

**VALORACIÓN ECONÓMICA DE UN PROGRAMA PARA
LA ASISTENCIA DEL ENFERMO DE ALZHEIMER**

Carmelo J. León ^(*), Miguel A. Negrín y Jaime Pinilla

^(*) Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

Facultad de Económicas y Empresariales

Modulo D-3.16

35017 Las Palmas de Gran Canaria

Carmelo@empresariales.ulpgc.es

Tel: 928 45 28 10 Fax: 928 45 18 29

VALORACIÓN ECONÓMICA DE UN PROGRAMA PARA LA ASISTENCIA DEL ENFERMO DE ALZHEIMER

Resumen

En este trabajo se comparan diversos métodos de preferencias declaradas y modelos econométricos para evaluar los beneficios relativos de políticas alternativas para mejorar la atención del paciente de Alzheimer. Los resultados muestran que los valores relativos de las distintas políticas difieren según el método de elicitación de las preferencias. El método dicotómico de elección discreta no permite reflejar las preferencias por todas las políticas relevantes. La incorporación de alternativas adicionales en el proceso de elección proporciona más información acerca de las preferencias individuales, mejorando los resultados. Los modelos econométricos de parámetros aleatorios y el modelo bayesiano mejoran el ajuste de los datos para todos los métodos de elicitación. Sin embargo, el método de estimación bayesiano logra una mejor representación de la heterogeneidad en la muestra, lo que permite contrarrestar la falta de información de los métodos más sencillos.

Palabras clave: Alzheimer, Elección discreta, métodos bayesianos, parámetros aleatorios.

1. Introducción

La enfermedad de Alzheimer, y otras demencias en general, constituyen uno de los problemas de salud que provocan un mayor impacto en la calidad de vida de las personas de edad avanzada, si bien su aparición no se limita exclusivamente a estos grupos de edad. La posibilidad de aparición del Alzheimer aumenta con la edad, doblándose cada cinco años a partir de los 60 años. El estudio para una muestra de países de Hebert et al. (1995) muestra que la prevelancia se incrementa desde el 3% en la edad de 65 años hasta el 45% después de los 85 años. Datos más recientes revelan que para todos los tipos de demencia, la prevalencia se sitúa en torno al 5%-6%, y para la demencia primaria tipo Alzheimer los valores son del 4%-5% (OMS, 2001).

Debido su alta aparición entre los grupos de edad avanzada, y teniendo en cuenta el aumento continuado de la esperanza de vida en las sociedades desarrolladas, es de esperar que estas demencias constituyan una de los principales problemas sociosanitarios de cara al futuro, lo que obligará a la sociedad y a los responsables gubernamentales a planificar adecuadamente los recursos de los servicios sanitarios y sociales.

En las sociedades actuales, los recursos disponibles para el tratamiento sanitario y asistencial del paciente con deterioro cognitivo no son suficientes para satisfacer la demanda que se está generando. Es previsible que este problema de insuficiencia de la oferta de atención sanitaria se agravará en los próximos años debido al crecimiento del número de afectados. La dedicación de recursos a satisfacer estas necesidades debe ser guiada por el criterio de eficiencia económica, de modo que se proporcione la calidad de vida óptima que la sociedad demanda para estos pacientes.

El objetivo de este trabajo es estimar los beneficios económicos que se generarían en la población a partir de un programa de políticas destinadas a mejorar la asistencia sanitaria del paciente de Alzheimer. Esta enfermedad representa el 70% de todos los casos de demencias en la población (Geldmacher y Whitehouse (1996)). En los Estados Unidos constituye una de las enfermedades que más recursos económicos consume, sólo detrás de las enfermedades de corazón y del cáncer (Schumock (1998) Meek et al. (1998)). La evaluación económica se centra en las medidas de política que mejorarían la calidad de vida de los pacientes y de las personas de su entorno familiar, y

se concretan en la implantación de servicios de atención en el hogar del enfermo por personal especializado, la atención en centros de día y la atención en centros de media y larga estancia.

La metodología utilizada para evaluar los beneficios relativos de las distintas políticas para el paciente de Alzheimer consiste en las técnicas de preferencias declaradas, las cuales se han venido aplicado con relativo éxito a la evaluación de la salud y de los programas sociosanitarios (Ryan and Hughes (1997), San Miguel et al. (1999), Ryan and Bate (2001) and Carlsson and Martinsson (2002)). Estos métodos tienen su origen en psicología matemática y estadística (Luce y Tukey (1964)), y se han utilizado intensamente en la investigación de mercados y en el marketing (Louviere (1994), Adamowicz et al. (1997)), así como en la economía del transporte (Hensher (1994)) con la finalidad de la predicción de la demanda y la estimación del valor del tiempo de viaje.

Las aplicación de estos métodos a la evaluación de programas para la atención de la demencia senil son muy escasas, encontrándose tan solo el estudio de valoración contingente de Bonato et al. (2001). En el presente trabajo se utiliza el método de los experimentos de elección, que constituyen una generalización del método de valoración contingente. El método de elección presenta la ventaja de que permite valorar varios atributos de una política, o varias políticas, de forma simultánea. De hecho, el método dicotómico de valoración contingente (Hanemann (1984)) constituye el experimento de elección más sencillo posible, en el cual sólo existen dos atributos, uno con dos niveles (con política y sin política) y otro con varios niveles (el precio).

En este trabajo se compara el método de valoración contingente en su versión de valoración de múltiples atributos con el método de elección discreta, considerando diversos niveles de complejidad en el formato de la pregunta de elección. Por otra parte, también se utiliza un método de estimación bayesiano que permite la obtención de parámetros individuales a través de la muestra, con lo cual se proporciona una mejor representación de la heterogeneidad no observable con otros modelos más tradicionales. Los resultados de este modelo bayesiano se comparan con el modelo logit mixto.

La organización del trabajo es la siguiente. En la sección 2 se presenta la formulación de los modelos econométricos utilizados para la estimación de los beneficios económicos a

partir de los datos de preferencias declaradas. La sección 3 describe brevemente el trabajo de campo para la obtención de los datos, así como la muestra estudiada. En la siguiente sección se presentarán los resultados obtenidos finalizando con las conclusiones y líneas futuras de investigación.

2. Modelo de elección discreta

Suponemos que existe una función de utilidad que representa el nivel de satisfacción que percibe una persona por el consumo de un bien, y que este valor de utilidad se deriva de los servicios asociados a éste, los que en particular se pueden describir por una serie de atributos.

Se plantea una estructura general de utilidad aditiva. Esta considera un individuo n , $n=1, \dots, N$ donde N es el tamaño de la población; que enfrenta una alternativa i , $i=1, \dots, J_n$ donde J_n es el número de alternativas disponibles para el individuo n ; en la situación de elección t , $t=1, \dots, T$ donde T es el número de situaciones de elección consideradas por el modelo. Este modelo tiene la forma:

$$U_{int} = X_{int}\beta_n + \varepsilon_{int} \quad (1)$$

donde X_{int} es el vector de atributos observables que describen la alternativa i , y que varía sobre individuos y situaciones de elección; el vector de parámetros β_n corresponde a la utilidad marginal que el individuo n asocia a los atributos de cada alternativa.

Los parámetros β varían de persona en persona representando las diferencias de gustos entre individuos. Esta diferencia se representa en el modelo asignando a cada parámetro una distribución de probabilidad sobre la población, que puede ser Normal, Log-normal, etc.

Las disposiciones a pagar por disminuciones unitarias en la cantidad de algún atributo considerado en la función de utilidad indirecta, se calcula como la tasa marginal de sustitución entre las cantidades expresadas por el atributo en cuestión, y las variaciones en el ingreso de compensan estas disminuciones de tal manera de mantener constante el

nivel de utilidad. La tasa marginal de sustitución entre dos bienes se expresa por la razón entre las utilidades marginales percibidas por cada uno.

En la expresión (1), las utilidades marginales percibidas por un individuo n se encuentran representadas por los parámetros β_n . Siendo β^a la utilidad marginal al atributo a y β^c la utilidad marginal al atributo de costo c , la tasa marginal de sustitución calculada como $(\beta^a / \beta^c)_n$ representa la cantidad monetaria que la persona n está dispuesta a entregar (o dejar de percibir) por variaciones marginales en el atributo a .

El término ε_{int} corresponde a un factor de perturbaciones aleatorias que intenta recoger la variación en las expresiones de utilidad debida a efectos no explicados por los atributos incluidos.

Si se supone que la componente de error ε_{int} se distribuye según una función Gumbel independiente e idénticamente distribuida (iid), y que los parámetros β_n son fijos ($\beta_n = \beta, \forall n = 1, \dots, N$), entonces la probabilidad de elegir la alternativa i toma la forma de un modelo logit simple (Domeneich y McFadden, 1975).

Por el contrario, si se suponen los componentes de error ε_{int} de las J alternativas de elección se distribuyen según una Normal Multivariante con media cero y una matriz de covarianza arbitraria, entonces la probabilidad de elección de la alternativa i toma la forma de un modelo probit multinomial (Daganzo, 1979)

- Modelo Logit Mixto.

Una versión más general del modelo conocida como logit mixto, logit con componentes de error o Kernel logit, es explicada usando la especificación presentada en Ben-Akiva *et al.* (2001), introducida por McFadden (1984):

$$U_{nt} = X_{nt}\beta + F_{nt}T\zeta_{nt} + \varepsilon_{nt} \quad (2)$$

$$\text{cov}(U_{nt}) = F_{nt}TT'F_{nt}' + (g / \mu^2)I_{Jn} \quad (3)$$

donde,

F_{nt} es una matriz de factores que puede incluir parámetros fijos y/o desconocidos

T es una matriz triangular inferior tal que $TT' = \text{cov}(T\zeta_{nt})$

ζ_{nt} es un vector de variables aleatorias con media cero y varianza unitaria

ε_{nt} es un vector de variables aleatorias iid Gumbel con parámetro de escala $\mu > 0$ y varianza g/μ^2 , donde g es la varianza de la distribución Gumbel estándar. Si se especifica este término como variable Normal, se construye el modelo probit.

La especificación de F_{nt} da lugar a las distintas versiones que el modelo permite. La mayoría de sus aplicaciones se han desarrollado en el área de los parámetros aleatorios, esto es, cuando se permite que los parámetros β_n no sean fijos, sino que tengan una distribución determinada variando sobre la población (Train, 1998; Goett *et al.*, 2000; Mehndiratta y Hansen, 1997; Revelt y Train, 1998).

Los avances más recientes en metodologías de estimación del modelo han permitido la obtención de los parámetros de gusto β_n a nivel individual (Huber y Train, 2001; Revelt y Train, 1999).

La flexibilidad de este modelo para representar tan distintas especificaciones se apoya en McFadden y Train (2000) que demuestran que cualquier modelo de utilidad aleatoria consistente con el principio de maximización de la utilidad puede ser aproximado por una especificación logit mixto.

La estructura generalizada del modelo de utilidad aleatoria (2) se presentará en una forma más concisa:

$$U_{njt} = \beta_n X_{njt} + \omega_{njt} \quad (4)$$

donde $\omega_{njt} = F_{njt} T\zeta_{njt} + \varepsilon_{njt}$.

La terminología de parámetros aleatorios proviene de la forma en que la heterogeneidad en los gustos de la población ha sido tratada en la literatura, para permitir su estimación (Train, 1998; Revelt y Train, 1999). Partiendo de la especificación tradicional del modelo logit multinomial (MNL), es posible plantear que los parámetros aleatorios no

son fijos sobre la población, sino que en cambio son variables aleatorias que siguen una cierta distribución de frecuencias sobre la población. De este forma, el modelo de utilidad aleatoria (4) se puede escribir como:

$$U_{njt} = X_{njt} \beta_n + \omega_{njt} \quad \rightarrow \quad \beta_n \sim f(b_n, \Sigma_n) \quad (5)$$

donde b es el vector de medias poblacionales de los parámetros del modelo, y Σ es la matriz de covarianza de éstos sobre la población.

En este trabajo se presentan dos procedimientos de estimación para el modelo logia mixto (ML). El método clásico basa su estimación en el método de máxima verosimilitud simulada (Bhat, 2001; Train, 2002).

Como segundo método de estimación se propone el método Bayesiano. El desarrollo reciente de este método se basa en artículos de Allenby y Ginter (1995) y Lenk *et al.* (1996). El uso de técnicas bayesianas para estimar modelos de elección discreta es relativamente escasa (Train, 2001).

Siguiendo el parámetro Bayesiano, los parámetros a estimar son considerados variables aleatorias y el analista tiene información *a priori* de la distribución que éstas siguen. Estas distribuciones constituyen el grado de certeza que se tiene sobre el valor real de los parámetros y puede variar desde estimaciones anteriores, hasta un conocimiento nulo que es comúnmente denominado como “desinformación inicial”.

El método consiste en combinar esta información a priori con los datos extraídos de la encuesta, a fin de incorporar la nueva información, y obtener una distribución de probabilidad a posteriori.

La actualización Bayesiana se basa en el teorema de las probabilidades condicionadas de Bayes:

$$P(\beta, y) = \frac{P(y | \beta) \cdot P(\beta)}{\int P(y | \beta) \cdot P(\beta) d\beta} \propto P(y | \beta) \cdot P(\beta) \quad (6)$$

donde,

$P(\beta)$ es conocida como la distribución a priori y describe el conocimiento que se tiene de los parámetros antes de conocer los datos.

$P(y | \beta)$ es la verosimilitud de los datos; esto es, la probabilidad de observar la elección y dados valores de β .

$P(\beta | y)$ es conocida como la probabilidad a posteriori, y corresponde a la distribución condicional de los parámetros β del modelo, dado los datos.

Bajo el supuesto de independencia entre los diferentes β_n , el modelo de distribuciones a priori propuesto asigna distribución normal para la media de cada parámetro b_n y distribución gamma para la precisión Σ_n . Si permitimos que exista una cierta correlación entre dichos parámetros propondremos una distribución normal multivariante para el vector $b = (b_1, \dots, b_N)$, y distribución Wishart para la inversa de la

matriz de varianzas-covarianzas $\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_1 & \cdots & \Sigma_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma_{1N} & \cdots & \Sigma_N \end{pmatrix}$.

La expresión analítica de la distribución a posteriori mostrada en la expresión (6) para los parámetros de interés del modelo no posee sigue la estructura de ninguna distribución conocida, lo que dificulta enormemente en cálculo de sus momentos a posteriori. Esta barrera computacional ha supuesto uno de los principales obstáculos al desarrollo del análisis Bayesiano, que durante años se ha visto limitado al estudio de modelos conjugados, en el que la distribución a posteriori es tratable analíticamente.

Recientemente, los importantes avances realizados en las técnicas de simulación Markov Chain Monte Carlo (MCMC) han permitido la simulación de dicha distribución a posteriori. En el marco de los modelos de simulación MCMC, el desarrollo de técnicas de simulación como el muestreo de Gibbs o el algoritmo de Metropolis-Hastings (Gilks *et al.*, 1996) permiten la simulación de la distribución a posteriori en un amplio número de casos. El desarrollo del software necesario para dicha simulación, WinBUGS, hace posible el abordaje de numerosos problemas que no poseen solución de forma analítica.

3. Diseño del trabajo empírico

El ejercicio de preferencias declaradas pretende conocer la demanda social y los beneficios económicos esperados, en términos de excedente del consumidor, por una serie de recursos sociosanitarios dedicados al enfermo mayor con deterioro cognitivo. El trabajo de campo se llevó a cabo en el año 2001 en la isla de Gran Canaria a una muestra aleatoria de 600 individuos de la población general mayores de 18 años. Se utilizó un equipo de 8 encuestadores profesionales previamente entrenados en las especificidades de los cuestionarios de preferencias declaradas. Se realizó un estudio pre-test que permitió comprobar la validez de los instrumentos utilizados para obtener las preferencias de la sociedad por las políticas destinadas a los pacientes de Alzheimer, cuya prevalencia se sitúa fundamentalmente en la edad avanzada.

El diseño del cuestionario contiene una sección donde se presentan los diversos atributos de política y se definen los elementos del mercado construido, como el medio de pago, la información acerca de las políticas y de la enfermedad, y la forma en que iba a proveerse las medidas asistenciales. Se establece que las políticas propuestas tienen un coste importante para la sociedad por lo que el llevar a cabo políticas que aumenten o faciliten este tipo de recursos dependerá de lo que la sociedad, o sea todos, sea capaz de pagar por estos servicios.

En cuanto a la concreción de las políticas y su definición cuantitativa, se definen tres recursos cuya oferta podrá variar, variando asimismo sus costes. Estos tres recursos son la atención en casa, los centros de día y los centros de media y larga estancia. La atención en casa consistiría en un servicio de atención al enfermo a domicilio por parte de personal especializado para realizar trabajos de estimulación durante una serie de horas al día. Estas horas pueden variar entre 3, 6 y 9 horas.

Los centros de día vendrían medidos a través de la facilidad del enfermo a la hora de obtener plazas en dichos centros de forma sencilla. Hemos contemplado tres posibilidades, que el 100% de los enfermos mayores que quieran plaza en los centros de día las tengan, que sólo la tengan el 70% o que la tenga el 50%. En cualquier caso se tratarían de centros de día en el que los ancianos desarrollasen actividades sociales y de estimulación por personal especializado al respecto.

El último de los recursos considerados son los centros de media y larga estancia, entre los que incluimos las camas de respiro. Las plazas que poseamos pueden ser capaces de satisfacer al 100% de los enfermos que soliciten la entrada en este centro, o sólo el 50% o únicamente el 20%.

Con el fin de comprobar la sensibilidad de los resultados al grado de complejidad del experimento de elección, se plantean tres ejercicios alternativos. En el primer ejercicio, que llamaremos A se le presenta al encuestado una combinación de atención en casa, utilización de centros de día, centros de media y larga estancia y un cierto coste. El encuestado debía elegir entre esta combinación o continuar la situación actual (dos alternativas). En modelo B el encuestado debía elegir entre dos combinaciones o continuar la situación actual (tres alternativas). Por último, en el modelo C se debía seleccionar entre tres combinaciones o continuar con la situación actual. En los tres casos al encuestado se le planteaban cinco tarjetas con diferentes combinaciones con objeto de recoger un número amplio de combinaciones. Se selecciono una muestra total de 602 individuos, a 200 de ellos se le fue realizado el cuestionario dicotómico o binario, 202 el cuestionario de dos elecciones alternativas y 200 el cuestionario de tres elecciones alternativas.

4. Resultados

La principal dificultad del modelo logit multinomial es que está sujeto a la hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes, según la cual el ratio de probabilidades entre dos alternativas es independiente de la incorporación de una tercera alternativa. Para probar esta hipótesis se puede realizar el test de Hausman y McFadden, estimando el modelo sin una de las alternativas, por ejemplo la alternativa A, y comparando el resultado con el modelo no restringido. Los resultados del test para el modelo restringido eliminando las alternativas A ó B indican que se rechaza la hipótesis nula de que las diferencias entre los coeficientes del modelo completo (con las tres alternativas) y restringido no son estadísticamente significativas. Por tanto, no se cumple el supuesto de varianza constante y es necesario considerar una especificación menos restrictivas del modelo de elección, como el modelo logit con parámetros aleatorios, que además recoge con mayor precisión la heterogeneidad no observable en la muestra.

Los modelos propuestos se estiman mediante una función de utilidad lineal en los parámetros y aditivamente separable, que permite estimar los efectos principales. La constante específica para cada alternativa se interpreta como el efecto sobre la utilidad de cada alternativa que no es adecuadamente descrita por los atributos del modelo. Los resultados de la estimación de los tres modelos para toda la submuestra de valoración contingente, esto es, la que recibe una pregunta binaria a una tarjeta definida por una combinación concreta de los atributos de política de atención sanitaria al enfermo de Alzheimer se muestra en el Cuadro 1. El número final de observaciones es de 1000 elecciones, pues cada individuo respondía a cinco tarjetas de elección.

Los resultados proporcionados por los modelos alternativos son similares en términos de la significatividad y signos de los coeficientes. El porcentaje de predicciones correctas y la bondad del ajuste varía entre los modelos. Para la estimación clásica, el modelo de parámetros aleatorios proporciona un mejor ajuste que modelo logit multinomial. Por tanto, la heterogeneidad no observable en la muestra es relevante, y esta modelización permite capturar la variabilidad en los gustos de los individuos, superando además la hipótesis de independencia de las alternativas irrelevantes.

Se han considerado los parámetros asociados a los atributos de elección como parámetros aleatorios en la función de utilidad. La especificación de una distribución normal para los parámetros proporcionó los mejores resultados. Para este modelo, se presentan los estimadores de la desviación estándar de las distribuciones de estos parámetros, que identifican posibles causas de heterogeneidad entre individuos y alternativas. Estos estimadores resultan ser muy significativos, por lo que el modelo de parámetros aleatorias es claramente superior al modelo tradicional.

Los estimadores de los coeficientes de los atributos pueden interpretarse como la utilidad marginal constante asociada a un cambio en una unidad del atributo en cuestión. El estimador del coeficiente que acompaña a la variable coste es la utilidad marginal del dinero y, por ello, para transformar la utilidad marginal de cualquier atributo en magnitudes monetarias, se calcula el cociente de su coeficiente y la utilidad marginal del dinero. Por ejemplo, la disposición a pagar por una hora adicional de un sistema de atención en casa es equivalente a la tasa marginal de sustitución entre este atributo y el coste de la política

Los parámetros estimados para los atributos son significativamente diferentes de cero en todos los casos excepto para la política de mejorar la atención en casa del enfermo. En este caso, el parámetro no resulta significativo, lo que induce a sostener que los individuos no muestran una preferencia positiva por estas medidas. Las políticas de aumentar la probabilidad de atención en centros de día y en centros de larga estancia son altamente significativos, teniendo la primera una mayor impacto en la utilidad y en las decisiones de elección.

El coste de las medidas influye negativamente en la probabilidad de elegir alguna de las políticas propuestas, esto es, a mayor coste menor será la utilidad de los sujetos, y menor el valor experimentado. Este resultado es coherente con lo esperado y con los preceptos teóricos. El resultado es que la disposición a pagar por un aumento del 1% en la probabilidad de disponer atención en centros de día se sitúa en 0,39 € para el modelo de parámetros aleatorios. Esta cantidad está en 0,25 € para los centros de media y larga estancia.

Existe por tanto, una mayor preferencia por los centros de día, que permiten un respiro en la atención de los enfermos sin perder el contacto familiar. Este orden en la valoración económica es coherente con el establecido por los expertos, quienes sostienen que los centros de internamiento son contraproducentes para la evolución a medio y largo plazo del paciente.

El modelo bayesiano mejora considerablemente el ajuste con respecto al modelo de parámetros aleatorios, pero no da lugar a variaciones significativas en los valores de la disposición a pagar por los atributos que tienen significación estadística. Mientras que en los modelos clásicos la disposición a pagar se obtiene del cociente $E(DAP) = E(\text{media}_{\text{atributo}}) / E(\text{media}_{\text{coste}})$, en el modelo bayesiano se define como una variable aleatoria que es el cociente entre dos variables aleatorias. Par su obtención, esta variable de la DAP ha sido simulada y tiene un error estándar asociado, que resulta menor que en los métodos clásicos. Por tanto, el método bayesiano de estimación del modelo de parámetros aleatorios constituye un enfoque econométrico de mayor capacidad predictiva que el método clásico.

Estos resultados obtenidos para el método dicotómico se pueden comparar con los que tienen lugar cuando se incorpora la posibilidad de elegir entre varias alternativas. Los

Cuadros 2 y 3 presentan los resultados con muestras del mismo tamaño y que presentan similares características socioeconómicas. Los resultados no varían de forma relevante en cuanto a la significatividad y el signo de los coeficientes de los dos atributos que resultaron significativos con el método dicotómico. En ambos casos, la contribución del método bayesiano al ajuste del modelo econométrico es sustancialmente mayor que con el método de elección binario. Por tanto, el método bayesiano introduce mejoras estadísticas en los métodos de preferencias declaradas que tiene una mayor potencialidad a medida que se incorporan más alternativas de elección en el proceso de formación de las preferencias.

Los resultados del modelo logit multinomial con el método de dos alternativas son similares a los obtenidos con el método dicotómico, con la ausencia de significatividad para la política de atención en casa del enfermo de Alzheimer. Sin embargo, el modelo de parámetros aleatorios convierte este parámetro en altamente significativo. El valor marginal se sitúa en 4.20 € por una hora adicional de atención en casa por personal especializado. Para las otras dos políticas se obtienen valores relativamente mayores que los obtenidos con el método binario, con un cambio de preferencias, pasando la política de centros en media y larga estancia a ser preferido a la política de centros de día. Estos resultados son corroborados por la estimación bayesiana, incorporando una mejor representación de la heterogeneidad no observable en la muestra.

La estimación de modelos con datos procedentes de un experimento de tres alternativas (Cuadro 3) introduce modificaciones en la estimación de los valores de los atributos y en su valoración monetaria. El resultado más interesante es que el modelo logit multinomial estima las tres políticas de forma significativa, con valores aproximados a los obtenidos con el modelo de parámetros aleatorios en el experimento de dos elecciones. Se tiene, por tanto, un intercambio entre el número de elecciones de método de elicitation y la mejora del ajuste obtenida a partir de la representación de la heterogeneidad no observable en la muestra. El ranking de los valores obtenido con el modelo de parámetros aleatorios se aproxima al método binario.

En definitiva, la incorporación de una mayor dimensión de alternativas en el proceso de elección permite mejorar los resultados de las estimaciones. Esta mejora también se obtiene con los métodos de parámetros aleatorios y con la estimación bayesiana. La complejidad añadida parece ser compensada por el mayor realismo de las posibilidades

de elección y por la obtención de una mayor información acerca de las preferencias del consumidor. Los resultados difieren significativamente entre los tres métodos de elicitación, obteniéndose una mejor representación de las preferencias a medida que se incorporan más alternativas de elección. En conclusión los métodos de elección resultan más apropiados que el método dicotómico para valorar las dimensiones múltiples de las políticas sanitarias.

5. Conclusiones

La enfermedad del Alzheimer constituye una de las necesidades sanitarias que más recursos económicos consume, presentando una tendencia creciente a medio y largo plazo, a medida que aumente esperanza de vida de la población. La sociedad debe adoptar decisiones de inversión en infraestructuras y servicios que mejoren la asistencia y la calidad de vida de los enfermos, siguiendo criterios de eficiencia económica y maximización del bienestar social.

En este trabajo nos hemos centrado en la estimación de los beneficios relativos de políticas alternativas para mejorar la atención sanitaria del paciente enfermo de la demencia de Alzheimer. Los resultados son pertinentes desde el punto de vista de la política sanitaria, pues permiten inferir la demanda social por estos servicios, así como las preferencias de las personas de diversas generaciones por la mejora de la calidad de vida de las personas ubicadas en su mayoría en los estratos de edad avanzada.

La metodología utilizada ha estado basada en los métodos de preferencias declaradas, que resultan útiles para valorar políticas sanitarias que incorporan dimensiones múltiples. Los resultados prueban que las políticas propuestas son valoradas positivamente por la población, encontrándose un mayor valor en una hora adicional de asistencia en casa que en un aumento del 1% en la probabilidad de tener asistencia en centros de día y en centros de media y larga estancia.

Los resultados difieren entre métodos de elicitación de las preferencias, y se ven sustancialmente mejorados por la aplicación de técnicas econométricas robustas basadas en la inferencia bayesina. El modelo bayesiano permite mejorar las predicciones y la representación de los datos sujetos a una alta heterogeneidad muestral. El modelo de parámetros aleatorios es siempre superior al modelo tradicional logit multinomial.

La introducción de una dimensión de mayor complejidad en el proceso de elección, evolucionando desde el método dicotómico de valoración contingente hasta un método de elección entre tres alternativas de política sanitaria, permite también mejorar los resultados, de forma similar a la aplicación de técnicas econométricas más robustas. Por otra parte, el modelo proporciona los mayores beneficios en la estimación para los datos procedentes de experimentos de elección con mayor dimensión de alternativas.

En conclusión, la complejidad añadida por la introducción de más alternativas se ve superada por el mayor realismo y la posibilidad de tener un espacio mayor de elección. El método dicotómico basado en la pregunta binaria resulta insuficiente para inferir las preferencias sobre bienes complejos que incorporan dimensiones múltiples. La aplicación de técnicas robustas permite mejorar los resultados, pero no solucionan la limitación de la información de los métodos binarios.

Referencias

Carlsson, F. and Martinsson, P. (2002): “Design Techniques for Stated Preference Methods in Health Economics”, *Health Economics*, forthcoming.

Domeneich, T y McFadden D. (1975) *Urban Travel Demand : A Behavioural Analysis*. North Holland, Amsterdam.

Daganzo, C.F. (1979). *Multinomial Probit: The Theory and its Application to Demand Forecasting*. Academic Press, New York.

Ben-Akiva, M., Bolduc, D. y Walter, J. (2001) Specification, Identification and Estimating of the Logit Kernel (or Continuous Mixed Logit) Model. *Working Paper*, Department of Civil and Environmental Engineering, MIT.

McFadden, D. (1984) Econometric Analysis of Qualitative Response Models. En Z. Friliches y M.D. Intriligator (eds.) *Handbook of Econometrics II*. Elsevier Science, Oxford.

Train, K. (1998) Recreational Demand Models with Taste Differences Over People. *Land Economics*, 74; 230-239.

Goett, A., Hudson, K. y Train, K. (2000) Customers' Choice Among Retail Energy Suppliers: The Willingness-to-Pay for Service Attributes. *Working Paper*. AAG Associates y University of California at Berkeley.

Mehndiratta, R.M. y Hansen, M. (1997). Analysis of Discrete Choice Data with Repeated Observations: Comparison of Three Techniques in Intercity Travel Case. *Transportation Research Record*, 1607; 69-73.

Revelt, D. y Train, K. (1998) Mixed Logit with Repeated Choices: Household's Choices of Appliance Efficiency Level. *Review of Economics and Statistics*, 80; 647-657.

Huber, J y Train, K. (2001). On the Similarity of Classical and Bayesian Estimates of Individual Mean Parthworths. *Marketing Letters*, 12; 257-267

Revelt, D. y Train, K. (1999). Customer-Specific Taste Parameters and Mixed Logit. *Working Paper*. Department of Economics. University of California, Berkeley.

McFadden, D. y Train, K. (2000) Mixed Logit Models for Discrete Response. *Journal of Applied Econometrics*, 15; 447-470.

Bhat, C. (2001) Quasi-Random Maximum Simulated Likelihood Estimation of the Mixed Multinomial Logit Model. *Transportation Research*, 35B; 677-695.

Train, K. (2002) *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, Cambridge.

Gilks, W.R., Richardson, S. y Spiegelhalter, D.J. (1996) *Markov Chain Monte Carlo in practice*. London: Chapman & Hall.

Informe sobre la Salud en el Mundo 2001. Salud mental: Nuevos conocimientos, nuevas esperanzas. www.who.int/whr2001/2001/main/sp/index.htm.

Ryan, M. and Bate, A. (2001): "Testing the Assumptions of Rationality, Continuity and Symmetry when Applying Discrete Choice Experiments in Health Care", *Applied Economic Letters*, 8, pp. 59-63.

Ryan, M. and Hughes, J. (1997): "Using Conjoint Analysis to Value Surgical Versus Medical Management of Miscarriage", *Health Economics*, 6, pp. 261-273.

San Miguel, R., Ryan, M. and McIntosh, E. (1999). "Applying Conjoint Analysis in Economic Evaluations: An Application to Menorrhagia" *Applied Economics*, 32, pp. 822-33.

Cuadro 1. Estimación de los modelos para el método dicotómico.

Atributos		Estimación Clásica		Estimación Bayesiana
		Parámetros fijos	Parámetros aleatorios (normales)	
ATEN	Media	-0.0529 (0.0261)	-0.0462 (0.0384)	-0.0392 (0.0368)
	Desv. Típ.		0.1831 (0.0361)	0.0957 (0.0717)
CD	Media	0.0121 (0.0024)	0.0159 (0.0036)	0.0157 (0.0034)
	Desv. Típ.		0.0053 (0.0037)	0.0112 (0.0033)
CML	Media	0.0069 (0.0020)	0.0104 (0.0028)	0.0113 (0.0030)
	Desv. Típ.		0.0149 (0.0037)	0.0175 (0.0046)
COST	Media	-0.0264 (0.0029)	-0.0402 (0.0052)	-0.0430 (0.0046)
	Desv. Típ.		0.0132 (0.0052)	0.0183 (0.0057)
Verosimilitud		-626.1787	-578.1540	-449.1000
DAP (ATEN)		-2.0078	-1.1484	-0.9293 (0.8701)
DAP (CDIA)		0.4580	0.3946	0.3663 (0.0788)
DAP (CML)		0.2631	0.2594	0.2632 (0.0685)

Cuadro 2. Estimación de modelos para el método de dos alternativas.

Atributos		Estimación Clásica		Estimación Bayesiana	
		Parámetros fijos		Parámetros aleatorios (normales)	
ATEN	Media	-0.0137 (0.0228)	0.2363 (0.0696)	0.2506 (0.0801)	
	Desv. Típ.		0.6640 (0.1683)	0.5789 (0.1346)	
CD	Media	0.0062 (0.0018)	0.0316 (0.0056)	0.03004 (0.0061)	
	Desv. Típ.		0.0438 (0.0078)	0.04569 (0.0080)	
CML	Media	0.0175 (0.0014)	0.0437 (0.0058)	0.04335 (0.0054)	
	Desv. Típ.		0.0256 (0.0090)	0.02653 (0.0076)	
COST	Media	-0.0161 (0.0025)	-0.0562 (0.0102)	-0.05725 (0.0100)	
	Desv. Típ.		0.0641 (0.0104)	0.06465 (0.0117)	
Verosimilitud		-896.4503	-633.9959	-329.0000	
DAP (ATEN)		-0.8531	4.2030	4.3820 (1.2040)	
DAP (CDIA)		0.3828	0.5628	0.5310 (0.0988)	
DAP (CML)		1.0859	0.7780	0.7717 (0.1181)	

Cuadro 3. Estimación de modelos para el método de tres alternativas.

Atributos		Estimación Clásica		Estimación Bayesiana	
		Parámetros fijos		Parámetros aleatorios (normales)	
ATEN	Media	0.0599 (0.0210)	0.2043 (0.0398)	0.2506 (0.0801)	
	Desv. Típ.		0.3242 (0.0643)	0.5789 (0.1346)	
CD	Media	0.0117 (0.0022)	0.0353 (0.0045)	0.03004 (0.0061)	
	Desv. Típ.		0.0427 (0.0058)	0.04569 (0.0080)	
CML	Media	0.0115 (0.0013)	0.0235 (0.0026)	0.04335 (0.0054)	
	Desv. Típ.		0.0222 (0.0034)	0.02653 (0.0076)	
COST	Media	-0.0197 (0.0026)	-0.0368 (0.0065)	-0.05725 (0.0100)	
	Desv. Típ.		0.0612 (0.0081)	0.06465 (0.0117)	
Verosimilitud		-1181.5425	-902.9212	-329.0000	
DAP (ATEN)		3.0342	5.5535	4.3820 (1.2040)	
DAP (CDIA)		0.5914	0.9597	0.5310 (0.0988)	
DAP (CML)		0.5823	0.6386	0.7717 (0.1181)	