

EXPERIMENTO DE ELECCIÓN DISCRETA DE LOS SERVICIOS SANITARIOS EN LA COMUNIDAD AUTÓNOMA DEL PAÍS VASCO

Waleska Sigüenza, waleska.siguenza@ehu.es, Universidad del País Vasco

Petr Mariel, petr.mariel@ehu.es, Universidad del País Vasco

Jaime Ginestal, jaime.ginestal@ehu.es, Universidad del País Vasco

En el presente trabajo se emplea un experimento de elección discreta con el objetivo de asignar una valoración económica a los servicios sanitarios en la Comunidad Autónoma de País Vasco. Concretamente se ha aplicado un Modelo Logit Mixto para estimar la variación de utilidad del individuo frente a cambios en determinados servicios sanitarios y para obtener la valoración económica de los mismos. Los resultados indican que el atributo más valorado de la sanidad pública actual es el trato médico. Además, se comprueba que la heterogeneidad en las preferencias de los individuos se ve parcialmente explicada mediante algunas características socio-demográficas. La aportación principal del trabajo es la valoración económica, en base a preferencias declaradas, de los servicios sanitarios en la Comunidad Autónoma de País Vasco. Los resultados obtenidos podrían tener implicaciones tanto para una entidad privada como para una pública en política de asignación de recursos.

1.- Introducción

En el ámbito de la asistencia sanitaria pública es constante la preocupación por mantener el equilibrio entre los escasos recursos y las crecientes necesidades. Los avances en sanidad con nuevas tecnologías y tratamientos incrementan la esperanza de vida y el bienestar social, pero al mismo tiempo implican un importante crecimiento del gasto sanitario cada vez más difícil de afrontar. Además, la actual coyuntura económica hace que el gobierno intente minimizar el gasto sanitario y plantee diversas medidas de recortes para reducirlo, lo que provoca una importante pérdida del bienestar social a nivel global.

Cualquier política sanitaria que emprendan las autoridades públicas debe buscar la eficiencia, lo cual implica una correcta evaluación económica. Sin embargo, en el ámbito de la sanidad es muy complicado medir los resultados de dichas políticas debido a su intangibilidad. En este sentido, la valoración monetaria de las intervenciones en atención sanitaria pública facilitaría su correcta evaluación económica. Con ello se podrían priorizar políticas de actuación y mejorar la eficiencia interna del Sistema Nacional de Salud (SNS) (García-Altés *et al.*, 2011; Peiró *et al.*, 2011; López-Casasnovas y Soley, 2012).

La cuestión se centraría, por tanto, en determinar cuál es la asignación adecuada de recursos públicos entre los distintos programas sanitarios dependiendo del impacto que estos tengan en el bienestar individual y social. Para ello resulta fundamental estimar, en unidades monetarias, las preferencias individuales con respecto a cambios en la provisión de servicios sanitarios. Pinto (2000) recuerda que, para maximizar el beneficio, se deben elegir los programas sanitarios según su razón coste-beneficio basando el sistema de medida en preferencias individuales. Con todo se buscaría conseguir que los programas sanitarios proporcionasen una mayor ganancia total en cuanto a nivel de satisfacción o bienestar colectivo (Costa, 2005).

La finalidad de nuestro estudio ha sido valorar económicamente los servicios sanitarios en la Comunidad Autónoma de País Vasco (CAPV). Para ello se ha llevado a cabo una encuesta que incluye un experimento de elección discreta (EED) para poder atribuir un valor monetario a determinados servicios sanitarios, ya que un modelo de elección discreta tiene capacidad y flexibilidad para poder tratar la naturaleza multidimensional de los servicios sanitarios (Louviere *et al.*, 2000). Lancsar y Louviere (2008) también indican que los EED tienen un gran potencial para contribuir en la medición de resultados para su uso en la evaluación económica y que prácticamente son los únicos cuyos resultados podrían ser empleados en los análisis coste-beneficio y coste-utilidad. Además, los EED son una herramienta

potencialmente valiosa para la obtención y el análisis de preferencias y con ello para el análisis de la salud y los programas de salud (Viney *et al.*, 2002).

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se describe la estructura de la encuesta. La sección 3 explica el desarrollo de la encuesta y las variables utilizadas, mientras que en la sección 4 se presenta la metodología aplicada. Por último en la sección 5 se analizan los resultados obtenidos y en la 6 se recogen las conclusiones del trabajo.

2.- Estructura de la encuesta

La encuesta que se ha utilizado para valorar los servicios sanitarios en la CAPV, está dividida en cinco secciones: información básica, preguntas de calentamiento, información sobre atributos, tarjetas de elección y variables socio-demográficas.

La información básica que se proporciona al comienzo de la encuesta describe la situación actual en la CAPV en la que el acceso al especialista y a las pruebas de diagnóstico en el sistema sanitario público en ocasiones puede no resultar ágil. También se explica el procedimiento utilizado en las visitas al especialista en el que el paciente debe acudir en primer lugar al médico de cabecera. De la misma forma se describe la situación actual de las listas de espera para intervenciones quirúrgicas.

En la segunda parte de la encuesta se incluyen las preguntas de calentamiento que sirven para que el individuo tome conciencia de la importancia de valorar los atributos de los servicios sanitarios. Concretamente se pregunta al encuestado si alguna vez ha estado en situación de larga espera para prueba médica, visita a especialista o intervención quirúrgica.

En la tercera parte de la encuesta se explica al encuestado en qué consisten los escenarios hipotéticos en los que tendrá que efectuar su elección. Los atributos que forman estos escenarios hipotéticos son la clave del experimento de elección ya que su correcta identificación y fijación de sus niveles condiciona los resultados.

Los atributos relevantes susceptibles de mejora en los actuales servicios sanitarios en la CAPV, así como los niveles de cada uno de ellos han sido seleccionados mediante la técnica cualitativa de grupos de discusión (*focus group*). Se ha pretendido aunar la opinión de profesionales sanitarios y usuarios del sistema sanitario por considerar fundamental la participación de ambos colectivos (O'Connell, 2002; Farrell, 2004; Costa, 2005; Abad, *et al.* 2006). De esta forma, se han realizado dos sesiones de trabajo de una hora y media con 15 individuos en cada una de ellas. El objetivo de estas reuniones ha sido poner en común las opiniones de los componentes de los grupos de discusión sobre cuáles deberían ser los atributos que caracterizan los servicios sanitarios.

Los integrantes de los grupos de discusión han puntuado de manera anónima cada uno de los atributos seleccionados en función de su importancia. Los cinco atributos con mayor puntuación agregada que han sido finalmente incluidos en la encuesta son: el tiempo medio de espera para atención de especialista y las pruebas médicas complementarias, el tiempo medio de espera para intervención quirúrgica no urgente, el confort en la hospitalización, la calidad del trato médico con posibilidad de elección del médico que ofrece una atención continuada a medio-largo plazo, la cobertura odontológica y el coste mensual asociado.

Una vez realizada la identificación de los atributos, los integrantes de los grupos de discusión han debatido sobre los posibles niveles para cada uno de ellos dependiendo del nivel de planificación, intervención y ampliación de los servicios sanitarios en la CAPV que se pudiese dar en un marco hipotético. Para los atributos *Confort hospitalario*, *Trato médico* y *Cobertura odontológica*, se han considerado tres niveles: el correspondiente a la situación actual en el servicio público y dos posibles niveles de mejora denominados nivel medio y alto. La Tabla 1 presenta los distintos niveles para los cuatro atributos de servicio finalmente seleccionados y el coste asociado para cada posible combinación de los mismos (alternativa) según los expertos del grupo de discusión.

Tabla 1: Atributos y niveles utilizados en el experimento de elección

Atributos	Niveles			
Tiempo espera especialista	1 mes	2 meses	3 meses	
Tiempo espera intervención	2 meses	3 meses	5 meses	8 meses
Confort en la hospitalización	Bajo	Medio	Alto	
Calidad del trato médico	Bajo	Medio	Alto	
Cobertura odontológica	Bajo	Medio	Alto	
Coste	0€	30€	60€	90€

La cuarta parte de la encuesta consiste en las tarjetas de elección que constituyen la parte más importante del experimento de elección. En la encuesta cada individuo responde a 12 tarjetas de elección distintas. Las tarjetas recogen tres diferentes alternativas y cada alternativa está caracterizada por determinados niveles de actuación que implican distintos valores de cada uno de los atributos. Las alternativas B y C recogen los efectos de distintas actuaciones en los servicios sanitarios en la CAPV y tienen asociado un coste que se traduce en un pago mensual para el individuo. La alternativa A representa la situación actual (*statu quo*) con coste asociado cero. Un ejemplo de estas tarjetas, que representa un mercado hipotético, se presenta en la Figura 1. Las combinaciones de los diferentes niveles de los atributos en cada tarjeta de elección, se han generado con un diseño factorial fraccional D-óptimo (Rose y Bliemer, 2005) y han sido obtenidas mediante Ngene (Rose y Bliemer, 2013) consistiendo en cuatro bloques de 12 filas. El diseño experimental ha tenido en cuenta que en todas las tarjetas de elección debe estar incluida la situación actual (*statu quo*).

Es importante destacar que antes de la serie de 12 tarjetas de elección presentadas, a cada encuestado se le aclara que debe escoger su opción preferida en cada uno de los escenarios hipotéticos que aparecen representados en las tarjetas, que las elecciones son independientes unas de otras y que no hay opciones correctas ni incorrectas. También se le recuerda que en caso de que decida no pagar, está asumiendo la actual situación de la sanidad pública y que si

selecciona la alternativa B o C, el dinero que destine a mejorar la asistencia sanitaria recibida no podría utilizarlo para otros gastos.

Figura 1: Ejemplo de una tarjeta de elección presentada

P14	Situación Actual	Alternativa 1	Alternativa 2
	A	B	C
Tiempo espera especialista	3 meses	1 mes	3 meses
Tiempo espera intervención	8 meses	5 meses	8 meses
Confort en la hospitalización	BAJO	BAJO	ALTO
Calidad del trato médico	BAJO	ALTO	MEDIO
Cobertura odontológica	BAJO	ALTO	BAJO
Coste	0 €/mes	30€/mes	90€/mes

La opción elegida es:
 A B C

Finalmente, la última parte de la encuesta está dedicada a las características socio-demográficas del encuestado. Se recoge información de variables habituales tales como edad, lugar de nacimiento y residencia, nivel de estudios, situación laboral, actividad y renta; además consideramos la variable estado de salud cuya relevancia se indica por ejemplo en Ayllón y Pérez (2012).

3.- Muestreo y resultados

Las encuestas se realizaron entre el último trimestre del 2011 y el primero del 2012 a un total de 235 individuos seleccionados en la CAPV mediante un muestreo aleatorio simple. La muestra de la CAPV es representativa en términos de género, situación laboral y renta.

La Tabla 2 presenta los estadísticos descriptivos de las variables socio-demográficas cuantitativas y la frecuencia de los valores de las cualitativas. Se observa, por ejemplo que el 48% de los encuestados son hombres, que la edad media se sitúa alrededor de los 40 años o que el valor medio del número de adultos en el hogar es de 2,66. Además, los datos reflejan la

tradición deportiva que existe en la CAPV puesto que solamente el 16,6% de los encuestados declaran no practicar deporte.

Para la estimación se han definido las siguientes variables ficticias: *Autónomo* que representa la categoría uno de la variable *SitLaboral*, *Estudios universitarios* que unifica las categorías 4 y 5 de la variable *NivelEstudios* e *Ingresos altos* que incluye las categorías 3 y 4 de la variable *IngresoMes*.

Tabla 2: Variables socio-demográficas

Variable	Descripción y valores		%	Media	Des.Típ.	Mín.	Máx.
<i>Genero</i>	Género (0=mujer, 1=hombre)			0,48	0,50	0,00	1,00
<i>Edad</i>	Edad (cuantitativa)			39,97	13,68	21,00	83,00
<i>Adultos</i>	Nº adultos \geq 18 años en el hogar (cuantitativa)			2,66	2,66	0,00	30,00
<i>Menores</i>	Nº niños < 18 años en el hogar (cuantitativa)			0,67	0,91	0,00	3,00
<i>Seguro médico privado</i>	Dispone de seguro médico privado (0=No, 1=Si)			0,25	0,43	0,00	1,00
<i>Residencia</i>	Residencia Habitual	1= Araba	33,62%				
		2= Bizkaia	37,87%				
		3= Gipuzkoa	28,51%				
<i>EstadoCivil</i>	Estado civil	1 =Casado	46,81%				
		2=Pareja hecho inscrita	1,70%				
		3=Pareja sin registrar	17,02%				
		4=Soltero	27,66%				
		5=Separado o divorciado	5,53%				
		6=Viudo	1,28%				
<i>SitLaboral</i>	Situación laboral actual	1=Autónomo	8,94%				
		2=Empleado completa	50,21%				
		3=Empleado parcial	5,11%				
		4=Desempleado	2,55%				
		5=Labores del hogar	0,85%				
		6=Jubilado	4,68%				
		7=Estudiante	22,13%				
		8=Otra	5,53%				
<i>NivelEstudios</i>	Estudios finalizados	1=Sin estudios/primarios	1,28%				
		2y3=Secundarios	34,89%				
		4=Universitario medio 5= Universitario superior	27,23%				
			36,60%				
<i>PractDep</i>	Practica deportes	1=No	16,60%				
		2=Esporádicamente	36,17%				
		3=Habitualmente	47,23%				
<i>IngresoMes</i>	Intervalo ingresos mensuales familiar	1= Menos de 1.000€	4,68%				
		2= de 1.001 a 3.000€	43,40%				
		3= de 3.001 a 6.000€	39,15%				
		4= Más de 6.000€	3,83%				
		5= Ns/Nc	8,94%				

Antes de la estimación es fundamental identificar y excluir las respuestas no válidas. En nuestra encuesta hemos aplicado varios filtros a los datos para lograr mayor fiabilidad de los

resultados (Bateman *et al.*, 2002). El primero de ellos se centra en la comprensión del objetivo de la encuesta. El segundo filtro elimina las elecciones no racionales y el tercero las respuestas protesta. Tras realizar estos filtros, el total de encuestas con elecciones válidas frente a las tarjetas de elección es de 150 con un total de 1.800 observaciones.

4.- Metodología

El modelo clásico utilizado para analizar las respuestas del EED es el Modelo Logit Multinomial (MNL) basado en la teoría de utilidad aleatoria. En el marco de estos modelos la utilidad indirecta del individuo depende de una parte determinista (atributos y parámetros) y un componente aleatorio (McFadden, 1974; Louviere *et al.*, 2000). Este método fue utilizado en las primeras aplicaciones en el campo de transporte, economía de la salud o medio ambiente a pesar de sus supuestos restrictivos (independencia de alternativas irrelevantes – IIA), que habitualmente no se cumplen en los datos reales.

De esta forma, asumiendo una función de utilidad lineal, la utilidad de la alternativa j correspondiente al individuo i y su t -ésima elección se define en nuestro caso como

$$\begin{aligned}
 U_{it,j} &= x'_{it,j}\beta + \varepsilon_{it,j} \\
 &= ASC_j + \beta_1 \text{Tiempos espera especialista}_{it,j} \\
 &\quad + \beta_2 \text{Tiempos espera intervención}_{it,j} + \beta_3 \text{Confort hospitalario} \\
 &\quad + \beta_4 \text{Trato médico}_{it,j} + \beta_5 \text{Cobertura odontológica}_{it,j} + \beta_6 \text{Coste}_{it,j} + \varepsilon_{it,j}
 \end{aligned}$$

donde $x_{it,j}$ es un vector que contiene niveles de atributos de la alternativa j del individuo i en su t -ésima tarjeta de elección, β es el vector de parámetros constantes para todos los individuos y $\varepsilon_{it,j}$ es un término de error *iid* con distribución de valor extremo tipo I. El término constante ASC_j es incluido solamente en dos de las tres alternativas por razones de identificación del modelo.

El Modelo Logit Mixto (MXL) (McFadden y Train, 2000; Hensher y Greene, 2003a) es probablemente uno de los modelos más aplicados en la literatura empírica de experimentos de elección porque relaja el supuesto de IIA y su flexibilidad permite su uso en aplicaciones muy variadas. Hess y Rose (2012) demuestran que un MXL con parámetros correlacionados puede incluso representar la heterogeneidad en la escala y no es, por tanto, necesario utilizar especificaciones más complejas como, por ejemplo, Logit Mixto Generalizado (G-MNL) (Fiebig, *et al.*, 2010).

En el MXL los parámetros siguen una determinada distribución continua permitiendo de esta forma una heterogeneidad en las preferencias de los individuos. En el MXL la probabilidad de que un individuo i elija la alternativa j en su t -ésima tarjeta de elección se define como:

$$P_{it,j} = \frac{\exp(x'_{it,j}\beta_i)}{\sum_{j=1}^{J_i} \exp(x'_{it,j}\beta_i)},$$

donde, en general, $x_{it,j}$ es un vector ($K \times 1$) que contiene niveles de atributos de la alternativa j (de un total de J_i alternativas) del individuo i (de un total de N individuos) en su t -ésima tarjeta de elección (de un total de T_i tarjetas de elección).

La estimación de un MXL incluye algunos importantes puntos relacionados con la especificación del modelo. El primer punto importante es determinar qué parámetros del modelo deben ser considerados aleatorios. McFadden y Train (2000) proponen un contraste basado en la construcción de unas variables artificiales. La gran mayoría de los autores no aplica este test para contrastar la posible aleatoriedad de los parámetros y utiliza en su lugar los estadísticos t de las desviaciones típicas de los parámetros aleatorios. Mariel *et al.* (2013), sin embargo, demuestran que la aplicación de este procedimiento debe evitarse porque presenta el error tipo I muy elevado y la aplicación del procedimiento propuesto por McFadden y Train (2000) se hace, por tanto, necesaria.

El segundo punto importante en la especificación del MXL es el supuesto de la distribución de los parámetros. Las más populares y utilizadas distribuciones son la normal, uniforme, triangular y Log-normal. En la literatura aparecen numerosos trabajos analizando ventajas y desventajas de estas distribuciones. Entre procedimientos que puedan arrojar luz sobre el tipo de distribución subyacente a los datos reales se pueden mencionar el contraste de Fosgerau y Bierlaire (2007), uso de coeficientes individuales (Hensher y Greene, 2003b) o mezcla de distribuciones (Fosgerau y Hess, 2009).

El tercer punto importante es la inclusión de interacciones de variables socio-demográficas con las medias de las distribuciones de los parámetros. Estas interacciones indican la presencia o falta de preferencias heterogéneas de los individuos. Si una interacción no es significativa podemos concluir que no existen preferencias heterogéneas debidas a las variables socio-demográficas observadas. Eso no significa que no puedan existir preferencias heterogéneas, ya que un parámetro aleatorio las puede indicar. Simplemente no se ha podido identificar la causa de esta heterogeneidad en base a las variables socio-demográficas observadas.

La medición estándar de bienestar en los modelos de utilidad aleatoria se atribuye a Small y Rosen (1981) y a Hanemann (1982). En el caso de función de utilidad indirecta linealmente aditiva, el excedente compensatorio para un logit de parámetros aleatorios se puede obtener como (Train, 1998):

$$EC_{it} = -\frac{1}{\alpha} \left[\ln \sum_{j=1}^J \exp(x_{it,j}^0 \beta) - \ln \sum_{j=1}^J \exp(x_{it,j}^1 \beta) \right],$$

donde α es la utilidad marginal de la renta (habitualmente representada por el coeficiente del atributo de coste), β es el vector de parámetros del modelo de estimación y $x_{it,j}^0$ y $x_{it,j}^1$ son los vectores de atributos en el nivel inicial y después del cambio respectivamente. De esta forma las medidas de variación compensatoria miden el cambio en la utilidad esperada debida al cambio en el nivel de uno o varios atributos, ponderando este cambio con la utilidad marginal

de la renta. Por ello la DAP por un cambio marginal en el nivel de cada atributo se obtiene mediante la división del coeficiente del atributo por el coeficiente del coste (Haab y McConnell, 2002, p. 223).

5.- Resultados

La Tabla 3 presenta las estimaciones de los modelos MNL y MXL. Los resultados del MNL se incluyen solamente con el fin de obtener la primera aproximación a la información contenida en los datos porque es de esperar que el supuesto IIA no se cumpla y además el MNL no tiene en cuenta que cada individuo responde a doce tarjetas de elección. Sin embargo, como se puede observar en la segunda y tercera columna de la Tabla 3, los signos de los coeficientes estimados son los esperados. Así, un aumento de *Tiempo de espera especialista* o *Tiempo de espera intervención* disminuye la utilidad del individuo al igual que un incremento en el atributo *Coste*. Por otro lado un incremento en el nivel de *Confort hospitalario*, *Trato médico* o *Cobertura odontológica*, aumenta esta utilidad.

Para la estimación de MXL presentada en la cuarta y quinta columna de la Tabla 3 se ha contrastado en primer lugar la posible aleatoriedad de los parámetros de los seis atributos mediante el contraste de McFadden y Train (2000). Los parámetros de los atributos *Tiempo de espera especialista*, *Tiempo de espera intervención* y *Confort hospitalario* han resultado aleatorios.

Tabla 3: Estimación de los modelos MNL Y MXL

Variable	MNL			MXL		
	Coefficiente	Desv. Típ.		Coefficiente	Desv. Típ.	
<i>Tiempo espera especialista</i>	-0,155 ***	0,047	—	—	—	—
<i>Tiempo espera intervención</i>	-0,203 ***	0,016	—	—	—	—
<i>Confort hospitalario</i>	0,193 ***	0,061	—	—	—	—
<i>Trato médico</i>	0,574 ***	0,054	0,720 ***	0,072		
<i>Cobertura odontológica</i>	0,283 ***	0,067	0,409 ***	0,098		
<i>Coste</i>	-0,029 ***	0,002	-0,042 ***	0,003		
<i>Constante A</i>	-0,264	0,167	-0,039	0,210		
<i>Constante B</i>	0,213 ***	0,064	0,227 **	0,103		
Media (Distribución Log-normal)						
<i>Tiempo espera especialista</i>	—	—	-0,689 **	0,281		
<i>Tiempo espera intervención</i>	—	—	-1,505 ***	0,195		
<i>Confort hospitalario</i>	—	—	-1,748 *	0,938		
Desviación (Distribución Log-normal)						
<i>Tiempo espera especialista</i>	—	—	1,600 ***	0,105		
<i>Tiempo espera intervención</i>	—	—	0,877 ***	0,123		
<i>Confort hospitalario</i>	—	—	1,406 *	0,752		
Heterogeneidad en la media						
<i>Especialista-Autónomo</i>	—	—	-0,097	0,394		
<i>Especialista-E. Universitarios</i>	—	—	0,250 ***	0,095		
<i>Especialista-Ingresos altos</i>	—	—	-0,465 ***	0,088		
<i>Intervención-Autónomo</i>	—	—	1,512 ***	0,280		
<i>Intervención-E. Universitarios</i>	—	—	0,228	0,180		
<i>Intervención-Ingresos altos</i>	—	—	0,028	0,176		
<i>Confort hospitalario - Autónomo</i>	—	—	-0,447	1,382		
<i>Confort hospitalario - E. Universitarios</i>	—	—	0,282	0,558		
<i>Confort hospitalario - Ingresos altos</i>	—	—	-0,930	0,636		
Correlación entre parámetros						
<i>Intervención - Especialista</i>	—	—	-0,346 ***	0,081		
<i>Confort hospitalario - Especialista</i>	—	—	-0,834 **	0,425		
<i>Confort hospitalario - Intervención</i>	—	—	-0,249	0,415		
LogL	1643,812			1473,490		
AIC	3303,624			2992,991		
Observaciones	1800			1800		
Individuos	150			150		

Significación: 1% ‘***’ 5% ‘**’ 10% ‘*’

La distribución asumida para los tres parámetros aleatorios ha sido la Log-normal. Si se supone la distribución normal, como es lo habitual en la literatura, es muy probable que una de las colas de la distribución estuviese en la zona del signo contrario al signo de la media de la distribución indicando que hay individuos con preferencias opuestas. Esto no es aceptable

en nuestro caso porque asumir que un aumento en el tiempo de espera para especialista u operación o una disminución en el confort hospitalario afecta de forma positiva la utilidad indirecta del individuo, no es realista, Además, este supuesto puede llevar a problemas en la computación de los DAP como se indica en Daly et al, (2012).

La distribución Log-normal asegura el mismo signo del parámetro para todos los individuos y su forma de campana asimétrica se acerca a la hipótesis que tenemos a priori sobre la distribución de las preferencias de los individuos. El MXL se ha estimado, por tanto, asumiendo la distribución Log-normal para los tres coeficientes aleatorios. Dado que la distribución Log-normal está definida solamente sobre el subespacio de números reales positivos y el efecto de los dos atributos *Tiempo de espera especialista* y *Tiempo de espera intervención* tienen efecto esperado negativo, se ha invertido el signo de los niveles correspondientes a esos dos atributos antes de la estimación.

El modelo se ha estimado asumiendo 1900 secuencias de Halton para el cálculo de la función de verosimilitud simulada ya que el aumento de secuencias de Halton no llevaba a un cambio apreciable en el valor de $\log L$. Para confirmar la validez de las estimaciones se ha estimado el modelo con diferentes valores iniciales. Además, para dar mayor flexibilidad al modelo se ha supuesto que los tres coeficientes aleatorios están correlacionados (Hess y Rose, 2012).

Las estimaciones de los coeficientes del modelo MXL se recogen en la cuarta y la quinta columna de la Tabla 3. En el primer bloque se encuentran los coeficientes no aleatorios junto con dos términos independientes. El primer término independiente, *Constante A*, está asociado a la alternativa *statu quo* y el segundo a la alternativa B. El signo negativo de la *Constante A* indica que, ceteris paribus, los individuos elegirían la alternativa B o C revelando, de esta forma que, frente a la situación actual, preferirían el conjunto de mejoras que incluyen las alternativas B o C incluso asumiendo el coste de las mismas. Igual que en el

modelo MNL los coeficientes no aleatorios de *Trato médico*, *Cobertura odontológica* y *Coste* presentan los signos esperados.

El segundo y tercer bloque de la cuarta y quinta columna recoge los parámetros estimados de las distribuciones Log-normal de los tres atributos restantes. Dado que la distribución asumida es Log-normal, la interpretación de los signos y sus magnitudes no es directa.

El cuarto bloque presenta la heterogeneidad en media de los parámetros de los atributos aleatorios. Se puede observar que la media de la distribución del parámetro del atributo *Tiempo de espera especialista* es diferente para individuos con *Estudios universitarios* e individuos con *Ingresos altos*. Por otro lado la media de la distribución del parámetro del atributo *Tiempo de espera intervención* es diferente para *Autónomos*. Sin embargo, para el coeficiente del atributo *Confort hospitalario* no aparece ninguna interacción significativa al 5% por lo que la heterogeneidad de este parámetro no se puede atribuir a las variables socio-demográficas incluidas en la encuesta. El último bloque presenta la correlación entre parámetros aleatorios.

La Tabla 4 presenta las DAP calculadas a partir de los resultados del MXL de la Tabla 3. Por esa razón las DAP asociadas a los atributos *Tiempo de espera especialista*, *Tiempo de espera intervención* y *Confort hospitalario* son variables aleatorias con distribución no estándar. Las DAP han sido, por tanto, simuladas teniendo en cuenta tanto la heterogeneidad observada como la no observada.

Los resultados de la Tabla 4 se han obtenido mediante simulaciones incondicionadas de los individuos según Krinsky y Robb (1986). De esta forma, por ejemplo, la DAP para el atributo *Tiempo de espera especialista* de individuos que tienen *Estudios universitarios* sería:

$$DAP = \frac{-(-\exp(-0,689 + 0,250 + 1,600 \cdot v))}{-0,042},$$

donde $v \sim N(0,1)$. En el numerador aparecen la media y desviación típica de la distribución Log-normal del parámetro correspondiente y el parámetro de su interacción con la variable

socio-demográfica *Estudios universitarios*. En el denominador aparece el coeficiente no aleatorio *Coste*.

Los resultados de la Tabla 4 se han obtenido en cada caso mediante 10.000 realizaciones de la variable aleatoria v . Dado que la distribución de las DAP obtenidas no es estándar en la Tabla 4 se presenta la mediana y los percentiles de 5% y 95%. Para eliminar los datos atípicos que pueden aparecer por la forma de la distribución Log-normal, se han desestimado los valores menores al resultado obtenido de multiplicar por 1,5 el rango intercuartílico (Abdullah y Mariel, 2010). Las DAP para los dos restantes atributos con coeficientes aleatorios, *Tiempo de espera intervención* y *Confort hospitalario*, y sus correspondientes interacciones con las variables socio-demográficas se han obtenido de forma similar.

Tabla 4: DAP simuladas en € por persona y mes.

	Tiempo espera especialista	Tiempo espera intervención	Confort hospitalario	Calidad trato médico	Cobertura odontológica
Individuo de referencia	-9,4 (-56,6 ; -0,8)	-4,8 (-16,3 ; -1,1)	4,2 (0,2 ; 83,8)	17,0	9,6
<i>Autónomo</i>		-21,8 (-73,8 ; -5,2)			
<i>Estudios Universitarios</i>	-12,0 (-72,6 ; -1,021)				
<i>Ingresos altos</i>	-5,8 (-35,6 ; -0,5)				
<i>DAP ponderada</i>	-8,7 (-56,7 ; -0,7)	-5,6 (-18,7 ; -1,2)	4,2 (0,2 ; 83,8)	17,0	9,6

Hay que destacar que las DAP para los atributos *Tiempo de espera especialista* y *Tiempo de espera intervención* son negativas por la definición del atributo por lo cual esos valores deben ser interpretados como disposición a pagar para evitar un incremento marginal de los tiempos de espera. Para los atributos *Confort hospitalario*, *Trato médico* y *Cobertura odontológica*, los valores de las DAP se interpretan como disposición a pagar para conseguir un incremento marginal en los niveles de dichos atributos. Finalmente, las DAP para *Trato*

médico y *Cobertura odontológica* no son aleatorias ya que están asociadas a coeficientes fijos.

En la primera fila de la Tabla 4 se presentan los resultados correspondientes a los atributos con coeficientes aleatorios para un individuo de referencia. Dado que los parámetros asociados al efecto de las características individuales recogidos en el cuarto bloque de la Tabla 3 miden los efectos diferenciales, es necesario definir unas características de referencia (valores de las variables socio-demográficas que caracterizan un individuo de referencia) para poder analizar un cambio en las mismas. Para el atributo *Tiempo de espera especialista* el individuo de referencia se caracteriza por no tener *Estudios universitarios* y no tener *Ingresos altos*. De esta forma el parámetro asociado, por ejemplo, a la variable *Estudios universitarios* representa el efecto diferencial de tener o no *Estudios universitarios* suponiendo que el individuo tiene las características del individuo de referencia. Para el atributo *Tiempo de espera intervención* el individuo de referencia incluye individuos no *Autónomos*. Para el resto de atributos en la primera fila de la Tabla 4 se recogen los resultados para toda la población porque para el atributo *Confort hospitalario* no se han encontrado variables socio-demográficas que afectasen a su media y los restantes dos atributos son fijos indicando preferencias homogéneas de los individuos. Las siguientes líneas presentan valores para grupos de individuos caracterizados por ser *Autónomo*, tener *Estudios universitarios* o tener *Ingresos altos*. Finalmente, la última fila de la Tabla 4 presenta las DAP ponderadas para toda la población calculadas de forma idéntica pero teniendo en cuenta las proporciones de los grupos (*Autónomos*, *Estudios universitarios*, *Ingresos altos*) que causan heterogeneidad en los parámetros aleatorios.

La mediana de la DAP para un individuo de referencia para evitar un aumento de un mes en *Tiempo de espera especialista* es de 9,4€ al mes. Como se puede observar en la primera columna de la Tabla 4, esta DAP para el grupo de individuos con *Estudios universitarios*,

aumenta (en valor absoluto) prácticamente en un 30% con respecto al individuo de referencia. Estos individuos, habitualmente, disponen de mayor cantidad de información y mayor capacidad para gestionar el conocimiento. Este hecho suele propiciar que el grado de exigencia de estos individuos en la demanda de un bien sea muy elevado (González, 1995) y por ello podrían tener mayor DAP para obtener dichos niveles de exigencia (Costa y Garcia, 2003; Ordaz *et al.*, 2005; López y Vera-Hernández, 2008; Rodríguez y Stoyanova, 2008). Además, tal y como se recoge en algunos trabajos (Rodríguez y Stoyanova, 2004; Sáez *et al.*, 2006; Abásolo *et al.*, 2008; González y Clavero, 2008), la probabilidad de acudir al especialista aumenta con el nivel de estudios por lo que parece razonable que individuos con *Estudios universitarios* estén dispuestos a pagar más para conseguir una mejora marginal en el tiempo de espera para especialista. Por el contrario, el grupo de individuos con *Ingresos altos* ven reducida su DAP probablemente por considerar sus recursos suficientes para resolver sus posibles cambios de salud futuros mediante consultas privadas.

En cuanto al *Tiempo de espera intervención*, la mediana de la DAP para un individuo de referencia para evitar un aumento de un mes en este tiempo de espera es de 4,8€ mensuales. En caso del *Autónomo* la DAP se incrementa notablemente hasta los 21,8€ al mes. El tiempo de espera para los autónomos puede implicar pérdidas o reducción de ingresos en la medida que su salud les impida atender su actividad económica. Por ello, este colectivo otorga un gran valor al tiempo productivo y tienen una mayor DAP que el resto de individuos cuando se trata de evitar largos periodos de espera. Este resultado coincide con el obtenido por numerosos trabajos sobre el seguro médico privado (Jofre, 2000; Ordaz *et al.*, 2005). Una de las razones por las que se contrata un seguro médico privado es reducir los tiempos de espera y en casi todos los estudios relacionados con dicho seguro se concluye que los autónomos tienen mayor probabilidad de contratar un seguro de estas características.

Si consideramos las medianas para las DAP simuladas, entre todas las DAP la menor está relacionada con la mejora marginal del *Confort hospitalario* (4,2€/mes) y la mayor con una mejora marginal en el *Trato médico* (17€/mes). Estos datos son llamativos ya que en los análisis sobre la calidad de la hospitalización, la mayoría de los autores encuentran que una de las principales quejas es el confort de las habitaciones (Donabedian, 2001; Santiñá *et al.*, 2002; Monteagudo *et al.*, 2003; Herrera-Espiñeira *et al.*, 2005; Herrera-Espiñeira *et al.*, 2009). Sin embargo, a pesar de no estar satisfechos con el *Confort hospitalario* actual, no parece que a los individuos una mejora marginal en el mismo les reporte gran utilidad puesto que no están dispuestos a pagar demasiado para que se produzca. Por lo que sí están dispuestos a pagar una cantidad significativa es por elevar de bajo a medio o de medio a alto la calidad del *Trato médico* recibido. Esta alta DAP muestra la importancia del factor humano en la atención sanitaria (Gimeno *et al.*, 2006).

Como se puede observar la DAP por obtener una mejora marginal no depende exclusivamente de la satisfacción del individuo con respecto al atributo a mejorar, sino que también es necesario considerar la importancia que el propio individuo otorga a dicho atributo. En el estudio de Murillo y Saurina (2013) se utiliza el análisis de valoración-importancia para identificar áreas de mejora en la provisión de servicios de salud en Cataluña. Destacan, entre otras, la necesidad de mejorar con respecto al tiempo que el médico dedica a los pacientes y su predisposición a escucharles. Se podría entender que este resultado es acorde con la DAP por obtener una mejora marginal en la calidad del *Trato médico* recibido obtenida en este trabajo y que resulta ser positiva.

Para el último atributo la DAP por incrementar el nivel de *Cobertura odontológica* se sitúa en torno a los 9,6€ mensuales. Esta DAP podría resultar sorprendente puesto que actualmente en la sanidad pública sólo las extracciones están cubiertas y para el resto de tratamientos el individuo debe acudir a una consulta odontológica privada. El coste de los

tratamientos odontológicos en la mayoría de los casos es bastante elevado por lo que cabría esperar que la DAP para que los mismos estuviesen incluidos dentro de la sanidad pública fuese mayor. Sin embargo, no es un resultado alejado de la realidad, ya que la misma se aproxima al coste de la póliza DKV Dentisalud (2013) cuya cobertura para determinados servicios odontológicos básicos asciende a 6,5€ al mes.

6.- Conclusiones

En este trabajo se ha empleado un EED con el objetivo principal de analizar las preferencias de la ciudadanía vasca con respecto a la atención sanitaria que se ofrece en esta comunidad autónoma. Concretamente, se ha pretendido estimar cómo los individuos valoran económicamente mejoras marginales en los servicios sanitarios. De esta forma, se obtiene una estimación económica del cambio en el bienestar de las personas que se deriva de determinadas mejoras en la calidad del servicio sanitario recibido con respecto al tiempo de espera para especialista y para intervención, el confort hospitalario, el trato médico y la cobertura odontológica.

Los resultados obtenidos muestran que la utilidad de los individuos aumenta si mejora el confort hospitalario, el trato médico y la cobertura odontológica, y que disminuye con el aumento de los tiempos de espera tanto para especialista como para intervención y conforme aumenta el coste del programa. La heterogeneidad en las preferencias de los individuos se ve parcialmente explicada mediante algunas características socio-demográficas. Concretamente, encontramos que las preferencias de autónomos, personas con estudios universitarios o con ingresos elevados son significativamente diferentes a las del resto de individuos.

Destaca la DAP por conseguir una mayor calidad de trato médico evidenciando que es el atributo más valorado en la asistencia sanitaria y que los individuos están dispuestos a afrontar un coste económico para lograr una mejora marginal en el mismo. Estas DAP, declaradas por los individuos, son medidas del excedente compensatorio correspondiente a un

cambio marginal en el servicio sanitario valorado. Este excedente compensatorio refleja, en unidades monetarias comparables entre sí, la percepción de calidad del servicio sanitario y la valoración subjetiva que el individuo otorga al mismo. Además, las medidas de bienestar obtenidas se pueden utilizar directamente en herramientas de evaluación social de inversiones como, por ejemplo, el análisis coste-beneficio.

Por tanto, los resultados obtenidos podrían ser fundamentales a nivel político en la asignación de recursos para mejorar el bienestar global. Conociendo las valoraciones que los individuos realizan de los distintos servicios sanitarios, se podrían priorizar las distintas políticas sanitarias con el objetivo de maximizar el bienestar global. Además, ante políticas restrictivas, impuestas en épocas de crisis como la que actualmente vivimos, se podría estimar el coste social de los recortes sanitarios establecidos.

También, a nivel empresarial, las compañías aseguradoras en el diseño de sus pólizas de seguro médico privado podrían considerar las DAP obtenidas en este trabajo. De esta forma podrían desarrollar una oferta más atractiva que se ajustase en mayor medida a las preferencias de los consumidores.

Consideramos necesario resaltar que los resultados y las conclusiones a las que hemos llegado podrían estar condicionados por algunas limitaciones del presente trabajo. La encuesta ha sido realizada por los autores sin financiación externa lo que ha provocado que la muestra en algunos aspectos no sea todo lo representativa que los autores hubiesen deseado. En próximos estudios se podría ampliar la muestra a nivel nacional e incluir variables de calidad subjetiva que pudiesen explicar las preferencias por determinados atributos.

Referencias bibliográficas

- Abad, P., Álvarez, B., Rodríguez, E., Rodríguez, A. (2006), “Preferencias sociales en las decisiones públicas: priorización de pacientes en listas de espera quirúrgicas”, *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 179 (4): 113-134.
- Abásolo, I., Pinilla, J., Negrin, M. (2008), “Equidad en la utilización de servicios sanitarios públicos por Comunidades Autónomas en España: un análisis multinivel”, *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 187 (4): 87-106.
- Abdullah S., Mariel, P. (2010), “Choice experiment study on the willingness to pay to improve electricity services”, *Energy Policy* 38: 4570-4581.
- Ayllón, S., Pérez, C. B. (2012), “State Dependence in Self-Assessed Health in Spain”, *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 202 (3): 9-30.
- Bateman, I.J., Carson, R.T., Day, B.H., Hanemann, W.M., Hanley, N., Hett, T. *et al.* (2002), *Economic valuation with stated preferences techniques: A manual*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Costa, J. (2005), “Participación colectiva y revelación de preferencias sobre programas sanitarios: un enfoque de sistema sanitario”, *Gaceta Sanitaria*, 19 (3): 242-252.
- Costa, J., Garcia, J. (2003), “Demand for private health Insurance: how important is the quality gap?”, *Health Economics*, 12: 587-599.
- Daly, A. J., Hess, S., Train, K.E. (2012), “Assuring finite moments for willingness to pay in random coefficients models”, *Transportation*, 39: 19-31.
- DKV Dentalud Disponible en: <http://www.choice.dkvseguros.com> [Acceso julio, 2013].
- Donabedian A. (2001), “Garantía de calidad en la atención de salud: el papel del consumidor”, *Revista de Calidad Asistencial*, 16: S102-6.

- Farell, C. (2004), *“Patient and Public Involvement in health: the evidence for policy implementation, Policy research Programme”*, Policy research Programme, UK Department of Health.
- Fiebig, D. G., Keane, M., Louviere, J. J., Wasi, N. (2010), “The generalized multinomial logit: accounting for scale and coefficient heterogeneity”, *Marketing Science*, 29 (3): 393-421.
- Fosgerau, M., Bierlaire, M. (2007), “A practical test for the choice of mixing distribution in discrete choice models”, *Transportation Research Part B: Methodological*, 41 (7): 784-794.
- Fosgerau, M., Hess, S. (2009), “A comparison of methods for representing random taste heterogeneity in discrete choice models”, *European Transport-Trasporti Europei*, 42: 1-25.
- García-Altés, A., Navas, E., Soriano M. J. (2011), “Evaluación económica de intervenciones de salud pública”, *Gaceta Sanitaria*, 25 (Supl 1): 25-31.
- Gimeno, J. A., Repullo, J. R., Rubio, S. (2006), *Función directiva y recursos humanos en sanidad*, Madrid, Ediciones Díaz Santos, S.A..
- González, M. L., Clavero, A. (2008), “Análisis de las desigualdades socioeconómicas en la utilización de asistencia sanitaria mediante modelos dinámicos”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 186 (3): 9-42.
- González, Y. (1995), “La demanda de seguros sanitarios”, *Revista de Economía Aplicada*, 8 (III): 111-142.
- Haab, T. C., McConnell, K. E. (2002), *Valuing environmental and natural resources: the econometrics of non-market valuation*, Northampton, Edward Elgar Publishing.
- Hanemann, W. M. (1982), *“Applied welfare analysis with qualitative response models”*, University of California, Berkley, Working Paper 241.
- Hensher, D. A., Greene, W. (2003a), “The mixed logit model: the state of practice”, *Transportation*, 30 (2): 133-176.

- Hensher, D. A., Greene, W. (2003b), "A latent class model for discrete choice analysis: contrasts with mixed logit", *Transportation Research Part B*, 37: 681-698.
- Herrera-Espiñeira C., Rodríguez del Aguila M. D. M., Quero A., Rodríguez del Castillo M., Martínez C., Aguayo e Hoyos E. (2005), "Relación del perfil sociodemográfico de los pacientes con la satisfacción por el medio hospitalario", IX Encuentro de Investigación en Enfermería, 23-26 de noviembre de 2005, Madrid.
- Herrera-Espiñeira, C., Rodríguez del Aguila, M. D. M., Rodríguez del Castillo, M., Valdivia, A. F., Sánchez, I. R. (2009), "Relationship between anxiety level of patients and their satisfaction with different aspects of healthcare", *Health policy*, 89 (1): 37-45.
- Hess, S., Rose, J. M. (2012), "Can scale and coefficient heterogeneity be separated in random coefficients models?", *Transportation*, 39 (6): 1225-1239.
- Jofre, M. (2000), "Public health care and private insurance demand: The waiting time as a link", *Health Care Management Science*, 3: 51-71.
- Krinsky, I., Robb, A. L. (1986), "On approximating the statistical properties of elasticities", *The Review of Economics and Statistics*, 68: 715-719.
- Lancsar, E., Louviere, J. (2008), "Conducting Discrete Choice Experiments to Inform Healthcare Decision Making", *Pharmacoeconomics*, 26 (8): 661-667.
- López, A. y Vera-Hernández, M. (2008), "Are tax subsidies for private medical insurance self-financing? Evidence from a microsimulation model", *Journal of Health Economics*, 27: 1285-1298.
- López-Casasnovas, G., Soley, M. (2012), "The Economic Crisis and its Effects on the Social Determinants of Health", *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 201 (2): 113-132.
- Louviere, J., Hensher, D., Swait, J. (2000), *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*, Cambridge, Cambridge University Press.

- Mariel, P., De Ayala, A., Hoyos, D., Abdullah, S. (2013), "Selecting random parameters in discrete choice experiment for environmental valuation: A simulation experiment", *Journal of Choice Modelling*, 7: 44-57.
- McFadden, D. (1974), "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour", en Zarembka, P. (ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York, Academic Press, 105-142.
- McFadden, D., Train, K. (2000), "Mixed MNL models for discrete response", *Journal of Applied Econometrics*, 15: 447-470.
- Monteagudo, O., Navarro, C., Alonso, P., Casas, R., Rodríguez, L., Gracia, J. *et al.* (2003), "Aplicación hospitalaria del SERVQHOS: factores asociados a la satisfacción e insatisfacción", *Revista de calidad asistencial*, 18 (5): 263-267.
- Murillo, C. y Saurina, C. (2013), "Medida de la importancia de las dimensiones de la satisfacción en la provisión de servicios de salud", *Gaceta Sanitaria*, 27 (4): 304-309.
- O'Connel, M. (2002), "Appropriate waiting times: Who should decide?", en *Waiting Lists and waiting times in health care-Managing demand and supply*. Standing Committee of the Hospitals of the European Union (HOPE).
- Ordaz, J. A., Guerrero, F. M., Murillo, C. (2005), "Análisis empírico de la demanda de seguro privado de enfermedad en España", *Estudios de Economía Aplicada*, 23: 303-329.
- Peiró, S., Artells, J. J. y Meneu, R. (2011), "Identificación y priorización de actuaciones de mejora de la eficiencia en el Sistema Nacional de Salud", *Gaceta Sanitaria*, 25 (2): 95-105.
- Pinto, J. L. (2000), "Calidad de vida y asignación de recursos sanitarios", *Gaceta Sanitaria*, 14 (2): 168-174.
- Rodríguez, M., Stoyanova, A. (2004), "La influencia del tipo de seguro y la educación en los patrones de utilización de los servicios sanitarios", *Gaceta Sanitaria*, 18: 102-111.
- Rodríguez, M., Stoyanova, A. (2008), "Changes in the demand for private medical insurance following a shift in tax incentives", *Health Economics*, 17: 185-202.

- Rose, J. M., Bliemer, M. C. J. (2005), “*Constructing Efficient Choice Experiments*”, Institute of Transport Studies, The University of Sydney, Working Paper ITLS-WP-05-07.
- Rose, J. M., Bliemer, M. C. J., Ngene. Disponible en: <http://www.choice-metrics.com/download.html>. [Acceso Junio, 2013].
- Santiñá, M., Prat, A., González, M., Trilla, A., Asenjo, M. A. (2002), “Calidad percibida y sexo de los pacientes atendidos en un hospital universitario”, *Revista de Calidad Asistencial*, 17 (4): 218-223.
- Small, K. A., Rosen, H. S., (1981), “Applied welfare economics with discrete choice models”, *Econometrica*, 49: 105-130.
- Train, K. E. (1998), “Recreation demand models with taste differences over people”, *Land Economics*, 74 (2): 230-239.
- Viney, R., Lancsar, E., Louviere, J. (2002), “Discrete choice experiments to measure consumer preferences for health and healthcare”, *Expert Review of Pharmacoeconomics and Outcomes Research*, 2 (4): 319-326.