la valoración contingente hacia los experimentos de elección implica un incremento en la complejidad de la tarea que los encuestados se ven obligados a realizar. Es interesante analizar el impacto que esta mayor complejidad tiene sobre la capacidad de los individuos de declarar sus verdaderas preferencias y cómo las posibles respuestas inconsistentes, derivadas de la dificultad de la tarea o al efecto fatiga, influyen en la valoración final de las políticas propuestas. Para ello, en la encuesta realizada en Jinamar se han incluido dos pruebas o test de consistencia.

El primero de ellos, denominado *test de dominancia o monotonicidad*, consiste en incluir, entre las elecciones a las que se enfrenta cada 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 ésta ha de ser la alternativa preferida. Las alternativas dominantes son habitualmente excluídas del diseño de los experimentos porque no proporcionan información sobre las preferencias. No obstante, su inclusión deliberada puede utilizarse 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 presentada al individuo es repetida al final de la secuencia. Si las preferencias se mantienen estables a lo largo del ejercicio de valoración, podemos esperar que el individuo elija la misma alternativa en los dos casos. Si, por el contrario, las preferencias son inestables aumenta la probalidad de que la alternativa preferida sea diferente en las dos elecciones iguales.

Ambos test reducen en cierta medida la eficiencia en el diseño de las alternativas porque en realidad no proporcionan información sobre la disposición de los individuos a intercambiar niveles de los diferentes atributos. Sin embargo, la información que proporcionan es interesante de cara a mejorar la calidad de los resultados de los experimentos.

---

[7] Existen numerosos estudios que utilizan los métodos de preferencias declaradas como complemento a la información proporcionada por métodos de preferencia revelada [Adamowicz et al. (1994), entre otros].

El método de elección contingente toma elementos de la teoría del consumidor de Lancaster (1966), que sugería que las utilidades asociadas a los bienes de mercado podían ser descompuestas en utilidades separables de sus características o atributos. También incorpora avances en psicología relacionados con los procesos de información y percepción [Slovic y Liechtentein (1971)]. Finalmente, 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), McFadden (1974)] y la teoría de elección probabilística [Ben-Akiva y Lerman (1985)].

Para el análisis de datos procedentes de un experimento de elección partimos del supuesto de que los individuos ($q=1,...,Q$), que se suponen racionales y maximizadores de utilidad, expresan sus preferencias realizando elecciones entre las alternativas, $j=1,...,J$, del conjunto de elección C, sujetos a su restricción presupuestaria. Así, para cada alternativa del conjunto de elección, la función de utilidad indirecta para el individuo q, $V=V(s_{jq}, y_q)$, 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 u aleatorio (no observable por parte del investigador), ε, de forma que,

$$V(s_{jq}, y_q) = v(s_{jq}, y_q) + \varepsilon_{jq}$$

donde el error aleatorio ε_{jq} permite explicar, por ejemplo, que dos individuos idénticos, desde el punto de vista del investigador, realicen elecciones diferentes; que existan individuos que elijan opciones con menor utilidad esperada que otras, etc[8]. En general, la diferencia entre la utilidad observada y la real será menor cuanto mejor sea la identificación y la medición de los atributos y niveles relevantes a la hora de explicar la elección de los individuos. Esto implica que el investigador debe dedicar tiempo y recursos suficientes a las fases preliminares de cualquier aplicación de preferencias declaradas.

El individuo enfrentado a un experimento de elección realiza una elección discreta entre las J alternativas propuestas en cada conjunto de elección. Así, el individuo q preferirá la opción i a cualquiera de las opciones alternativas j en el conjunto de elección C, si la utilidad que esta alternativa le reporta es superior a la utilidad que le ofrece cada una 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

$$P(i|C) = P\{v(s_{iq}, y_q) + \varepsilon_{iq} \geq v(s_{jq}, y_q) + \varepsilon_{jiq}\}$$

Sin pérdida de generalidad, el componente observable de la utilidad, es decir, la elección del individuo, puede expresarse como una función lineal de las variables explicativas,

[8] Según Ben-Akiva y Lerman (1985), es la presencia de este componente aleatorio en la función de utilidad observada lo que permite realizar inferencias probabilísticas sobre las preferencias.

$$v_i = \alpha + \beta' s_{iq} + \gamma (y_q - P_i)$$

donde α es una constante específica para cada alternativa, β es el vector de coeficientes de utilidad asociado con el vector *s* de variables explicativas[9] y γ es el coeficiente asociado al precio de la alternativa i, P_i.

Situados en este punto, 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 y suponiendo que el parámetro de escala μ es igual a 1 [Ben-Akiva y Lerman (1985)]

$$P(i/C) = \frac{e^{\mu v_i}}{\sum_{i \in C} e^{\mu v_i}} = \frac{e^{\alpha + \beta' s_{iq} + \gamma (y_q - P_i)}}{\sum_{i \in C} e^{\alpha + \beta' s_{iq} + \gamma (y_q - P_i)}}$$

El objetivo es estimar los vectores de coeficientes β y γ.

Esta ecuación se estima mediante un modelo Logit Multinomial o Condicional [McFadden (1974)]. La aplicación de este modelo presenta 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)]. La estimación de los parámetros de preferencia se realiza mediante el método de máxima verosimilitud. Se supone que los parámetros así obtenidos son consistentes, asintóticamente normales y asintóticamente eficientes. La principal limitación de estos modelos es que suponen que se verifica la propiedad de *independencia de alternativas irrelevantes*. 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. Es decir,

$$\frac{P(i/C)}{P(m/C)} = e^{v_i - v_m}$$

Esta restricción permite al investigador añadir o eliminar una alternativa sin tener que reestimar el modelo e implica que las preferencias son *homogéneas*, es decir, que no existen diferencias en los gustos de los individuos y, por tanto, las varianzas asociadas con el componente aleatorio de la utilidad de cada alternativa son idénticas.

Si no se cumplen estos supuestos, existe la posibilidad de aplicar modelos alternativos como el *Modelo Logit con Parámetros Aleatorios* [Bath (1997), McFadden y Train (1996)], que permite incluir heterogeneidad entre individuos, es decir diferencias en las covarianzas entre los términos de error y que es un modelo muy utilizado cuando se obtienen múltiples observaciones del mismo individuo, como es el caso de los datos obtenidos mediante un experimento de elección. La

[9] Las elecciones pueden diferir en función de características individuales por lo que el vector de variables explicativas puede incluir también características socio-demográficas.

estimación del modelo logit con parámetros aleatorios se realiza por simulación. El método de simulación fue introducido inicialmente por Geweke et al. (1994) y consiste en computar variaciones aleatorias a partir de una distribución normal truncada multivariante. Aunque este método no proporciona variaciones normales truncadas multivariantes insesgadas, aporta estimadores insesgados de las probabilidades de elección.

El *Modelo de Valor Extremo Heteroscedástico* o Logit Heteroscedástico [Bhat (1995), Hensher et al. (1994, 1998)] relaja los supuestos restrictivos sobre la estructura de la varianza en los modelos de utilidad aleatoria. El modelo logit heteroscedástico permite que las elasticidades cruzadas entre pares de alternativas sean diferentes (heteroscedasticidad). Evita los problemas del modelo logit multinomial permitiendo la existencia de diferentes parámetros de escala entre alternativas. El término de error representa atributos no observados de cada alternativa, es decir, incertidumbre asociada con la utilidad esperada. El parámetro de escala es, por tanto, un indicador de incertidumbre[10] y proporciona el peso relativo de los componentes observados y no observados en la estimación de la probabilidad de elección [Louviere et al. (2000)]. Este modelo se estima por máxima verosimilitud[11]

III. Diseño del ejercicio empírico.

Contexto

El problema de salud y contaminación que deseamos estudiar se sitúa en el barrio de Jinamar, en la parte nororiental de la Isla de Gran Canaria. Jinamar presenta una problemática peculiar, tanto por su situación como por las características socio-económicas de su población. Situado a 10 kilómetros de la ciudad de Las Palmas (355.563 habitantes), cumple una función residencial para trabajadores de este núcleo urbano. La mayor parte de la población vive en el llamado "Polígono de Jinamar" que se creó a partir del año 1978.

El polígono está formado por bloques de edificios (unas 6.200 viviendas), de protección oficial en su mayor parte (90%), cuyo objetivo era inicialmente dar solución al problema del chabolismo en la ciudad de Las Palmas y para ofrecer alternativas a la creciente demanda de viviendas por parte de una población con ingresos bajos. No obstante, su situación alejada de la ciudad, sin continuidad con el sistema urbano, mal comunicado y sin los adecuados servicios (comerciales, recreativos, etc.) contribuyó a que se convirtiese en un barrio socialmente marginado. Además, la estructura poblacional por edades y sexos está fuertemente desarticulada debido a que el barrio se ha conformado mediante la llegada masiva e incontrolada a la zona de un elevado y diverso

[10] A menor escala, mayor incertidumbre.

[11] Se trata de estimar β y los parámetros de escala del componente aleatorio de cada alternativa (uno de los cuales se normaliza).

contingente poblacional, normalmente que abandonaba la agricultura para residir en zonas periféricas de la ciudad.

Respecto a la situación ambiental, la principal fuente de contaminación atmosférica es el parque eléctrico basado en la combustión de fuel-oil perteneciente a la empresa UNELCO (grupo ENDESA). Los gases de esta industria son transportados por los vientos Alisios dominantes del noroeste de forma que inciden directamente sobre el polígono durante la mayor parte del año. Ya el estudio de Barahona (1986) detectaba una elevada incidencia de patologías, afectando en mayor medida a menores de 16 años. El informe decía textualmente, "se supone que la situación en el espacio [...] en la dirección més frecuente de la entrada de vientos en el polígono arrastra hacia estas viviendas los gases tóxicos de la potabilizadora y de UNELCO". También Pinilla (1995) demuestra, sobre datos del año 1993, que en las zonas afectadas por la contaminación de la central, el porcentaje de menores afectados por problemas respiratorios es mayor, como también lo es la duración de la estancia en los servicios de urgencias y el número de hospitalizaciones[12].

Diseño del cuestionario

Para la realización de un experimento de elección necesitamos detectar los atributos o características relevantes del bien que deseamos valorar, en nuestro caso, las dimensiones o características de las enfermedades asociadas con la contaminación del aire para los individuos afectados. La definición de estos atributos y sus niveles requiere la realización de una cuidadosa y prolongada investigación cualitativa previa con el objetivo de que los individuos consideren significativas y creíbles las alternativas propuestas.

En el presente estudio, la investigación preliminar consistió en consultas a expertos (médicos y directores de centros de salud en la zona, trabajadores sociales, etc.) y varias sesiones de trabajo con grupos de enfoque. Con base en estas consultas, se seleccionaron cuatro atributos[13] o posibles beneficios de la política propuesta, relevantes en términos del bienestar de los individuos y sus correspondientes niveles. Los atributos y niveles elegidos fueron los siguientes:

- El riesgo de contraer la enfermedad *ex ante.* Los cambios en los niveles de riesgo propuestos (de 4 de cada 10 a 3 de cada 10, 2 de cada 10 o 1 de cada 10) se asocian a disminuciones en los niveles de partículas del 25%, 50% y 75% respecto a las concentraciones actuales[14].

[12]El mismo estudio señala que entre las enfermedades respiratorias comunes en la zona estén los broncoespasmos, bronquitis, bronquiolitis, pneumonías, laringitis, hiperbronquitis, crisis asméticas, catarros bronquiales, traqueobronquitis y broncoobstrucciones.

[13]Siguiendo las recomendaciones de Pearmain et al. (1991) que sugiere que, en ejercicios de elección contingente, se consideren como máximo seis atributos.

[14]En la elaboración de las elecciones se prestó especial atención a los instrumentos utilizados para la comunicación del riesgo con el objetivo de superar los problemas habituales, asociados a las dificultades en la comprensión de probabilidades. Para ello se utilizaron ayudas visuales apoyadas en descripciones verbales que describían la probabilidad en número de casos por cada 10 personas.

- La duración de la enfermedad. Para definir sus niveles se utilizó el asesoramiento de expertos en salud de la zona y se establecieron niveles de una semana, tres días y un día.
- Las molestias o restricciones que implican para la realización de actividades habituales *ex post*. Los niveles se definieron en función de las limitaciones para la realización de actividades habituales, obtenidas en los grupos de enfoque. Así las restricciones severas implicaban la imposibilidad total de realizar actividades habituales; las restricciones moderadas conllevaban la posibilidad de realizar algunas actividades normales como tareas no muy pesadas 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.
- El coste (por hogar) de introducir las medidas. Con una pregunta abierta de disposición a pagar por la alternativa que representaba un mayor cambio respecto a la situación actual, incluída en los grupos de enfoque y en las encuestas pretest, se obtuvo el nivel superior para el atributo precio y los restantes niveles del atributo coste se seleccionaron para maximizar la información obtenida sobre la distribución de la disposición a pagar. Los niveles del atributo coste finalmente incluídos fueron 5000, 10000, 15000 y 20000 ptas[15].

Un segundo problema en la elaboración del cuestionario de valoración es el diseño de las alternativas de elección. Esto requiere determinar, en primer lugar, el número de escenarios de elección o replicaciones que el individuo es capaz de manejar. En realidad se tiende a obtener un cierto equilibrio entre el uso eficiente del individuo, es decir, la maximización del nivel de información obtenido, y el efecto fatiga o cansancio que surge cuando el cuestionario es demasiado largo o complejo, o los ejercicios que debe realizar el encuestado son repetitivos [Brazell y Louviere (1997), Swait y Adamowicz (1997)]. Por este motivo, se decidió restringir a ocho el número de elecciones presentadas a cada encuestado, siguiendo a Adamowicz et al. (1998).

Se utilizó el software SAS/QC para obtener diseños experimentales óptimos. Este tipo de diseños son recomendables cuando no todas las combinaciones de niveles de los diferentes atributos son factibles a la hora de presentar escenarios de valoración realistas y existen límites al número de experimentos (elecciones) que se pueden realizar por individuo. El criterio utilizado es la Optimalidad-D [Huber y Zwerina (1996)], que maximiza el determinante de la matriz de información

[15] Debido a la complejidad de la tarea a realizar se utilizaron dibujos iconográficos identificativos de cada atributo y nivel. Louviere, Anderson, Swait y Gray-Lee (1995) demuestran que las descripciones verbales presentan menor fiabilidad en las elecciones porque conllevan la necesidad de leer y formar imágenes mentales. Esto implica que diferentes individuos interpretan las palabras y las plasman en imágenes de forma distinta, aumentando la variabilidad en los resultados. En nuestro caso, realizamos pruebas con diferentes representaciones pictográficas de cada atributo, seleccionando aquellas que el individuo identificaba con mayor claridad.

dado el conjunto de combinaciones potenciales, obtenidas mediante diseño ortogonal, y las restricciones establecidas para combinar niveles de atributos[16]. Finalmente, se diseñan bloques con combinaciones de dichas alternativas dos a dos, teniendo en cuenta que la tercera alternativa planteada dentro de cada elección es el *status quo* o situación de no pagar nada y no obtener ningún cambio respecto a la situación actual.

El diseño ortogonal completo incluía $3^2.4^2=144$ combinaciones diferentes de niveles que, excluídas las dos restricciones, resultaba en 142. El número de alternativas mínimo, extraído del conjunto total, para obtener un diseño D-óptimo era 20. Para minimizar posibles problemas de fatiga decidimos plantear a cada individuo ocho elecciones con tres modelos de cuestionario diferentes.

El cuestionario constaba de una primera parte orientada a conocer la percepción del problema de la contaminación por parte del individuo, sus relaciones con la salud y la problemática específica de Jinamar. El experimento de elección constituía la segunda parte de los cuestionarios. En ella se presentaba a cada individuo una secuencia de ocho conjuntos de elección. En cada uno de ellos debía elegir la preferida entre tres alternativas, de las cuales dos implicaban mejoras respecto a la situación actual y la tercera era siempre la posibilidad de mantenerse en la situación actual, que implicaba no intervenir y, por tanto, no contribuir monetariamente.

La contribución a un fondo especialmente creado para subvencionar en un 50% la instalación de tecnologías de control de contaminación, con el otro 50% que habría de pagar la empresa, se consideró el instrumento de pago adecuado, consistente con la modalidad de provisión del bien (privada) y de mayor neutralidad para el individuo que los impuestos. La regla de provisión explicitaba que, si la mayoría de la población está dispuesta a contribuir para que se lleven a cabo las mejoras, la contribución a este fondo sería obligatoria para todos los habitantes de Gran Canaria. Esto es necesario para evitar el potencial problema de *comportamiento estratégico* o *efecto polizón* asociado a políticas cuyos beneficios son no exclusivos y no rivales, como las mejoras en la calidad del aire.

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

[16] Combinaciones de niveles no realistas y, por tanto, no creíbles para los individuos. En nuestro caso las restricciones consistieron en evitar combinaciones que implicaban obtener la máxima mejora posible en todos los atributos (menos el coste) junto al menor nivel posible para el atributo coste, o bien obtener la mínima mejora en todos los atributos al coste más elevado.

Los cuestionarios definitivos, incorporadas las correcciones derivadas de las encuestas de prueba[17], fueron aplicados por encuestadores profesionales en Enero y Febrero de 2001, mediante entrevistas personales en los domicilios. Las muestras se seleccionaron aleatoriamente mediante el método de rutas aleatorias, para que fueran representativas de la población de Jinamar. Se obtuvieron un total de 351 cuestionarios completados[18] y la duración media de las entrevistas fue de 19 minutos.

IV. Resultados

La simplicidad en la estimación del modelo logit multinomial, habitualmente utilizado para analizar datos de experimentos de elección, radica en el supuesto de que se verifica la hipótesis de Independencia de Alternativas Irrelevantes (IIA). Para comprobar esta hipótesis, es decir, si la ratio de probabilidades entre dos alternativas se ve afectada por la presencia o ausencia de alguna de las demás alternativas, hemos aplicado el test de Hausmann y McFadden (1984), eliminando la alternativa A para el modelo restringido.

Para analizar si se verifica la propiedad de IIA y, por tanto, si es necesaria la aplicación de modelos menos restrictivos que el logit multinomial o condicional, se aplica el Test de Hausman y McFadden (1984). Este test parte de estimar el modelo con todas las alternativas y con un conjunto restringido de alternativas. El estadístico de prueba se define de la siguiente forma,

$$q = \left[b_u - b_r\right] inv\left[\Omega_r - \Omega_u\right]\left[b_u - b_r\right]$$

donde u y r corresponden al modelo completo y el restringido, respectivamente y Ω es la matriz de varianzas-covarianzas. Bajo la hipótesis nula de IIA, las diferencias entre los coeficientes de ambos modelos no serán estadísticamente significativas.

Los resultados del test nos indican que se rechaza la hipótesis IIA, con un estadístico de 20,45 frente a un valor crítico al 95% de 11,07. Es decir, no se cumple el supuesto de varianza constante y necesitamos considerar especificaciones menos restrictivas del modelo de elección. El Cuadro 1 muestra los resultados del test estimando el modelo restringido para las alternativas B y C.

Teniendo en cuenta los resultados del test de IIA, para nuestro análisis hemos aplicado el modelo logit multinomial (LMN) y dos modelos alternativos que relajan esta hipótesis, el modelo logit con parámetros aleatorios (LPA), y el logit heteroscedástico (LHT).

---

[17] El diseño del cuestionario se perfeccionó mediante la realización de grupos de enfoque. Estos grupos de enfoque tenían como objetivos fundamentales, además de la selección de atributos y niveles relevantes para el experimento de elección, la elección de la adecuada política de intervención y medio de pago, y la realización de pruebas de comprensión y aceptación del cuestionario. Así mismo, antes de aplicar los cuestionarios definitivos se realizaron encuestas de prueba.

[18] En experimentos de elección el tamaño muestral está determinado por el número de escenarios de elección y el número de alternativas en cada escenario. Bunch y Batsell (1989) demostraron que con 6 individuos por cada escenario se consiguen satisfacer las propiedades asintóticas para la inferencia basada en la máxima verosimilitud.

Cuadro 1. Test de Independencia de Alternativas Irrelevantes

Variables	Parámetros de utilidad	valor t
CAS	-0,6153* (0,1162)	-5,294
RIESGO	0,2664* (0,0537)	4,491
MOLESTIA	0,0311 (0,0522)	0,595
DURACION	0,2641* (0,0545)	4,839
COSTE	-0,00006* (0,00001)	-5,945
Log-verosimilitud	-2702,831	
Log-ver mod. elec..	-2889,35	
R^2 ajustado	0,06	
Elecciones	2739	
Test Hausmann IIA excluyendo opción A	Chi-cuadrado[5]* vs 20,4516	Pr (C > c) = 0,001028

Errores estándar entre paréntesis
CAS = constante alternativa-específica
**Chi-cuadrado[5]=11,0705*

El número de fallos frente a las pruebas de dominancia y de estabilidad de las preferencias, aparecen resumidos en el Cuadro 2. En él se observa la frecuencia y porcentaje de individuos inconsistentes frente a cada uno de los test y para ambos a la vez. Los resultados muestran que de los 183 individuos que eligen alguna de las alternativas (A o B) que implican algún cambio y, en consecuencia, un pago frente a la situación actual o la opción NS/NC (alternativas C y D), la mayoría, aproximadamente el 70%, no fallan la prueba de dominancia, y el 74% no fallan el test de repetición. Tan sólo 26 individuos, el 14% fallan ambas pruebas y se consideran, por tanto, sistemáticamente inconsistentes. Esto implica aproximadamente el 7,4% de toda la muestra. Esto se observa claramente en el Cuadro 3 que presenta una tabulación cruzada de ambas pruebas.

Las pruebas se acompañan del análisis paramétrico de la influencia de las respuestas inconsistentes en los resultados del modelo de elección[19]. Para ello se comparan los análisis de regresión obtenidos a partir de la muestra inicial completa con los obtenidos del análisis de la muestra restringida a individuos consistentes según cuatro supuestos: consistencia en base a dominancia, en base a repetición, consistencia débil y consistencia fuerte.

[19] No hemos encontrado relación alguna entre las respuestas inconsistentes y características socio-económicas de los individuos como nivel educativo, edad, etc.. Esto implica que los fallos de consistencia se distribuyen aleatoriamente en la muestra y es posible realizar una comparación entre submuestras sin riesgo de problemas de selección muestral

Cuadro 2. Resultados de las pruebas de consistencia

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

Cuadro 3. Relación entre las pruebas de dominancia y estabilidad

		Dominancia	
		Fallo	No fallo
Repetición	Fallo	26 (7,4) [14,21]	22 (6,28) [12,02]
	No Fallo	27 (7,71) [14,75]	108 (30,86) [59,02]

Nota: (% de la muestra) [% de los individuos que eligen alternativas A o B]

El test de razón de verosimilitud (Cuadro 4) permite rechazar la hipótesis nula de coeficientes idénticos entre las tres muestras, frente a cualquiera de los cuatro supuestos anteriores. Esto implica que las preferencias de los individuos consistentes son diferentes de los que fallan alguno o ambos test de consistencia. Por tanto, no es lícito utilizar aquellas respuestas que contradicen supuestos fundamentales de la elección, para extrapolar conclusiones sobre las preferencias de la población.

El resultado anterior se ve confirmado si comparamos las estimaciones de DMP obtenidas a partir de diferentes tratamientos de las respuestas inconsistentes con aquellas obtenidas para el modelo que incluía todas las observaciones. Los signos, el orden de magnitud y la significatividad de los coeficientes estimados de los atributos no varía respecto al modelo original que incluye las inconsistencias. Sin embargo, se comprueba que la DMP es menor si consideramos solamente individuos consistentes bajo cualquiera de los supuestos. Esto implica que los individuos inconsistentes tienen, en general, una disposición al pago mayor.

Es importante observar que la eliminación de los individuos inconsistentes de la muestra resulta en menores errores estándar, es decir, menor dispersión, para los estimadores de disposición marginal al pago para todos los atributos. Las inconsistencias presentes en la muestra inicial parecen estar generando valores extremos y, en consecuencia, disminuyendo la calidad de las estimaciones obtenidas. En consecuencia, la calidad de los resultados mejora si identificamos y eliminamos de la muestra aquellas respuestas inconsistentes que pueden estar aumentando innecesariamente la varianza de los estimadores finales y no proporcionan información válida sobre las preferencias.

Cuadro 4.Test de razón de verosimilitud para consistencia

		Elecc.	LMN	LPA	LHT
Log Ltotal		1464	-949,33	-949,28	-951,51
Test de dominancia	Log L_{consis}	1032	-611,07	-610,83	-611,94
	Log $L_{inconsis}$	432	-281,70	-281,61	-284,27
	ERV		113,12	113,68	110,6
Test de repetición	Log L_{consis}	1088	-682,27	-682,19	-682,13
	Log $L_{inconsis}$	376	-234,76	-234,69	-237,95
	ERV		64,6	32,39	31,43
Test de consistencia débil*	Log L_{consis}	1256	-796,22	-796,15	-796,88
	Log $L_{inconsis}$	208	-120,86	-120,79	-123,8
	ERV		32,25	32,34	30,83
Test de consistencia fuerte**	Log L_{consis}	861	-493,03	-493,02	-492,62
	Log $L_{inconsis}$	606	-320,86	-320,79	-323,8
	ERV		135,44	135,47	135,09

ERV=estadístico de razón de verosimilitud
Se excluyen los individuos que eligen la situación actual o bien NS/NC
P^2 [4][0.05]=9,4877 para LMN, P^2 [6][0.05]=12,5916 para LHT, P^2 [8][0.05]=15,5073 *para LPA.*
** Se eliminan sólo aquellos individuos que fallan los dos test de consistencia.*
*** Se eliminan aquellos individuos que fallan alguno de los test de consistencia.*

Hemos utilizado el supuesto de consistencia débil, eliminando de la muestra aquellas observaciones que violan a la vez los supuestos de monotonicidad y estabilidad de las preferencias y se ha realizado la estimación de los modelos excluyendo estas respuestas. El modelo se estima mediante una función de utilidad lineal en los parámetros y aditivamente separable, que permite estimar efectos principales. La constante específica para cada alternativa (CAS), toma valor 1 si el individuo elige alguna alternativa distinta de la situación actual y –1 en caso contrario (effects codes). En general, esta constante se suele interpretar como el efecto sobre la utilidad de otras alternativas que no son adecuadamente descritas por los atributos del modelo.

Además de los atributos, hemos introducido variables independientes que no varían entre alternativas de elección sino entre individuos y que deben ser incorporadas con formato de variables de interacción con una constante alternativa-específica[20]. Así, el coeficiente de estas interacciones nos indica como influye dicha variable en la probabilidad de elegir una alternativa distinta de la situación actual. Así, se han incluido las variables RENTAINF, INDSALUD, CRONICO, AGUDO, una variable que representa el grado de seguridad del individuo en su elección, INSEG, y otra que representa la opinión del encuestado sobre si los afectados se beneficiarán, en términos netos, de las medidas propuestas, BNETO. Además, todos los atributos y variables explicativas categóricas se

[20] Esto es así porque las variables socio-económicas son iguales para todos los conjuntos de elección, por tanto, si se introducen directamente generarían una matriz Hessiana singular, y sería imposible estimar su coeficiente.

codifican mediante *effects codes*, en lugar de cómo variables ficticias clásicas[21] [Adamowicz et al. (1994)]. Mediante esta técnica al nivel de partida de la variable se le asigna el valor –1.

Cuadro 5. DMP bajo diferentes supuestos de consistencia

	Atributos	LMN	LPA	LHT
DMP eliminando inconsistentes en base a dominancia	*RIESGO*	3879,72* (482,46)	3880,16* (467,83)	3679,06* (461,20)
	MOLESTIA	2964,94* (522,82)	2967,18* (521,56)	2957,87* (514,73)
	DURACIÓN	2798,78* (472,15)	2800,08* (441,09)	2665,39* (439,67)
DMP eliminando inconsistentes en base a repetición	*RIESGO*	3385,21* (545,52)	3384,23* (537,01)	3325,65* (510,37)
	MOLESTIA	3286,30* (624,90)	3288,01* (628,73)	3098,99* (5388,35)
	DURACIÓN	2279,98* (519,11)	2280,41* (505,55)	2176,82 (498,78
DMP eliminando inconsistentes en base a consistencia fuerte	*RIESGO*	3430,23* (445,29)	3429,76* (424,76)	3359,03* (450,25)
	MOLESTIA	2313,82* (480,19)	2312,82* (477,35)	2301,99* (471,22)
	DURACIÓN	2667,19 (439,08)	2668,02 (399,19)	2511,35* (398,55)
DMP eliminando inconsistentes en base a consistencia débil	*RIESGO*	3853,89* (569,07)	3854,44* (562,85)	3675,06* (528,29)
	MOLESTIA	3941,19* (659,15)	3941,12* (658,15)	3800,72* (630,80)
DMP sin eliminar ninguna respuesta	*RIESGO*	4683,39* (820,13)	4683,29* (814,46)	4991,98* (847,10)
	DURACIÓN	4551,56* (873,85)	4550,36* (866,83)	3697,18* (825,73)
	MOLESTIAS	5177,39* (949,05)	5175,77* (932,36)	6019,61* (1032,39)

Estimación sólo con atributos e sólo para aquellos individuos enfrentados a las pruebas de consistencia
*Errores estándar entre paréntesis.*p<0,01; **p<0,05;***p<0,10*

El Cuadro 6 presenta las variables explicativas distintas de los atributos que se han utilizado en las estimaciones de los modelos.

[21] La convención en experimentos de elección es utilizar este tipo de codificación frente a la 1-0 clásica porque ésta confunde las CAS con los efectos de interés, mientras los effects codes ortogonalizan los efectos de los atributos frente a la CAS. En general, se considera que las propiedades de la estimación mejoran con este sistema, principalmente en caso de muestras pequeñas [Adamowicz et al. (1994)].

Cuadro 6. Variables socio-económicas

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

(*)*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.*

El Cuadro 7 muestra los resultados de esta estimación. El número de observaciones final es 2531, de las 2808 iniciales, debido a que se han eliminado, además de las inconsistencias, las no respuestas o valores perdidos para la variable de elección y las explicativas. Los resultados proporcionados por los tres modelos son similares en términos de la significatividad, magnitud y signos de los coeficientes. En el modelo LPA, se han considerado como parámetro aleatorios en la función de utilidad los asociados a los atributos de elección. Para este modelo, el Cuadro 7 presenta los estimadores de la desviación estándar de las distribuciones de los parámetros, que identifican posibles causas de heterogeneidad que pueden variar entre individuos y alternativas. Estos estimadores resultan ser no significativos[22]. En el modelo LHT se observa que tanto los parámetros de escala como las desviaciones estándar de los parámetros aleatorios no observados son diferentes, aunque no significativamente. Es por ello que los resultados de los tres modelos no difieren significativamente.

En el Cuadro 7 se observa que los atributos seleccionados influyen significativamente en las elecciones realizadas por los individuos (afectan las probabilidades de elección) y, por lo tanto, deben ser considerados importantes y significativos para las decisiones sobre control de contaminación con efectos sobre la salud. Los signos positivos de los coeficientes estimados son consistentes con las expectativas *a priori*, lo que respalda la validez teórica de la experiencia, pues a mayores disminuciones en el riesgo, molestias y duración de los síntomas, mayor utilidad deriva el individuo. Razonablemente, el atributo coste muestra signo negativo y significativo.

[22] Para 100 replicaciones [Revelt y Train (1998)].

Los coeficientes estimados que acompañan a las variables explicativas distintas de los atributos representan el efecto de estas variables sobre la probabilidad de elegir una alternativa de intervención frente al *status quo*. En este caso, las probabilidades de elección están correlacionadas significativamente con ciertas características individuales de tipo socio-económico, actitudes hacia la salud y la contaminación, y experiencias con enfermedad. Así, a menor renta familiar, menor es la probabilidad de elegir una alternativa de intervención. Se ha definido un índice de comportamientos con impactos positivos sobre la salud, englobados en la variable INDSALUD. Este tipo de comportamientos muestran un efecto positivo y significativo en la decisión del individuo de pagar por políticas de control de contaminación.También las experiencias con síntomas respiratorios leves en los últimos tres meses influyen positivamente en la disposición al pago por políticas que mejoren la calidad del entorno y, en consecuencia, su salud, aunque si el individuo es un enfermo crónico su disposición a elegir una alternativa de intervención es menor. Finalmente, la seguridad que los individuos muestran en sus elecciones influye en sus respuestas, y si consideran que la población obtiene beneficios netos de las medidas propuestas, están más dispuestos a favorecer estas medidas.

Los estimadores de los coeficientes de los atributos pueden interpretarse como la desutilidad marginal asociada a un cambio en una unidad del atributo en cuestión. En consecuencia, la disposición a pagar por cambios en el riesgo de presentar enfermedades respiratorias es equivalente a la tasa marginal de sustitución entre este atributo y el coste de la política. En nuestro caso este coeficiente es muy significativo, de lo que se deduce que los individuos son sensibles a los cambios en el riesgo propuestos.En el Cuadro 7 se observan las disposiciones marginales a pagar por cambios en cada atributo. Los resultados de los tres modelos respecto a la DMP no son significativamente diferentes, pues los intervalos de confianza se solapan en todos los casos.

Se confirman además los resultados obtenidos en el análisis de consistencia pues la significatividad de los coeficientes estimados aumenta respecto al mismo modelo que incluye inconsistencias[23]. También aumenta la bondad del ajuste de los modelos (R^2 ajustado), del 10% al 14%, y el porcentaje de predicciones correctas (de 41% a 44%). Finalmente, los estimadores de DMP obtenidos en este modelo son más conservadores y menor su dispersión. En consecuencia, la eliminación de los individuos inconsistentes mejora la calidad de los resultados.

Estos resultados tienen importantes implicaciones para la aplicación de métodos de preferencias declaradas, en general, y de experimentos de elección, en particular, pues muy pocos estudios hasta el momento incorporan este tipo de pruebas para detectar y aplicar el adecuado tratamiento a las respuestas problemáticas.

[23] Los resultados del modelo completo incluyendo incosistencias no se han incluído por falta de espacio. Sin embargo, estos resultados están disponibles previa petición a los autores.

Cuadro 7. Resultados de la estimación para Jinamar exigiendo consistencia

		LMN		LPA		LHT	
	Variables	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	*CAE*	-1,7023* (0,1674)	-10,167	–1,7025* (0,1536)	–11,081	-2,1680* (0,7851)	-2,761
Atributos	*RIESGO*	0,2436* (0,0322)	7,599	0,2437* (0,0331)	7,347	0,2990* (0,0995)	3,004
	MOLESTIA	0,1758* (0,0360)	4,879	0,1759* (0,0365)	4,817	0,2106* (0,0801)	2,627
	DURACIÓN	0,2218* (0,0335)	6,610	0,2218* (0,0341)	7,347	0,2917* (0,1111)	2,625
	COSTE	-0,00006* (0,000006)	-9,494	-0,00006* (0,000006)	-9,463	-0,00007* (0,00002)	-2,915
Variables socio-económicas	*RENTAINF*CAE*	-0,2639* (0,0444)	-5,942	-0,2638* (0,0457)	–5,766	-0,3200* (0,0943)	-3,393
	*INSEG*CAE*	0,3923* (0,0715)	5,487	0,3925* (0,0695)	5,643	0,4447* (0,1304)	3,409
	*BNETO*CAE*	0,4387* (0,0434)	10,097	0,4388* (0,0431)	10,158	0,5033* (0,1254)	4,012
	*INDEPEND*CAE*	-0,6772* (0,1028)	-6,583	-0,6776* (0,956)	-7,085	-0,7843* (0,2474)	-3,170
	*AGUDO*CAE*	0,4472* (0,0577)	7,739	0,4473* (0,0561)	7,963	0,5224* (0,1496)	3,491
	*INDSALUD*CAE*	0,1211* (0,0,195)	6,194	0,1211* (0,0200)	6,055	0,1402* (0,0387)	3,623
Desviaciones estándar para las distrib. de parámetros	*sRIESGO*	-		0,0108 (0,0209)	0,517	-	
	sMOLESTIA	-		0,0048 (0,0344)	0,142	-	
	sDURACIÓN	-		0,0106 (0,0251)	0,426	-	
	sCOSTE	-		0,0000002 (0,000003)	0,058	-	
Parámetros de escala para distrib. VEH	*sA*	-		-		0,7862* (0,2772)	2,836
	sB	-		-		0,7656* (0,2698)	2,838
Desviaciones estándar para la distribución VEH	*sA*	-		-		1,0084* (03556)	2,836
	sB	-		-		0,9820* (0,3460)	2,838
Estadísticos	Log-ver.	-2385,72		-2385,48		-2385,66	
	Log-ver. restric.	-2780,59		-2780,59		-2780,59	
	R^2 ajustado	0,1401		0,1395		0,1398	
	% Predic. correctas	43,90		43,90		43,90	
	Nº elecciones	2531		2531		2531	
DMP	*RIESGO*	3824,34* (560,23)		3823,78* (568,75)		3775,24* (575,13)	
	MOLESTIA	2759,90* (596,00)		2760,40* (594,92)		2659,18* (592,26)	
	DURACIÓN	3481,39* (586,34)		3479,43* (592,28)		3683,19* (621,42)	

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

V. Conclusiones

La aplicación de experimentos de elección a la valoración de cambios ambientales con impactos sobre la salud es un área con mútiples cuestiones aún por explorar. La experiencia descrita en el presente capítulo demuestra que la técnica es adecuada para abordar bienes complejos, con los que los individuos no poseen experiencia previa de valoración, pues el formato de elección facilita la tarea de los individuos debido a su semejanza con decisiones habituales en el mercado, que implican elegir entre diferentes alternativas definidas en términos de sus características y precios.

El esfuerzo preliminar en el diseño de las alternativas propuestas y en la comunicación de los atributos y niveles que las conforman, parece ser esencial para el éxito de la experiencia. En nuestro caso, las ayudas visuales presentadas para facilitar la comprensión de las elecciones, especialmente para la comunicación del riesgo, parecen haber minimizado el posible sesgo de fatiga que parece estar presente en otras experiencias. Si el individuo comprende rápidamente las alternativas a las que se enfrenta, sin necesidad de complicadas explicaciones, la introspección sobre sus preferencias se realiza de forma más rápida y eficiente.

Los resultados obtenidos demuestran la significatividad de las tres características o atributos del estado de salud seleccionados. Asimismo, determinadas variables individuales relacionadas con la renta, las experiencias de enfermedad previas y las conductas y hábitos diarios con efectos sobre la salud inflluyen significativamente en la elección de alguna alternativa de intervención por parte de los individuos. Las elecciones de los individuos están influídas también por el grado de seguridad que muestran en la respuesta y por sus expectativas sobre si la medida proporcionará beneficios netos a la población afectada, es decir, si los efectos sobre la salud compensan los costes de su implantación. Además, el signo de los coeficientes, tanto de los atributos de la elección como del resto de las variables explicativas concuerda con las expectativas a priori, lo que constituye una prueba de la validez teórica del experimento.

Mediante un análisis de sensibilidad a la omisión de observaciones inconsistentes de los estimadores obtenidos, se demuestra que la presencia de inconsistencias influye significativamente en las estimaciones de valor y su precisión. En definitiva, si las preferencias declaradas de ciertos individuos violan principios teóricos fundamentales, no se les pueden imputar medidas de bienestar válidas. Los resultados indican que es necesario diseñar experimentos que permitan realizar pruebas de axiomas fundamentales de la teoría del consumidor para identificar aquellos individuos cuyas respuestas violen estos axiomas pues los sesgos introducidos al incluir estas respuestas pueden influir en las posibles recomendaciones finales relacionadas con las políticas de intervención.

En definitiva, los experimentos de elección son adecuados para estimar los beneficios para la población de cambios en la salud relacionados con la aplicación de medidas de control de

contaminación pues nos permiten conocer las dimensiones de la enfermedad más relevantes para los individuos, es decir, los factores que explican su disposición a pagar por los cambios propuestos, evitando los problemas asociados a la valoración monetaria explícita, siempre polémica, de la salud.

VI. Referencias Bibliográficas

Adamowicz, W., Louviere, J., y Williams, M., (1994). "Combining Stated and Revealed Preference Methods for Valuing Environmental Amenities". Journal of Environmental Economics and Management, 26, 217-292.

Adamowicz, W., y Boxall, P., y Louviere, J., (1995). "Stated Preference Approaches for Measuring Passive Use Values: Choice Experiments versus Contingent Valuation". Staff Paper 95-03, Department of Rural Economy, University of Alberta, Canada.

Adamowicz, W., Louviere, J., y Swait, J., (1998). "Introduction to Attribute-Based Stated Choice Methods". Final Report to Resource Valuation Branch, Damage Assessment Center, NOAA - National Oceanic and Atmospheric Administration, US Department of Commerce.

Barahona Martín, M., (1986). Estudio Socio-Demográfico del Núcleo de Población de Jinamar (Las Palmas de Gran Canaria). Informe a la Dirección General de Bienestar Social, Consejería de Trabajo, Sanidad y Seguridad Social de Canarias.

Bath, C., (1995). "A Heteroskedastic Extreme Value Model of Intercity Travel Mode Choice". Transportation Research B, 29, 471-483.

Bath, C., (1997). "An Endogenous Segmentation Mode Choice Model with an Application to Intercity Travel". Transportation Science, 31(1), 34-48.

Ben-Akiva, M., y Lerman, S.R., (1985). Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand. The MIT Press, Cambridge.

Boxall, P.C., Adamowicz, W.L., Swait, M., Williams, M., and Louviere, J., (1996). "A Comparison of Stated Preference Methods for Environmental Valuation".\ Ecological Economics, 18 (3), 243-253.

Brazell, J.D., y Louviere, J.J. (1998). “Length Effects in Conjoint Experiments and Surveys: an Explanation Based on Cumulative Cognitive Burden”, unpublished working paper, Department of Marketing, School of Business, Faculty of Economics and Business, University of Sidney, New South Wales.

Bunch, D.S., y Batsell, R.R. (1989). “A Monte-Carlo Comparison of Estimators for the Multinomial Logit Model”. Journal of Marketing Research 26, 56-68.

CIEMAT, (1997). ExternE National Implementation. Spain. Report to the European Commission, in the framework of the Non Nuclear Energy Programme, JOULE III.

Geweke, W.H., Keane, M., y Runkle, D., (1994). "Alternative Computational Approaches to Indiference in the Multinomial Probit Model". Review of Economics and Statistics 76(4), 609-632.

Hanemann, W.M., (1984). "Welfare Evaluations in Contingent Valuation\ Experiments with Discrete Responses". American Journal of Agricultural Economics, 66, 332-341.

Hanley, N., MacMillan, D., Wright, R.E., Bullock, C., Simpson, I, Parsisson, D., y Cabtree, B., (1998). “Contingent Valuation versus Choice Experiments: Estimating the Benefits of Environmentally Sensitive Areas in Scotland”. Journal of Agricultural Economics, 49(1), 413-428.

Hanley, N., Wright, R.E., y Adamowicz, V., (1998b). "Using Choice Experiments to Value the Environment: Design Issues, Current Experience and Future Prospects". Environmental and Resource Economics 11, 1-16.

Hausmann, J.A., y McFadden, D., (1984). "Specification Tests for the Multinomial Logit Model". Econometrica, 52, 1219-240.

Hensher, D.A., (1994). "Stated Preference Analysis of Travel Choices: the State of Practice". Transportation, 21(2), 107-133.

Hensher, D.A., (1998). “A Comparison of Elasticities Derived from Multinomial Logit, Nested Logit and Heteroscedastic Extreme Value SP-RP Discrete Choice Models”. Paper presented at the 8th World Conference on Transport Research, Antwerp, July.

Huber, J., y Zwerina, K., (1996). "The Importance of Utility Balance in Efficient Choice Designs". Journal of Marketing Research, 33, 307-317.

Johnson, F.R., y Desvousges, (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.

Johnson, F.R., Desvousges, W. H., Ruby, M.C., Stieb, D., y De Civita, P., (1998). "Eliciting Stated Preferences: An Application to Willingness to Pay for Longevity". Medical Decision Making, 18, Suppl. S-57-S67.

Johnson, F.R., Mathews, K., Bingham, M.F., (2000). "Evaluating Welfare-Theoretic Consistency in Multiple-Response, Stated-Preference Surveys", Triangle Economic Research Working Paper, T-0003.

Lancaster, K., (1966). "A New Approach to Consumer Theory". Journal of Political Economy, 74, 132-157.

Louviere, J.J., Hensher, D.A., y Swait, J, (2000). Stated Preference Methods. Analysis and Application. Cambridge University Press.

Luce, R.D., y Tukey, J.W., (1964). Simultaneous Conjoint Measurement: A New Type of Fundamental Measurement. Journal of Mathematical Psycology, 1, 1-27.

McFadden, D., (1974). Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour. En P. Zarembka (Ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York, Academic Press.

McFadeen, D., (1984). "Economtric Analysis of Qualitative Response Models". En Handbook of Econometrics II, Griliches, Z., e Intriligator, M.D., Eds., Elsevier Science, Amsterdam.

McFadden, D., y Train, K., (1996). "Mixel MNL\ Models for Discrete Response". Department of Economics, University of California at Berkeley.

Opaluch, J.J., Swallow, S.K., Weaver, T., Wessells, C.W., y Wichelns, D., (1993). “Evaluating Impacts from Noxious Facilities: Including Public Preferences in Current Siting Mechanisms”, Journal of Environmental Economics and Management, 24, 41-59.

Pearmain, D., Swanson, J., Kroes, E., y Bradley, M., (1991). Stated Preference Techniques. A Guide to Practice. Steer Davies Gleave y Hague Consulting Group, Londres.

Pinilla, J. (1995). Valoración Económica de la Calidad Atmosférica de los Municipios de Telde y Las Palmas. Proyecto de fin de Carrera de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria.

Revelt, D., y Train, K., (1998). "Incentives for Appliance Efficiency in a Competitive Energy Environment: Random Parameters Logit Models for Housholds' Choices". Review of Economics and Statistics, 80 (4), 647-657.

Slovic, P., y Liechtenstein, (1971). “Comparison of Bayesian and Regression Approaches to the Study of Information Processing in Judgment”. Organizational Behavior and Human Performance, 6, 649-744.

Swait, J., y Adamowicz, W., (1996). "The Effect of Choice Environment and Task Demands on Consumer Behabiour: Discriminating between Contribution and Confusion". Department of Rural Economy, Staff Paper 96-09, University of Alberta, Alberta, Canada.

Thurstone, L.L., (1927). A Law of Competitive Judgement. Psychological Review, 4, 273-286.

Viscusi, W.K., Magat, W., y Huber, J., (1991). "Pricing Environmental Health Risks: A Survey Assessment of Risk-Risk and Risk-Dollar Trade-offs for Chronic Bronquitis". Journal of Environmental Economics and Management 21, 32-51.