

LA ELECCIÓN DEL COMERCIALIZADOR DE ELECTRICIDAD Y LA DISPOSICIÓN A PAGAR POR LOS ATRIBUTOS DEL SUMINISTRO: EVIDENCIA PARA EL MERCADO CANARIO

**Amador Morera, Francisco Javier
González Marrero, Rosa Marina
Ramos Real, Francisco Javier**

Departamento de Análisis Económico e Instituto Universitario de Desarrollo Regional
Universidad de La Laguna
Campus de Guajara s/n. Fac. Cc. Económicas y Empresariales
38071 La Laguna, ESPAÑA
e-mail: famador@ull.es, rmglzmar@ull.es, frramos@ull.es

RESUMEN

Los recientes cambios en el marco regulatorio que se han producido en el sector eléctrico español hacen que el estudio del comportamiento de los consumidores cobre relevancia a la hora de evaluar tanto el éxito del funcionamiento del mercado liberalizado de electricidad como de diseñar nuevas políticas energéticas. En este trabajo se analizan las preferencias de los consumidores a la hora de elegir el comercializador de energía eléctrica en el contexto de la isla de Tenerife. Para ello se diseña un experimento de preferencias declaradas a partir del cual es posible determinar la disposición a pagar por los diferentes atributos del servicio prestado por los comercializadores. Los resultados revelan que en los hogares canarios existe un moderado efecto de lealtad hacia la empresa actual y una preferencia relativa porque sea una empresa perteneciente a una compañía eléctrica la que comercialice el servicio. Las disposiciones al pago estimadas en este estudio crecen con el nivel de ingreso familiar. Se encuentra que la disminución del número de cortes en el suministro y su duración son atributos valorados por los consumidores. En promedio podemos decir que para aumentar en 25 puntos porcentuales la cuota de participación verde, un hogar promedio estaría dispuesto a pagar un 20% de más en la factura. Esta disposición total al pago prácticamente cubriría el gasto necesario para financiar este tipo de programas en Canarias.

PALABRAS CLAVE

Experimentos de elección, preferencias declaradas, disposición a pagar, modelos de elección discreta, efecto ingreso

CLASIFICACIÓN JEL

C25,C81,D12,Q42, H43

1.INTRODUCCIÓN

El sector eléctrico español se encuentra actualmente en una etapa de transición fruto de las modificaciones en el marco regulatorio. Específicamente a partir de la ley 54/1997 del Sector Eléctrico (LSE) se ha comenzado una transición desde un régimen de regulación tradicional a otro donde se introduce la competencia en la generación y en la comercialización. En este contexto, el éxito de la figura del comercializador depende de la adecuación de su oferta a las preferencias de los consumidores. De ahí que, el estudio del comportamiento de los consumidores sea fundamental para evaluar el éxito del funcionamiento del mercado liberalizado de electricidad y para el diseño de políticas energéticas.

En Canarias, la implantación de nuevas empresas comercializadoras de electricidad todavía es muy escasa y básicamente la totalidad del servicio lo realiza una empresa que pertenece al distribuidor Endesa-Unelco, que hasta la reciente liberalización ha venido funcionando en condiciones de monopolio. Por ello, conocer las preferencias de los consumidores canarios adquiere un mayor interés y resulta de gran trascendencia para el diseño de la política energética canaria. De ahí que el principal objetivo de este trabajo sea el de caracterizar el comportamiento de los consumidores de electricidad en Canarias y derivar las disposiciones al pago por los principales atributos que caracterizan el servicio del comercializador.

Para la consecución de este objetivo se ha diseñado un experimento de preferencias declaradas que ha permitido analizar si existe un efecto de lealtad hacia la empresa actual y si los individuos muestran una preferencia relativa porque sea una empresa del sector la que comercialice el servicio. Asimismo, se han obtenido la disposición a pagar de los consumidores por: el ofrecimiento de servicios complementarios por parte del comercializador (en este caso, la realización de una auditoría energética con ahorro

compartido); el número de cortes no planificados al año en el suministro eléctrico, la duración de los cortes de suministro y la proporción de electricidad generada a partir de energías renovables

Aunque a nivel internacional existen numerosos trabajos que estudian la disposición al pago por los atributos que caracterizan el suministro eléctrico de los consumidores domésticos (véanse, entre otros, Goett *et al.*, 2000; Batley *et al.*, 2001; Wiser, 2007; Bollino, 2009 y Scarpa and Willis, 2010), cabe destacar que en España no existe evidencia empírica en esta materia—según el conocimiento de los autores— La práctica más usual para determinar la disposición al pago ha sido recurrir a estudios de valoración contingente. Sin embargo, ha habido cierta controversia sobre el uso de este método y su capacidad para revelar disposiciones a pagar confiables, especialmente cuando se aplican a situaciones donde se consideran múltiples opciones y varios atributos (Diamond y Hausman, 1994). Los experimentos de elección también hacen uso de datos de preferencias declaradas y permiten generar contextos de elección hipotéticos en donde los encuestados de manera implícita revelan su valoración por diferentes atributos. Esta metodología ofrece algunas ventajas con respecto a la valoración contingente, particularmente cuando se desean obtener valoraciones específicas de los atributos que caracterizan un recurso o un servicio antes que una valoración global del mismo (Hanley *et al.*, 1998; Louviere *et al.*, 2000). Por ello, para la aplicación empírica realizada en este estudio se ha optado por utilizar un experimento de elección en el ámbito de los consumidores domésticos, donde se establece como alternativa de referencia la empresa comercializadora con la que actualmente se tiene contratado el suministro. Además, para simular los diferentes escenarios de elección, se realiza un diseño eficiente (Huber y Zwerina, 1996) que representa actualmente una de las técnicas más novedosas dentro del área de diseños de experimentos.

La metodología utilizada se fundamenta en los modelos de elección discreta de utilidad aleatoria, particularmente en modelos *logit mixto*. Los resultados obtenidos revelan la existencia de variación sistemática de los gustos de los consumidores según el nivel de cualificación, determinadas pautas de ahorro energético y el tipo de empresa que se prefiere que comercialice el servicio. Asimismo, todos los atributos considerados en el experimento influyen significativamente en la elección del comercializador, por lo que se encuentra que los individuos están dispuestos a pagar por mejorar los niveles de todos los atributos considerados. Finalmente, se detecta la presencia de un efecto ingreso significativo que explica que las disposiciones a pagar crezcan con el nivel de ingreso familiar del hogar.

El resto del trabajo se ha estructurado de la siguiente forma. En el siguiente apartado se presentan los fundamentos microeconómicos y las formulaciones econométricas. En la sección 3 se describe al experimento de preferencias declaradas, mientras en la sección 4 se muestra un breve análisis descriptivo de los datos utilizados. En la sección 5 se presentan los modelos estimados y se comentan los resultados obtenidos. Finalmente, se exponen las principales conclusiones que se extraen de este trabajo.

2. Fundamentos microeconómicos y formulaciones econométricas

Cuando se quiere estudiar el comportamiento de los consumidores referido al consumo bienes de naturaleza no divisibles, tal como es el caso de las compañías comercializadoras de energía eléctrica, se analizan las elecciones que hacen entre un conjunto de alternativas de carácter discreto. Para ello, generalmente se parte de la teoría de la utilidad aleatoria que considera que los individuos son racionales y efectúan sus elecciones tratando de maximizar la utilidad. Es usual considerar que los determinantes de la función de utilidad (directa) son las características de los bienes

(Lancaster, 1966) y que el proceso de decisión es compensatorio, es decir, que los individuos realizan *trade-offs* entre los atributos cuando eligen la alternativa que máxima utilidad. Además, dado que el investigador no dispone de toda la información que los individuos consideran y que pueden existir variaciones aleatorias en los gustos o errores de medida en algunas variables, se postula que la utilidad que un individuo q asocia a una alternativa i (U_{iq}) es aleatoria y se puede expresar como la suma de dos componentes (Domencich y McFadden, 1975):

$$U_{iq} = V_{iq}(x_{iq}, \beta) + \varepsilon_{iq} \quad i = 1, \dots, M \quad (1)$$

donde V_{iq} es un componente determinístico que depende de un vector características observadas de la alternativa y del individuo (x_{iq}) y de un vector de parámetros a estimar (β); ε_{iq} es un componente aleatorio que refleja lo que el investigador no puede medir u observar y M es el número de alternativas mutuamente excluyentes que conforman el conjunto de elección del individuo.

Dado que se asume que los individuos eligen la alternativa de mayor utilidad, U_{iq} es en realidad una *función de utilidad indirecta condicional*, y por tanto, V_{iq} es la parte observable de dicha función (Jara-Díaz, 2007). Frecuentemente la especificación adoptada para V_{iq} es una función lineal y aditiva en el ingreso *residual* y en los atributos de las alternativas como la siguiente (véase, por ejemplo, Hanemann, 2001):

$$V_{iq} = \alpha_i + \lambda(i_q - c_{iq}) + \sum_k \beta_k q_{ik} \quad (2)$$

donde α_j, λ y γ_k son coeficientes a estimar.¹. A partir de este planteamiento se puede obtener la disposición marginal a pagar por un atributo como el cociente entre el coeficiente del atributo y la utilidad marginal del ingreso (γ_k/λ).

Cabe destacar que se puede hacer un tratamiento adicional al realizado hasta aquí, considerando la existencia de variación interpersonal en los gustos. Cuando ésta es de naturaleza sistemática se puede introducir segmentando la muestra o empleando variables ficticias que permiten estimar coeficientes y constantes específicas para cada perfil socioeconómico considerado (véase, por ejemplo, Pollak y Wales (1992), Revelt y Train (1998) y Ortúzar y Willumsen (2001): Existe, además un planteamiento alternativo que consiste en considerar la heterogeneidad de carácter estocástico mediante la especificación de parámetros aleatorios (Train, 2003)

Para poder modelar la probabilidad de elección de las distintas alternativas se requiere hacer un supuesto sobre la distribución de probabilidad del vector de términos aleatorios ε_{iq} . Como es bien sabido, si se asume que los componentes de error se distribuyen independiente e idénticamente (*iid*) de acuerdo a una distribución valor extremo tipo 1 se deriva el modelo *logit condicional* (LC) (McFadden, 1974).

Una conocida propiedad del modelo logit condicional es la independencia de alternativas irrelevantes (IAI). La propiedad IAI se deriva al asumir que los términos de error tienen una distribución independiente e idéntica, lo que implica asumir independencia entre las utilidades de las alternativas e independencia entre situaciones de elección. Este supuesto es claramente restrictivo y debe ser relajado para poder tener en cuenta patrones de sustitución más generales y la posible correlación entre distintas situaciones de elección de un mismo individuo.

¹ Como puede observarse la elección de una especificación como esta implica asumir que la utilidad marginal del ingreso es constante y común para todas las alternativas.

Por una parte, cuando los individuos enfrentan un experimento de elección donde una de las alternativas disponibles coincide con la que eligen actualmente en la realidad existen argumentos para considerar correlación entre el resto de alternativas. Uno de ellos es el que sugiere que los individuos eligen en forma secuencial, primero enfrentando la decisión de si cambiar o no de empresa comercializadora, y solo si deciden cambiar de empresa entonces enfrentan la elección entre una las potenciales empresas disponibles en el conjunto de elección (Samuelson y Zeckhauser, 1988). Este carácter secuencial de las decisiones podría justificar la existencia de correlación entre términos no observados de la utilidad de las alternativas hipotéticas. Otro argumento es que dicha correlación puede aparecer por el hecho de que ambas alternativas son hipotéticas y el individuo no las ha experimentado, a diferencia de lo que ocurre con la alternativa actual.

Por otra parte, tratar los datos con elecciones repetidas como si fuesen datos de sección cruzada, i.e. hacer el supuesto de independencia entre las elecciones de un mismo individuo, puede no ser apropiado ya que puede conducir a sesgos en los errores estándar de los parámetros estimados (Ortúzar y Willumsen, 2001). No obstante, una manera de evitar este problema es emplear directamente una formulación que permita considerar la correlación entre las observaciones pertenecientes a un mismo individuo, - esto es, la correlación de panel -.

Los modelos *logit mixto* (*mixed logit*) permiten relajar el supuesto de errores *iid* implícito en el logit multinomial. Una de las formulaciones posibles de un modelo logit mixto es la que se ha dado a conocer como *logit con componentes de error* (LCE) (Brownstone y Train, 1999). Esta formulación suele emplearse con el propósito de tener en cuenta la existencia de heteroscedasticidad o de correlación entre los términos de

error de un subconjunto de alternativas. En la versión de componentes de error, la utilidad de la alternativa i para el individuo q se especifica como:

$$U_{iq} = \alpha'x_{iq} + \mu_q z_{iq} + \epsilon_{iq} \quad (3)$$

donde x_{iq} y z_{iq} son vectores de atributos observados de la alternativa i para el individuo q , α es un vector de coeficientes fijos, μ_q es un vector de términos aleatorios con media cero y covarianza Σ y ϵ_{iq} valor extremo *iid*. A partir de esta formulación es posible obtener diferentes patrones de sustituibilidad especificando apropiadamente las variables z_{jq} . En particular, una especificación análoga (pero heteroscedástica) a la del

modelo *logit anidado* se puede obtener definiendo $d_{ik}=1$ si la alternativa i pertenece al nido k y cero en otro caso y especificando las componentes de error como

$$\mu_q' z_{iq} = \sum_{k=1}^K \mu_{qk} d_{ik}, \text{ donde } \mu_{qk} \text{ son } iid N(0, \sigma_k).$$

De esta forma, al imponer que σ_k tome el mismo valor en todos los nidos se puede reproducir fácilmente la estructura correlaciones del logit anidado

Por otra parte, cuando hay disponible más de una observación por individuo, se hace necesario tener en cuenta la secuencia de elecciones efectuadas por un mismo individuo.

Precisamente, el modelo LCE también se puede extender para contemplar la correlación de panel. Asumiendo el enfoque propuesto por Revelt y Train (1998) que permite acomodar heterogeneidad inter-individual pero asume homogeneidad de los gustos intra-individual –esto es, incluye el efecto de las elecciones repetidas asumiendo que los gustos de los individuos varían entre individuos, pero permanecen constantes entre observaciones de mismo individuo, se tiene el denominado *panel mixed logit* (PML) (Train, 2003) que permite recoger la naturaleza de pseudo panel que presentan los datos

de preferencias declaradas (Ortúzar y Willumsen, 2001)². La probabilidad de este modelo viene dada por la siguiente expresión:

$$P_{iq}(\Sigma) = \int \prod_{t=1}^T \frac{e^{\alpha'x_{igt} + \mu_q z_{igt}}}{\sum_{j \in A_{qt}} e^{\alpha'x_{jgt} + \mu_q z_{jgt}}} f(\mu_q | \Sigma) d\mu_q \quad (4)$$

donde t indica la situación de elección, T es el número de situaciones de elección, A_{qt} el conjunto de elección del individuo q en la situación de elección t , y $f(\mu_q | \Sigma)$ la función de densidad de los parámetros en la población.³

Los modelos se estimaron utilizando el método de máxima verosimilitud simulada y se empleó BIOGEME (Bierlaire, 2003). Al simular la probabilidad de elección para cada individuo se emplearon 100 extracciones aleatorias generadas a partir de secuencias de Halton (Bhat, 2001).

3. EL EXPERIMENTO DE PREFERENCIAS DECLARADAS

En este estudio se plantea un experimento de preferencias declaradas donde se considera que los individuos deben elegir entre tres posibles comercializadores. El estudio se dirige a hogares que actualmente tienen contratado el servicio de suministro con una potencia inferior a 10kW.

² Alternativamente la correlación de panel puede contemplarse empleando la versión de *parámetros aleatorios* del logit mixto (RPL). Ambas maneras postulan una matriz de covarianzas con correlación entre alternativas, pero mientras el RPL plantea correlación entre todas las alternativas, el LCE solo considera correlación entre un subconjunto de $(n-1)$ alternativas, pudiendo llegar a confundirse con la estructura de correlación de un logit anidado. No obstante, en la versión RPL la correlación de panel y la heterogeneidad aleatoria de los gustos pueden llegar a confundirse, no existiendo ningún método de aislar ambos efectos (Yáñez *et al.*, 2010).

³ Esta probabilidad se simula de manera similar al caso de una única observación por periodo. Se toma una extracción de β a partir de su distribución. La fórmula logit se calcula para cada situación de elección, y se calcula el producto de todas ellas. Este proceso se repite para muchas extracciones y el resultado se promedia (Train, 2003).

El diseño del experimento tomó como punto de partida el llevado a cabo por Goett *et al* (2000). No obstante, el diseño se trató de mejorar en varios aspectos. En primer lugar, con el propósito de ganar realismo y hacer que el tipo de elecciones hipotéticas enfrentadas por los individuos fuesen lo más familiares posible, se optó por hacer el diseño incluyendo una *alternativa pivote o de referencia* (Rose *et al.*, 2008), de tal manera que los niveles de los atributos se adaptan a la experiencia actual de la persona entrevistada. De este modo, las alternativas que se presentan en las diferentes situaciones de elección son diferentes para cada individuo y se definen pivotando los valores de los niveles sobre los de la alternativa de referencia -considerando variaciones en términos absolutos o relativos-. Referenciar el diseño sobre una alternativa es, además, una manera de potenciar la relevancia en los niveles de los atributos, en línea con las ideas de la *teoría de las perspectivas* (Tversky y Kahneman, 1981).

En segundo lugar, se ha empleado un *diseño eficiente* –i.e. un diseño que se construye con el objetivo de minimizar el error estándar de los coeficientes de la utilidad- (véase, Huber y Zwerina, 1996; Kanninen, 2002; Sándor y Wedel, 2002). En particular, se ha construido un diseño que minimiza el D_p -error, que es una medida de eficiencia que se puede emplear cuando se dispone de información *a priori* sobre el valor de los parámetros (Carlsson y Martinsson, 2002; y Huber y Zwerina, 1996). En este caso, los valores *a priori* de los parámetros se obtuvieron a partir de un experimento piloto que se efectuó previamente⁴. Dada la dificultad de conocer de antemano la especificación final del modelo, se optó por generar un diseño eficiente para un modelo logit multinomial con una especificación de la función de utilidad lineal en los parámetros. Asimismo, se consideró un diseño homogéneo para todos los individuos con nueve situaciones de

⁴ Este experimento piloto también se construyó a partir de un diseño eficiente donde los valores *a priori* de los parámetros se fijaron de forma que las disposiciones a pagar resultantes fuesen consistentes con las obtenidas por otros estudios en contextos similares. Los modelos estimados con los datos de la muestra piloto, de hecho, permitieron recuperar los valores *a priori* de las disposiciones al pago.

elección y para generarlo se empleó el programa *N-gene* (ChoiceMetrics, 2010) considerando 1.000.000 de iteraciones.

Para tratar de conocer las preferencias por distintos tipos de comercializador, y particularmente, para averiguar si existen reticencias a que el servicio sea prestado por empresas que no pertenecen a una compañía eléctrica, se emplearon etiquetas para caracterizar a cada uno de los comercializadores. De esta manera, las tres alternativas que conforman el conjunto de elección son: (i) la alternativa de referencia que es la empresa que actualmente comercializa el servicio de suministro eléctrico⁵, perteneciente a la compañía eléctrica Endesa (ii) un comercializador perteneciente a otra compañía eléctrica (iii) una empresa comercializadora de otro sector que goza de buena imagen/prestigio entre los consumidores. No se incluye como alternativa la opción de no elegir ningún comercializador puesto que supondría que el individuo prefiere no tener suministro eléctrico en su hogar.

Como etapa previa al diseño se llevó a cabo una dinámica de grupo focal que permitió seleccionar los atributos que se debían incluir en el experimento. Con el fin de determinar los atributos que se incluirían en el diseño definitivo, así como de probar el cuestionario, el lenguaje, la secuencia y el formato del mismo sobre un grupo de individuos mayor y más heterogéneo que el grupo focal previo, se llevó a cabo una encuesta piloto donde se encuestó a 73 individuos. Como resultado de todo este proceso se decidió caracterizar el servicio ofrecido por cada una de las empresas comercializadoras mediante 5 atributos: (1) el coste mensual del consumo de energía eléctrica, (2) el número de cortes no programados de suministro que ocurren en un año, (3) la duración promedio de cada uno de los cortes, (4) el porcentaje de energía eléctrica

⁵ En el momento de realizar la encuesta (diciembre de 2010), la práctica totalidad de los hogares de Canarias contrataban el suministro eléctrico con la empresa *Endesa Energía XXI S.L.*, empresa perteneciente a la compañía eléctrica Endesa que se ocupa de los abonados acogidos a la tarifa de último recurso.

obtenido a partir de energías renovables y (5) la posibilidad de disponer de un servicio de auditoría energética con ahorro compartido⁶. Los niveles de los atributos de las dos empresas alternativas se plantearon como variaciones sobre los valores de referencia que definían la empresa actual.⁷

4. DATOS

Los datos se obtienen a partir de una muestra aleatoria estratificada de hogares realizada en la isla de Tenerife (España). Para recopilar la información se empleó el método de *entrevista personal asistida por computador*, que permitía personalizar la encuesta a cada individuo. Las encuestas se llevaron a cabo a finales de 2010. La muestra fue elegida para reflejar la edad, el género, el tipo de hogar, el tipo de actividad y el nivel de ingreso en la isla. Se obtuvieron un total de 376 encuestas válidas. A cada individuo se le presentan 9 escenarios de elección, por lo que se dispone de un total de 3384 observaciones.

⁶ La auditoría energética con ahorro compartido consiste en que la empresa que realiza la auditoría a un cliente pacta con éste que, durante un periodo de tiempo determinado, la mitad del dinero que ahorraría en la factura como consecuencia de seguir las recomendaciones del estudio, se le pagaría a quien realiza la auditoría.

⁷ De esta manera, el coste de la factura mensual del consumo en electricidad se corresponde con el promedio de gasto mensual en energía eléctrica revelado por el propio encuestado. El porcentaje de energía eléctrica producido con energías renovables se obtuvo de las Estadísticas Energéticas de Canarias (2007). El número de cortes al año y la duración promedio de los cortes del suministro son aspectos de los que no es posible obtener de una información objetiva al nivel de cada hogar encuestado. La compañía eléctrica que actualmente presta el servicio de suministro dispone de información muy limitada sobre estas variables, reduciéndose ésta a algunos agregados zonales a partir de los cuales difícilmente se puede deducir con precisión el número de cortes que se han producido en un hogar determinado y la duración promedio de los mismos. Atendiendo a la información disponible sobre el TIEPI (tiempo de interrupción equivalente de la potencia instalada en media tensión) y los tiempos de interrupción del suministro programados, directivos de la compañía eléctrica que opera en el área de estudio sugirieron que un promedio razonable para caracterizar estos atributos de servicio de la empresa actual son los de 4 cortes al año y 15 minutos de duración por corte. Estos son los niveles que se usaron para caracterizar la alternativa de referencia de todos los usuarios en el experimento de elección. Finalmente, dado que la empresa comercializadora actualmente no ofrece el servicio de auditoría energética, esta opción aparece como no disponible para todos los individuos en el caso de la alternativa de actual o de referencia.

El reparto por género de los encuestados es homogéneo, contando con 185 hombres (49,2%) y 191 mujeres (50,8%). La mayor parte de los encuestados se concentran en el estrato de edad comprendido entre 41 y 50 años (el 28,72%), seguido por individuos con edades comprendidas entre 31 y 40 años (el 26,6%). Los encuestados con edades superiores a 50 años representan un 22,07% de la encuesta y un porcentaje similar se obtuvo para los encuestados con edades entre 17 y 30 años (un 22,61%).

En relación al nivel de estudios, cabe destacar que la mayor parte de los individuos encuestados (el 34,57%) tiene formación a nivel de bachiller o formación profesional; el siguiente porcentaje en orden de importancia se encuentra para los individuos con nivel de diplomado, que concentra el 20,74% de los encuestados. La concentración de individuos con nivel de educación inferior a bachiller y superior a diplomado son muy similares y representan, respectivamente, un 25% y un 20%

La actividad de la mayoría de los individuos encuestados es la de trabajador por cuenta ajena (63,8%), los individuos que están en una situación de desempleo y aquellos que trabajan por cuenta propia representan, cada categoría, porcentajes de participación en la muestra muy similares (un 11% cada uno).

La mayor parte de los encuestados declaran tener un nivel de ingreso líquido familiar comprendido entre 1.000 y 2.000 euros mensuales, el 39,89%. El siguiente estrato de renta más representado es el comprendido entre 2.000 y 3.000 euros mensuales (23,14%). Los encuestados con renta familiar inferior a 1.000 y con renta comprendida entre 3.000 y 4.000 euros representan un 14% cada estrato.

Cuando se analiza el gasto medio mensual en electricidad por hogar, se encuentra que los niveles más altos se dan para el tipo de hogar referido a casa unifamiliar o chalet (43,9€), siendo la media de gasto de 49,18€. Las viviendas tipo casa unifamiliar o

chalets y los adosados y pareados concentran individuos con niveles medios de renta familiar más alta y esto explica el mayor gasto medio de este tipo de hogar.

En la encuesta (que acompañaba al experimento de elección) se incluyeron dos tipos de cuestiones. En primer lugar, una pregunta referida a cómo valoran los individuos que cada una de las empresas consideradas sea la que preste el servicio. Esta cuestión se introduce para recoger la lealtad a la empresa actual y el rechazo-aceptación a que sean empresas de fuera del sector las que comercialicen el servicio. Se encuentra que la empresa que obtiene la mayor puntuación media es la empresa actual Unelco-Endesa (5,5), seguida por otra empresa del sector (4,8) y finalmente la empresa de fuera del sector es la menos valorada (3,8).

En segundo lugar, una pregunta con el propósito de averiguar si los individuos llevan a cabo algunas pautas con la finalidad de ahorrar energía (p.e: usar regletas para evitar dejar encendidas las luces piloto de los distintos aparatos eléctricos, o emplear bombillas o electrodomésticos de bajo consumo). El objetivo de incluir estas preguntas es determinar si los individuos que siguen estas pautas de ahorro presentan disposiciones a pagar más elevadas por el uso de energías renovables. Los resultados muestran que el comportamiento más habitual es el que consiste en evitar dejar luces encendidas, seguido por el uso de bombillas de bajo consumo, el empleo de los electrodomésticos de clase A y finalmente el uso de regletas para evitar pilotos encendidos. Además, se observa que los individuos que declaran evitar dejar las luces encendidas en mayor medida son los de menor nivel de renta familiar.

5. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS Y ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

En este apartado se presentan las estimaciones de los modelos especificados para la muestra definitiva de 376 individuos. La función indirecta de utilidad que se especifica en todos los modelos es lineal, de acuerdo a la expresión (2). Las variables explicativas consideradas son las que se describen en la tabla 1. La elección de las variables que entran en la utilidad de cada alternativa se determinó mediante exploración y testeo tanto con modelos logit multinomiales como con panel logit con componentes de error. En la especificación de los modelos se introducen todas las variables con parámetros genéricos. Además, se incluye una constante específica en la utilidad de cada una de las empresas alternativas a la empresa actual (Asc_sector , $Asc_nosector$), que se toma como referencia. De esta manera, un signo positivo en la constante específica de una empresa refleja que *ceteris paribus* esa empresa tiene asociada una mayor utilidad que la empresa actual, por lo que tendría una mayor probabilidad de ser elegida y, por tanto, de que se diese un cambio de operador. Un signo negativo sería indicativo de un preferencia relativa por la empresa actual que podría explicarse por diversos factores como el hecho de que estas empresas sean relativamente menos valoradas por los individuos y/o la presencia de costes de cambio que dificultan el cambio de comercializados.

Para captar la posible existencia de variación sistemática de las preferencias se introdujeron interacciones entre los atributos de cada empresa y una serie de variables ficticias de acuerdo con la expresión (6), así como variables ficticias específicas de una alternativa. Para ello se definieron variables que describen características socioeconómicas de los individuos, pautas de comportamiento relativas al ahorro energético declaradas por los individuos y valoraciones otorgadas por los mismos a las

distintas empresas que pueden ofrecer el servicio. Éstas variables también aparecen descritas en la tabla 1.

Tabla 1. Definiciones de las variables

Nombre de las variables	Definiciones
<i>Atributos</i>	
Coste	Coste mensual del consumo de energía eléctrica en euros
Cortes	Número de cortes de suministro que ocurren en un año
Duración	Minutos de duración promedio de un corte de suministro
Renovables	Porcentaje de energía eléctrica obtenido a partir de energías renovables
Auditoría	1 si la empresa ofrece un servicio de auditoría energética con ahorro compartido; 0 en otro caso
<i>Variables ficticias que se interaccionan con atributos</i>	
D_IngFam_2	1 si el ingreso familiar está entre 2.001 y 3.000 €/mes; 0 en otro caso
D_IngFam_3	1 si el ingreso familiar es mayor de 3.000 €/mes; 0 en otro caso
D_Edad_50	1 si la edad es mayor o igual a 50 años; 0 en otro caso
D_Universitario	1 si es diplomado, licenciado o posgraduado; 0 en otro caso
D_Pautas_Ahorro	1 si declara seguir una serie de pautas de comportamiento tendentes a ahorrar energía eléctrica ⁸ ; 0 en otro caso
<i>Variables ficticias específicas de una alternativa (Alternativa en que entran)</i>	
D_Valora Actual (1)	1 si la valoración otorgada a que el comercializador sea la empresa actual es superior a 7; 0 en otro caso
D_Valora Sector (2)	1 si la valoración otorgada a que el comercializador sea una empresa del sector es superior a 7; 0 en otro caso
D_Valora Nosector (3)	1 si la valoración otorgada a que el comercializador sea una empresa con buena imagen en otro sector es superior a 7; 0 en otro caso

El planteamiento seguido para tener en cuenta el efecto-ingreso, consistió en la introducción de interacciones entre el coste y dos variables ficticias definidas para los dos niveles de ingreso familiar considerados, de tal manera que el coste entra en la utilidad de cada alternativa de la siguiente forma:

⁸ Esta variable ficticia se define a partir de las respuestas entregadas por los individuos a la pregunta “¿En qué medida emplea los siguientes productos?” que se efectuó en relación con las acciones encaminadas a evitar dejar luces encendidas y con el uso de bombillas de bajo consumo, regletas para evitar pilotos encendidos y electrodomésticos de clase A. Los individuos debían responder a cada uno de los apartados de la pregunta usando una escala de 0 (nunca) a 10 (siempre). La variable ficticia toma valor uno si la puntuación otorgada en promedio es superior a 7 y 0 en otro caso.

$$(\beta_{Coste} + \beta_{IngFam_1} \times D_{IngFam_1,q} + \beta_{IngFam_2} \times D_{IngFam_2,q}) \times Coste_{i,q}$$

Teniendo en cuenta que la utilidad marginal del ingreso coincide con el valor absoluto del coeficiente del coste, esta especificación conduce a tres valores distintos de la utilidad marginal del ingreso de acuerdo al nivel de ingreso familiar. Los valores para cada estrato de ingreso se obtienen de acuerdo a lo expresado en la siguiente tabla, esperándose *a priori* que los signos y las magnitudes de los coeficientes estimados verifiquen que la utilidad marginal del ingreso sea decreciente con el nivel de ingreso familiar.

Tabla 2. Cómputo de la utilidad marginal del ingreso

<i>Utilidad marginal del ingreso</i>	<i>Nivel de ingreso</i>
$-\beta_{Coste}$	Ingreso familiar hasta 2.000€mes
$-(\beta_{Coste} + \beta_{IngFam_2})$	Ingreso familiar entre 2.001 y 3.000€mes
$-(\beta_{Coste} + \beta_{IngFam_3})$	Ingreso familiar superior a 3.000€mes

Con respecto a las formulaciones econométricas empleadas, señalar que para todas las especificaciones de la utilidad que se probaron se estimaron siempre dos modelos: un logit condicional (LC) y un panel mixed logit con componentes de error (PML). En la tabla 3 se muestran los resultados obtenidos para cada uno de los modelos estimados y, además de los valores de los coeficientes estimados es posible encontrar distintas medidas de bondad de ajuste. La significación estadística individual se presenta en términos de los valores del estadístico t. Los resultados de todas las estimaciones pueden considerarse aceptables, no sólo porque los signos de los coeficientes estimados coinciden con los esperados *a priori*, sino porque sus estadísticos *t* son satisfactorios en la mayoría de los casos. Los valores del rho-cuadrado ajustado están por encima de 0.14 en los modelos MNL, como es habitual en el caso de datos de sección cruzada, y aumentan significativamente hasta 0.25 cuando se tiene en cuenta la correlación de panel con las formulaciones de tipo PML.

Tabla 3. Modelos estimados

Variables	LC1		PML1		PML2	
	Coef.	t-test	Coef.	t-test	Coef.	t-test
Auditoría (1,2,3)	0.248	5.09	0.262	5.2	0.271	5.46
Cortes (1,2,3)	-0.195	-10.27	-0.253	-12.06	-0.251	-11.99
Coste (1,2,3)	-0.153	-17.04	-0.221	-18.37	-0.221	-18.37
Coste x D_IngFam_2 (1,2,3)	0.0837	7.8	0.114	8.56	0.114	8.56
Coste x D_IngFam_3 (1,2,3)	0.0471	4.09	0.0757	5.32	0.0758	5.33
Duración (1,2,3)	-0.0163	-6.07	-0.022	-7.73	-0.0217	-7.64
D_Valora Actual (1)	0.716	8.87	1.22	4.41	1.19	4.74
D_Valora_Sector (2)	0.313	3.81	0.144	1.33	-	-
D_Valora Nosector (3)	0.816	8.41	0.567	4.78	0.572	4.78
ASC_Sector (2)	0.0922	1.13	0.974	4.81	0.715	12.24
ASC_Nosector (3)	-0.509	-6.01	0.273	1.36	-	-
Renovables	0.0297	9.26	0.0403	10.35	0.0414	11.17
Renovables x D_Pautas_Ahorro	0.015	4.34	0.00863	1.9	0.00825	1.82
Renovables x *D_Edad>50	-0.0116	-2.9	0.000539	0.1	-	-
Renovables x *D_Universitario	0.0214	6.03	0.0145	3.12	0.0142	3.05
<i>Componente de error</i>						
σ	-	-	-2.34	-15.71	-2.31	-16.06
<hr/>						
Número de observaciones	3384		3384		3384	
Número de individuos	376		376		376	
Null log-likelihood:	-3717.7		-3717.704		-3717.7	
Cte log-likelihood:	-3650.48		-3650.483		-3650.48	
Init log-likelihood:	-3717.7		-3717.704		-3717.7	
Final log-likelihood:	-3134.57		-2742.207		-2743.71	
Likelihood ratio test:	1166.265		1950.993		1947.987	
Rho-square:	0.157		0.262		0.262	
Adjusted rho-square	0.153		0.258		0.258	

La primera columna de la tabla 3 contiene los parámetros estimados y los estadísticos- t para un modelo logit condicional (LC1). La columna 2 presenta un modelo logit mixto que tiene en cuenta la correlación de panel y que tiene la misma especificación para el componente determinístico que el LC1 más un componente de error normal *iid* con media cero y varianza a estimar que se introduce en la utilidad de las dos empresas hipotéticas (PML1), lo que lleva a incorporar correlación entre estas dos alternativas⁹.

En este caso, el parámetro σ -que denota la desviación estándar del componente del término de error que sigue una distribución normal- resulta estadísticamente significativo a nivel individual y, además, se produce una notable ganancia en términos

⁹ Cabe notar que, a la hora de introducir los componentes de error, también se probaron las otras dos combinaciones posibles que implican introducir el componente de error en la empresa actual y en una de las empresas alternativas, pero la ganancia en bondad de ajuste con respecto al modelo logit simple es en ambos casos significativamente menor.

de bondad de ajuste confirmada por el considerable aumento en el valor del rho-cuadrado ajustado¹⁰. Ambos resultados confirman que tanto la introducción del componente de error como la consideración de correlación de panel logran una mejora significativa en la especificación del modelo en este contexto de estudio.

Adicionalmente y para ganar en eficiencia, se eliminan de la especificación las variables que no resultaron significativas, dando lugar al modelo PML2. La eliminación de estas variables se ve confirmada por un test de razón de verosimilitud que compara este modelo con el PML1, al tiempo que se observa como el resto de coeficientes estimados se mantienen prácticamente inalterados. Por estos motivos el modelo PML2 es el que se ha elegido para caracterizar las preferencias de los consumidores y el que se toma como base para el cálculo de las disposiciones a pagar que se presentan en la siguiente sección.

Los resultados del modelo PML2 muestran la existencia de variaciones sistemáticas en las preferencias por las energías renovables de acuerdo al nivel de estudios y a ciertas pautas de ahorro energético que pueden estar relacionadas con una mayor sensibilidad por los problemas medioambientales. Los coeficientes estimados para las interacciones con la variable *renovables* revelan, por una parte, que la valoración del uso de energías renovables aumenta significativamente con el nivel de estudios y, por otro lado, que los individuos que declaran seguir pautas de ahorro energético efectivamente ponderan en mayor medida el uso de este tipo de energías.

Asimismo, las magnitudes y los signos estimados para los coeficientes de las interacciones entre las variables ficticias de nivel de ingreso y el coste muestran que la

¹⁰ Cuando se considera correlación entre las alternativas hipotéticas mediante la introducción del componente de error, al tiempo que se tiene en cuenta la correlación de panel en el proceso de estimación, el rho-cuadrado ajustado experimenta un aumento del 68%. Por el contrario, cuando solo se introduce el componente de error pero no se tiene en cuenta la correlación de panel, el rho-cuadrado ajustado prácticamente no varía, si bien el parámetro σ sigue siendo significativo y el valor de la log-verosimilitud en convergencia aumenta sensiblemente.

utilidad marginal del ingreso de los individuos decrece con el mismo. Esto implica que existe un efecto-ingreso significativo que influye en la elección del comercializador y que dará lugar a que las disposiciones a pagar aumenten con el nivel de ingreso familiar, como cabría esperar.

Los resultados obtenidos para las constantes específicas permiten realizar una serie de consideraciones¹¹. En primer lugar, la constante específica de la empresa de otro sector no resulta significativa indicando que no existe una preferencia sistemática relativa por este tipo de empresa frente a la empresa actual, por lo que *ceteris paribus* no parece existir ningún incentivo al cambio hacia este tipo de comercializador. Esto sugiere que para que se pueda producir la entrada de este tipo de empresas en el mercado, las ofertas de estas empresas deberían mejorar los niveles de servicio prestado por la empresa actual y/o ofrecer algún servicio complementario. En segundo lugar, la constante específica de la empresa del sector resulta significativa y con signo positivo lo que manifiesta una preferencia relativa sistemática de los individuos por este tipo de empresa. Esto difícilmente se puede atribuir a un único factor y podría estar reflejando aspectos tales como una valoración negativa de la empresa actual que provoca un deseo de cambiar de empresa o una percepción de que los costes de cambio son poco importantes o al menos cuyos efectos en la decisión de cambio se ven compensados con los que provoca la valoración negativa de la empresa.

La existencia de efectos como la lealtad a la empresa se trató de detectar mediante la introducción de una variable ficticia específica de la empresa actual, que vale 1 si los individuos valoran bien¹² la empresa. Efectivamente, el coeficiente de esta variable es

¹¹ Para la interpretación de las constantes no se ha tenido en cuenta la heterogeneidad de carácter aleatorio que introduce el componente de error. Por tanto, todos los comentarios se refieren únicamente a la preferencia sistemática por cada alternativa.

¹² Se consideró que un individuo puede ser *leal* a la empresa cuando tiene una buena experiencia como cliente y le otorga a la empresa una valoración superior a 7 puntos a que la empresa actual sea el comercializador.

significativo, positivo y mayor que la constante específica de la empresa de otro sector, lo que indica que el grupo de individuos que valora bien la empresa actual (y que representa un 30% de la muestra) presenta una reticencia significativa a cambiar de comercializador.

Para medir la posible influencia de tener una buena imagen de empresa a la hora de entrar en el mercado de comercialización se introdujeron también variables de valoración de la empresa específicas para las empresas del sector y las empresas conocidas de otro sector. Se encuentra que en el caso de las empresas del sector esta variable no es significativa, por lo que este efecto de imagen ya parece haberse captado con la constante específica para estas empresas. En el caso de las empresas conocidas del otro sector, solo un 15% de la muestra puntuó este tipo de empresas con más 7 puntos. Efectivamente este grupo de individuos muestra una mayor preferencia por estas empresas, aunque teniendo en cuenta el valor de coeficiente estimado para la constante específica, incluso estos usuarios tendría una preferencia relativa por que fuese una empresa del sector la que comercializara el servicio.

Finalmente, al comparar los resultados del PML2 con los del LC1 se pone de manifiesto que imponer los supuestos restrictivos sobre los términos de error implícitos en modelo logit y no considerar la correlación de panel llevaría erróneamente a concluir que: (1) la valoración de las energías renovables es menor en la población de 50 años o más; (2) la constante específica de la empresa de otro sector es negativa y significativa por lo que las empresas de otro sector parecerían menos atractivas que la empresa actual *ceteris paribus*; (3) la constante específica de la empresa del sector es positiva pero no significativa, por lo que se concluiría que los individuos valoran la empresa actual y las otras empresas del sector muy similarmente *ceteris paribus*.

Disposiciones al pago.

Tabla 4. Disposiciones marginales a pagar (€/mes)

		Ingreso Familiar (€/mes)			
		I (0 - 2.000)	II (2.001 - 3.000)	III (3.000 -)	
Auditoría		1.23	1.87	2.53	
Cortes		-1.14	-1.73	-2.35	
Duración		-0.10	-0.15	-0.20	
% Renovables	No	No sigue pautas de ahorro	0.19	0.29	0.39
		Sigue pautas de ahorro	0.22	0.34	0.46
	Universitario	No sigue pautas de ahorro	0.25	0.38	0.52
		Sigue pautas de ahorro	0.29	0.44	0.60

En la tabla 4 se presentan las disposiciones *marginales* a pagar por los cuatro atributos considerados en el experimento según el nivel de ingreso familiar mensual que se obtienen a partir de los coeficientes estimados para el modelo PEC-ML2. A modo de ejemplo, se encuentra que un individuo del segmento de ingreso familiar II (entre 2.001 y 3.000 € mensuales) estaría dispuesto a pagar 1,87€ más en su factura mensual por disponer de un servicio de auditoría energética con ahorro compartido. Las disposiciones marginales a pagar negativas indican que el individuo está dispuesto a pagar por *reducir* el nivel del atributo, ya que son atributos que afectan negativamente al nivel de utilidad. Así, por ejemplo, un individuo de ingreso familiar medio estaría dispuesto a pagar 1,73€ más en su factura mensual por reducir en una unidad el número de cortes en el suministro eléctrico que se producen al año.

Los valores obtenidos ponen de manifiesto que las disposiciones a pagar crecen con el nivel de ingreso familiar del encuestado. En concreto, se observa que las disposiciones a pagar de los individuos de los estratos de ingreso II y III son, respectivamente, un 35% y 106% más elevadas que las del estrato I.

En cuanto a la disposición marginal a pagar por aumentar el porcentaje de energías renovables usadas en la generación de electricidad es posible hacer varias observaciones. En primer lugar, los individuos con estudios universitarios estarían

dispuestos a pagar un 34% más que los no universitarios. En segundo lugar, los individuos que siguen pautas de ahorro energético revelan una disposición al pago un 14% mayor en el caso de ser universitarios y un 19% mayor en otro caso.

6. CONCLUSIONES

El análisis de las preferencias de los consumidores domésticos de energía eléctrica parece indicar la existencia de un moderado efecto de lealtad hacia la empresa actual, pues sólo se observa para los usuarios que valoran bien las condiciones actuales en las que se presta el servicio y que constituyen aproximadamente un 30% de la muestra. Asimismo, se encuentra que los individuos muestran una preferencia relativa mayor porque sea una empresa del sector la que comercialice el servicio. Esto supone un hándicap para la entrada de nuevas empresa que operan en otros sectores.

Las disposiciones al pago estimadas en este estudio permiten extraer una serie de conclusiones. En primer lugar, se encuentra que éstas crecen con el nivel de ingreso familiar. En segundo lugar, al igual que se desprende de otros estudios, la disminución del número de cortes en el suministro es un atributo valorado por los consumidores. Así, por ejemplo, un hogar con un ingreso familiar mensual menor o igual a 2.000 euros estaría dispuesto a pagar 1,14 euros al mes por reducir en una unidad el número de cortes anuales no programados; esto es, aproximadamente un 2% del valor de la factura mensual. En tercer lugar, se observa que los usuarios están dispuestos a pagar 0,1 euros al mes por disminuir la duración promedio de un corte del suministro en un minuto; esto es, 0,5 euros al mes por reducir una tercera parte la duración actual de un corte (que es de 15 minutos). En cuarto lugar, se encuentra que los hogares con ingreso familiar mensual menor o inferior a 2.000 euros están dispuestos a pagar 1,23 euros adicionales al mes por que el comercializador ofrezca esta posibilidad. No obstante, para disponer

de una valoración más precisa de este servicio se requeriría hacer un experimento donde se concreten con mayor detalle los ahorros y las condiciones en las que se financiaría el mismo en cada caso particular.

En quinto lugar comentamos los resultados relacionados con las energías verdes o limpias pues son de gran importancia desde el punto de vista de la política energética. Los consumidores más identificados con pautas de ahorro energético valoran más este tipo de atributo, es decir, pagarían más por su introducción paulatina en la generación de electricidad. Este resultado es esperable como señalan otros trabajos (Nomura y Akai, 2004). También se está dispuesto a pagar más si se tienen estudios universitarios. En concreto, un universitario con pauta de ahorro está dispuesto a pagar 0,29 euros por aumentar un 1% la cuota verde, es decir, casi tres euros en la factura mensual por un incremento del 10%. Esta cantidad se duplica en el caso de los consumidores de ingreso superior lo que viene a suponer aproximadamente un 10% de su factura mensual.

En promedio podemos decir que para aumentar en 25 puntos porcentuales la cuota de participación verde, un hogar promedio estaría dispuesto a pagar un 20% de más en la factura. Este porcentaje de aumento es el que tendría que producirse para cumplirse los objetivos del PECAN 2006. Este último resultado merece un análisis de tipo comparativo respecto al coste y a la disposición total a pagar por este tipo de energías. Debemos recordar que la mayoría de estudios encuentran una disposición positiva por este tipo de energías limpias aunque de carácter limitado (Ek, 2005; Bolino, 2009), en el sentido de que el mercado por sí solo no alcanza para financiar los objetivos señalados por las autoridades competentes en la materia.

En Canarias, un 20% de la facturación a los consumidores podría suponer una cantidad anual superior a los 200 millones de euros en 2009. Esta cantidad puede ser comparada con la inversión necesaria para el desarrollo de este tipo de energías prevista en el

PECAN 2006, que es de 1420 millones de euros de 1996 entre 2007 y 2015. En definitiva, esta disposición total al pago prácticamente cubriría el gasto necesario para financiar este tipo de programas. No olvidemos que estamos hablando de formas de participación voluntaria de los consumidores, por lo que si tenemos en cuenta que parece que los programas obligatorios comprometen más a la población (Wiser, 2007), podemos concluir que en Canarias la sociedad está muy predispuesta de forma positiva con este tipo de medidas.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido financiado conjuntamente por la Agencia Canaria de Investigación, Innovación y Sociedad de la Información del Gobierno de Canarias y por el FEDER (Proyecto PI 2007/25). Asimismo, los autores desean expresar su agradecimiento a Juan de Dios Ortúzar y a Elisabetta Cherchi por haber contribuido a mejorar todos los aspectos relativos al diseño del experimento de preferencias declaradas.

REFERENCIAS

- Batley, S.L., Colbourne, D., Fleming, P.D., Urwin, P. (2001). Citizen versus consumer: challenges in the UK green power market. *Energy Policy* 29 (6), 479-487.
- Bhat, C.R. (2001): "Quasi-Random Maximum Simulated Likelihood Estimation of the Mixed Multinomial Logit Model", *Transportation Research* 35B, 677-693.
- Bierlaire, M. (2003). [BIOGEME: A free package for the estimation of discrete choice models](#) , *Proceedings of the 3rd Swiss Transportation Research Conference*, Ascona, Switzerland.
- Bollino, C. A. (2009). The willingness to pay for renewable energy sources: The case of Italy with socio-demographic determinants. *Energy Journal* 30 (2), 81-97.
- Brownstone, D. and K. Train (1999), 'Forecasting new product penetration with flexible substitution patterns', *Journal of Econometrics* 89, 109–129.

Carlsson, F. y Martinsson (2002). Design techniques for stated preference methods in health economics. *Health Economics*, 12, 281–294.

Carlsson, F. and Martinsson (2008). Willingness to pay among Swedish households to avoid power outages.- A random parameter Tobit model approach. *Energy Journal* 28, 75-89.

ChoiceMetrics (2010). Ngene 1.0.2. User manual & reference guide. The Cutting Edge in Experimental Design. www.choice-metrics.com

Diamond, P. y J. Hausman, Contingent valuation: is some number better than no number?, *Journal of Economic Perspectives* 8, 45–64.

Ek, K. (2005). Public and private attitudes towards “green” electricity: the case of Swedish wind power. *Energy policy* 33, (13), 1677-1689.

Estadísticas Energéticas de Canarias (2006), Consejería de empleo, industria y comercio. Gobierno de Canarias.

<http://www.gobiernodecanarias.org/cicnt/doc/industriayenergia/publicaciones/Anuario2006.pdf>

PECAN 2006 -2015, Consejería de industria, comercio y nuevas tecnologías. Gobierno de Canarias.

<http://www2.gobiernodecanarias.org/energia/doc/planificacion/pecan/pecan2007.pdf>

Goett, A., K. Hudson y K. Train (200) Customer Choice Among Retail Energy Suppliers: The Willingness-to-Pay for Service Attributes, *Energy Journal*, 21, 1-28.

Hanemann, W.M. (2001): "Applied Welfare Analysis with Discrete Choice Models". In C. Kling and J. Herriges (eds.), *Valuing the Environment Using Recreation Demand Models*, Edward Elgar, Cheltenham.

Hanley, N., MacMillan, D., Wright, R., Bullock, C., Simpson, I., Parsisson, D.,

- Crabtree, B. (1998). Contingent valuation versus choice experiments: estimating the benefits of environmentally sensitive areas in Scotland. *Journal of Agricultural Economics* 49, 1 – 15
- Huber, J. y K. Zwerina (1996). The importance of utility balance and efficient choice designs. *Journal of Marketing Research*, 33(August), 307-317.
- Jara-Díaz, S. (2007). *Transport Economic Theory*, Elsevier, Holland.
- Kanninen, B.J. (2002). Optimal design for multinomial choice experiments. *Journal of Marketing Research*, 39(May), 214-217.
- Lancaster, K. (1966), A new approach to consumer theory, *Journal of Political Economy*, 74: 132-157.
- Louviere, J.J., D.A. Hensher, and J.D. Swait (2000) *Stated Choice Methods—Analysis and Application*. Cambridge University Press, UK.
- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour, in: P. Zarembka (Ed.). *Frontiers in Econometrics*, pp. 105–142 (New York: Academic Press).
- Nomura, N and M. Akai (2004). Willingness to pay for green electricity in Japan as estimated through contingent valuation method. *Applied Energy* 78, 453-463.
- Ortúzar, J. de D. and Willumsen, L.G. (2001), *Modelling Transport*, 3rd ed., John Wiley and Sons, Chichester.
- Pollak, R.A. and T.J. Wales (1992): *Demand Specification and Estimation*. Oxford University Press, New York.
- Revelt, D. and Train, K. (1998) Mixed logit with repeated choices: households' choices of appliance efficiency level, *The Review of Economics and Statistics*, 647-657.
- Rose, J.M., M.C.J. Bliemer, D. A. Hensher, y A.C. Collins (2008). Designing efficient stated choice experiments involving respondent based reference alternatives. *Transportation Research Part B* 42 (4), 395-406.

Samuelson, W. y R. Zeckhauser (1988) Status quo bias in decision making. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1, 7-59.

Sándor, Z. y M. Wedel (2001). Designing Conjoint Choice Experiments Using Managers' Prior Beliefs. *Journal of Marketing Research* 38, 430-444.

Scarpa, R. and Willis, K. (2010). Willingness to pay for renewable energy: Primary and discretionary choice of British households for micro-generation technologies. *Energy economics* 32, 129-136.

Train, K. (2003). *Discrete Choice Methods with Simulation* (Cambridge: Cambridge University Press).

Tversky, A. y D. Kahneman, (1981). The framing of decisions and the psychology of choice. *Science* 211, 453-458.

Wiser, R. (2007). Using contingent valuation to explore willingness to pay for renewable energy: a comparison of collective and voluntary payment vehicles. *Ecological Economics* 62, 419-432.

Yáñez, M., E. Cherchi, B. Heydecker y J. de D. Ortúzar (2010) On the Treatment of Repeated Observations in Panel Data: Efficiency of Mixed Logit Parameter Estimates. *Networks and Spatial Economics*, Online first, 1-26. <http://dx.doi.org/10.1007/s11067-010-9143-6>