
**Análisis microeconómico de
las decisiones de participación
y gasto turístico de los
hogares**

Tesis Doctoral

Sara Mateo Erroz

Director: Dr. Joaquín Alegre Martín

Programa Oficial de Ciencias Económicas y Jurídicas

Universitat de les Illes Balears

Economía Aplicada

2012

**Análisis microeconómico de
las decisiones de participación
y gasto turístico de los
hogares**

Tesis Doctoral

Sara Mateo Erroz

Director: Dr. Joaquín Alegre Martín

Programa Oficial de Ciencias Económicas y Jurídicas

Universitat de les Illes Balears

Economía Aplicada

2012

A mi familia

Agradecimientos

Antes de comenzar me gustaría reconocer la valiosa ayuda recibida por parte de académicos, familiares, amigos y todos los que han participado, de alguna manera, en el desarrollo de esta Tesis Doctoral. Sin ellos, hubiese sido del todo imposible afrontar con éxito la elaboración de este proyecto.

En primer lugar, debo agradecer especialmente a mi director de tesis, el Dr. Joaquín Alegre Martín, su entrega, horas de dedicación, paciencia y gran ayuda que me ha demostrado a lo largo de estos años.

Quiero expresar también mi más sincero agradecimiento a los miembros del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de las Illes Balears, el Dr. Llorenç Pou, por haber compartido conmigo su experiencia y sugerencias y, la Dra. Magdalena Cladera, por haber creído en mí desde el principio.

Al apoyo económico recibido del Instituto de Turismo de España-Secretaría de Estado de Turismo del Ministerio de Industria, Energía y Turismo, gracias a la concesión de la beca “Turismo de España” 2008. Orden ITC/4430/2004, de 27 de diciembre de 2004.

Además, agradezco a mis compañeros del Instituto de Estadística de las Illes Balears toda la comprensión y facilidades que me han ofrecido.

En último lugar y, no por ello menos importante, debo mencionar a mi ámbito personal. Destaco el papel de mi madre, M^a Jesús Erroz y José Antonio Rojas, por su apoyo incondicional y haber sabido motivarme, de una manera excepcional en mis momentos de flaqueza no dejando que olvidara mis metas y ayudándome en todo lo que he necesitado sin excepción. A mi hermana Paula Mateo, su espíritu de superación y su forma de ser sirven de ejemplo en todo lo que hago. Agradezco a mi padre, Salvador Mateo, su apoyo en los momentos iniciales que hizo que pusiese todo mi empeño en conseguir mis objetivos. No me olvido de Eduardo Morey por estar siempre a mi lado apoyándome de manera incondicional en todo lo que hago.

Tabla de contenidos

-Introducción general, 6

-Capítulo 1. Restricciones económicas de los hogares y participación en el consumo turístico: análisis para España del panel de hogares de la comunidad europea.

1. Introducción, 10
2. Revisión de la literatura sobre participación turística, 13
3. El Panel de Hogares de la Comunidad Europea, 16
4. Análisis descriptivo, 18
5. Resultados de la estimación, 25
6. Conclusiones, 38
7. Referencias, 41

-Capítulo 2. Intensidad de participación turística: análisis de sus determinantes sociodemográficos y económicos.

1. Introducción, 45
2. Base de datos y principales descriptivos, 49
 - 2.1 Base de datos, 49
 - 2.2 Principales descriptivos, 52
3. Modelo econométrico, 60
4. Estimaciones del modelo, 65
 - 4.1 Variables en la ecuación generadora de ceros, 65
 - 4.2 Variables en la regresión de Poisson, 70
5. Conclusiones, 75
6. Bibliografía, 77

-Capítulo 3. Participación y gasto turístico de los hogares españoles: el efecto de la crisis y el desempleo.

1. Introducción, 81
2. Revisión bibliográfica, 84
3. Base de datos y principales descriptivos, 89
4. Modelo econométrico, 94
5. Resultados de la estimación, 98
6. Conclusiones, 110
7. Referencias, 113

-Capítulo 4. Una aproximación de clases latentes a la demanda turística de los hogares españoles.

1. Introducción, 117
2. Los modelos de clases latentes en el análisis de la demanda, 122
3. El modelo de clase latente: cuestiones econométricas, 125
4. Descripción de los datos, 127
5. Modelo empírico, 134
 - 5.1 Variables incluidas en el modelo, 134
 - 5.1.1 Covariables, 135
 - 5.1.2 Predictores, 137
6. Resultados de la estimación, 139
7. Conclusiones, 162
8. Bibliografía, 169

-Conclusiones generales, 174

Introducción General

La tesis se enmarca en el análisis microeconómico de la demanda turística de los hogares españoles. Hasta hace relativamente poco tiempo, determinados ámbitos de la demanda turística como las preferencias del turista, las barreras al consumo turístico, la intensidad de participación o el gasto turístico, han recibido muy poca atención en la literatura. Utilizar un enfoque microeconómico en los modelos turísticos requiere gran cantidad de información hecho que ha motivado la escasa investigación. El principal objetivo de este trabajo es llevar a cabo un análisis de los principales determinantes de la demanda turística en sus decisiones de participación, intensidad de participación, y gasto turístico desde una perspectiva microeconómica.

La tesis pretende, en primer lugar, valorar la importancia que las restricciones (tanto económicas como no económicas: temporales, familiares, de salud, etc.) y las preferencias de los hogares tienen sobre la decisión de consumir servicios turísticos. Aunque los modelos teóricos de consumo reconocen la existencia de estos factores, los modelos empíricos no siempre han sido capaces de contrastar su influencia. Un primer objetivo de la tesis es analizar la importancia que tienen las restricciones y preferencias de los hogares, en la decisión de consumo de los hogares.

Un segundo objetivo es profundizar en los modelos de decisión del consumidor, teniendo en cuenta que la demanda de los consumidores se define sobre tres dimensiones: la decisión de participación, la frecuencia de consumo y el gasto realizado. En la tesis se ha analizado la demanda de servicios turísticos de los hogares desde estas tres perspectivas, estableciendo la evidencia de que los factores que determinan la demanda pueden hacerlo de manera diferente en cada dimensión.

Un tercer objetivo, complementario a los dos anteriores, ha sido plantear modelos de consumo en los que la hipótesis de consumidores uniformes pueda suavizarse, dando

paso a modelos de consumo que aceptan la existencia de diversos segmentos de consumidores, definidos en función de sus preferencias y características socio-económicas y demográficas. La idea de que no existe un único consumidor racional, homogéneo y que reacciona por igual a las influencias del mercado se encuentra detrás de algunos de los modelos propuestos. La tesis ha tratado de definir modelos basados en la segmentación de los hogares, desde la más básica entre consumidores y no consumidores de servicios turísticos, hasta la más compleja segmentación múltiple en clases basadas en preferencias.

De manera transversal a estos objetivos, la tesis estudia especialmente el efecto de los ingresos del hogar sobre la demanda turística. Mientras que la importancia de los ingresos parece evidente en este tipo de bienes, las estimaciones de su efecto suelen minimizar su efecto. Los modelos empleados en la tesis, al trabajar con diversas clases en la población, permiten establecer la importancia real de los ingresos del hogar y de otros determinantes del consumo. El cuarto objetivo de la tesis ha sido contrastar los efectos que una crisis económica como la iniciada en el año 2008 puede tener sobre la estructura de consumo de los hogares. Además del controlar la existencia de un cambio estructural en los parámetros, una parte de la tesis se ha centrado en cómo afecta la situación de desempleo de los miembros del hogar a las decisiones de consumo.

Este trabajo está estructurado en cuatro capítulos. En el primer capítulo se aborda el estudio de las restricciones a las que hacen frente los hogares españoles a la hora de viajar. Para ello, se estudia la importancia que tiene la situación económica del hogar como barrera al consumo turístico. Los hogares analizados provienen de la muestra española del año 2000 de la encuesta del Panel de Hogares de la Comunidad Europea (PHOGUE). Esta encuesta recoge información tanto a nivel de hogares como de individuos, sobre características demográficas y socioeconómicas. El análisis se lleva a cabo mediante una variable que recoge la posibilidad de los miembros del hogar de permitirse unas vacaciones pagadas año en función de cómo perciben la situación económica del hogar. Por lo tanto, se pretende valorar únicamente si el hogar tiene capacidad económica para realizar el consumo y de esta manera el trabajo se aleja de

otros análisis sobre participación en los que se analiza la probabilidad de participación efectiva.

En el segundo capítulo se examina la frecuencia de participación turística. Algunos autores concluyen en sus trabajos que el número de viajes realizados en un año concreto, presenta en las últimas décadas una tendencia creciente en los países Europeos (Tourism Intelligence International, 2000a y 2000b; Graham, 2001; Vanhoe, 2005). La OCDE, marca como una tendencia turística en su informe de 2002, la sustitución por parte de los hogares de un viaje anual por diferentes viajes a lo largo del año de menor duración. Así, los hogares pasan de tener un único periodo vacacional a dos o incluso tres periodos en un sólo año. Las tendencias observadas en los artículos anteriores revelan la necesidad de investigar de manera exhaustiva los determinantes que inciden en la intensidad de participación turística con el fin de mejorar las predicciones sobre demanda turística. La explotación de los microdatos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) durante el periodo 1999-2005 se utiliza para este propósito. Además de la situación económica del hogar (aproximada por su nivel de gasto y otras variables que la valoran), se introducen como variables explicativas otras características del hogar y del sustentador principal, entre ellas su situación laboral.

En el tercer capítulo se examinan las decisiones de participación y gasto turístico de los hogares españoles en un periodo caracterizado por un cambio en el ciclo económico. Se emplean microdatos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de los años 2006 a 2010, lo que permite analizar las consecuencias que la crisis económica y el desempleo tienen sobre las decisiones de consumo turístico de los hogares. Tomando como referencia del inicio de la crisis el año 2008, se ha analizado hasta qué punto se han modificado las pautas de consumo turístico de los hogares españoles. Este capítulo trata además de determinar cómo afecta el desempleo del hogar a las decisiones de participación y gasto, cuantificándose el efecto del desempleo, teniendo en cuenta si la persona parada es el sustentador principal, su pareja u otro miembro del hogar. La introducción de variables relacionadas con el desempleo de los miembros del hogar permite determinar la relevancia de este factor, que ha caracterizado a la economía nacional desde hace varios años.

Finalmente, el cuarto capítulo contribuye al análisis del gasto turístico al estimar un modelo de clases latentes para los hogares españoles. Su principal objetivo es la clasificación de éstos en función de sus preferencias de consumo, distinguiendo entre demandantes de baja intensidad (nulo o muy escaso gasto turístico), intensidad media (gasto turístico intermedio) y alta intensidad (gasto turístico elevado). Se pretende ofrecer una alternativa a la modelización del gasto turístico que segmenta de manera más rígida el conjunto de hogares. La especificación de un modelo de clases latentes permite considerar segmentos de consumidores con preferencias homogéneas de consumo. Empleando la misma base de datos del tercer capítulo, se detectan y describen tres segmentos de población con preferencias similares, determinadas a partir del conjunto de características sociodemográficas y económicas. Uno de los objetivos que se persigue es analizar el doble papel que juegan los ingresos del hogar, en primer lugar, como definidor de las preferencias del hogar y, en segundo lugar, como determinante directo del consumo.

La tesis se cierra con un apartado de conclusiones generales.

Capítulo 1

Restricciones económicas de los hogares y participación en el consumo turístico: análisis para España del panel de hogares de la comunidad europea

1. Introducción

Desde la perspectiva del análisis económico, la demanda turística se ha estudiado desde dos enfoques alternativos. En primer lugar, algunos análisis adoptan una perspectiva agregada, centrándose en los determinantes macroeconómicos de la demanda turística y proponiendo modelos y/o predicciones que consideran un comportamiento homogéneo del consumidor. Dentro de este enfoque se enmarcan los modelos econométricos de series temporales (véanse por ejemplo los trabajos de Syriopoulos y Sinclair, 1993, Song y Witt, 2000 o Nordström, 2005). El empleo de datos agregados impone, entre otras hipótesis, el supuesto de un consumidor racional representativo (Sinclair y Stabler, 1997; Li, Song y Witt, 2004). Sin embargo, los nuevos modelos turísticos requieren información cada vez más flexible y desagregada sobre el comportamiento del consumidor (Blake, *et al.*, 2001). Desde un enfoque microeconómico, el análisis de la demanda turística debe reconocer explícitamente la heterogeneidad de las características y comportamiento del turista/consumidor. En el análisis microeconómico de la demanda turística se emplean datos desagregados, normalmente obtenidos a partir de encuestas nacionales de presupuestos familiares (véanse, por ejemplo, Davies y Mangan, 1992; Dardis, Soberon-Ferrer y Patro, 1994; Cai, Hong y Morrison, 1995; Cai, 1998; Alegre y Pou, 2004). Dado que la decisión de consumir un producto o servicio es una decisión microeconómica, parece adecuado investigar los determinantes de la decisión en ese entorno, suavizando la hipótesis de que todos los individuos comparten el mismo patrón de comportamiento (Heckman, 2001).

Diversos estudios (Coenen y Van Eeckeren, 2001; Fleischer y Pizam, 2002; Hellström, 2002, 2006) señalan que los determinantes de la participación turística son diferentes a los determinantes de su frecuencia o el gasto realizado. Los servicios turísticos son un tipo de consumo que no todos los hogares necesitan, de manera que un hogar puede no consumir estos servicios como resultado de sus preferencias de consumo, limitaciones en sus recursos monetarios o en el tiempo disponible (Sinclair y Stabler, 1997, págs.: 16-20). En este contexto, Graham (2001) y Vanhoe (2005) han señalado que el porcentaje de población que realiza como mínimo unas vacaciones anuales se ha mantenido constante durante la década de los noventa en varios países europeos. Por ello, la participación en el consumo turístico es una de las dimensiones de la demanda que tiene mayor interés.

En este trabajo se presenta un análisis microeconómico de la demanda turística tomando como referencia la participación de los hogares en su consumo. Este trabajo se aleja de anteriores análisis de la participación (por ejemplo, Alegre y Pou, 2004) en dos cuestiones. En primer lugar, la decisión de participación no está basada en un comportamiento efectivo, sino en una valoración económica de la posibilidad de realizar el consumo. En segundo lugar, el análisis no sólo incluye información económica y sociodemográfica de los consumidores, sino que se admite la existencia de otras restricciones o características del hogar que pueden condicionar la decisión de consumo. Los datos empleados provienen de la información microeconómica del European Community Household Panel (ECHP en adelante). La ECHP es una encuesta anual longitudinal que se realiza desde 1994 en los países de la Unión Europea. La encuesta recoge información tanto a nivel de hogares como de individuos, sobre características demográficas y socioeconómicas: estructura familiar, educación, renta, mercado laboral, pobreza y exclusión social, salud, condiciones de vida y del hogar, etc. En este trabajo se utiliza la información de los hogares españoles en la ola correspondiente al año 2000.

Relacionada con la situación económica del hogar, la ECHP incluye una pregunta sobre la posibilidad que tiene el hogar de adquirir unas vacaciones. Concretamente, en la encuesta se pregunta si el hogar puede permitirse vacaciones pagadas fuera de casa, al menos una semana al año. La pregunta solicita únicamente la valoración de una

posibilidad, relacionándola en principio con una posible restricción al consumo consecuencia de la baja capacidad económica del hogar.

En este trabajo, mediante un modelo logit de elección discreta se analiza la importancia que tienen diversas variables relacionadas con la situación económica del hogar (ingresos, capacidad de ahorro, situación laboral,...). Asimismo, en el modelo se incorporan variables que recogen características no económicas del hogar (presencia de menores de edad, nivel de estudios de sus miembros, limitaciones en la actividad personal diaria consecuencia de enfermedad o incapacidad,...). Dada la forma en que se plantea la pregunta, estas últimas características no deberían influir de manera significativa en la valoración económica de un posible gasto turístico.

Los resultados obtenidos muestran, en primer lugar, la existencia de una barrera económica al consumo en un elevado porcentaje de hogares españoles. En segundo lugar, se observa que la respuesta del hogar no sólo depende de sus ingresos, sino de una valoración más compleja de su situación económica (relación ingresos/gastos, estabilidad laboral,...). En tercer lugar, se observa que características no económicas del hogar (culturales, situación en el ciclo de vida, presencia de personas enfermas,...) determinan la importancia con la que el hogar percibe la barrera económica al consumo.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En el apartado segundo se revisa la literatura sobre participación turística. En el tercero se comenta la base de datos de la ECHP. En el cuarto se definen las variables empleadas en el análisis y se realiza una descripción básica de la respuesta. En el apartado quinto se discuten los resultados de modelo microeconómico, en el que se analiza la respuesta de los hogares a la posibilidad de consumo. Finalmente, un último apartado recoge las principales conclusiones del trabajo.

2. Revisión de la literatura sobre participación turística

El análisis de la participación individual o familiar en el consumo de servicios turísticos es aún limitado. Entre los análisis dedicados a este tema pueden distinguirse dos líneas de aproximación. Una primera línea está relacionada con los modelos de restricción del ocio, introducidos por Crawford y Godbey (1987), Crawford, Jackson y Godbey (1991), Jackson (1988, 1991, 1993), Jackson y Dunn (1988), Jackson, Crawford y Godbey (1993) y Shaw, Bonen y McGabe (1991). Una segunda línea está asociada a los modelos microeconómicos de decisión del consumidor (Hageman, 1981; Van Soest y Koreman, 1987; Melenberg y Van Soest, 1996; Cai, 1998; Hong, Kim y Lee, 1999; Mergoupis y Steuer, 2003; Alegre y Pou, 2004; Toivonen, 2004).

Los modelos de restricciones definen las restricciones como factores que condicionan la formación de las preferencias sobre el ocio y/o que inhiben o impiden la participación en estas actividades (Jackson, (1991), pág.: 279). Se distinguen tres tipos de restricciones: *intrapersonales*, que reflejan estados psicológicos del individuo (como el estrés, la ansiedad o la depresión), estado físico (limitaciones o enfermedades) o habilidades cognitivas; *interpersonales*, que hacen referencia a las interacciones y relaciones entre los individuos (por ejemplo, la incapacidad de encontrar un acompañante de viaje); y, por último, las *estructurales*, que intervienen entre las preferencias de ocio y la participación real (asociadas al ciclo de vida de la familia, el coste de la actividad, falta de tiempo, etc.). En el modelo jerárquico (Crawford *et al.*, 1991, modificado posteriormente por Jackson *et al.*, 1993), estas restricciones están ordenadas secuencialmente, de manera que cada nivel de restricciones debe o bien no existir o bien ser superado para enfrentar los siguientes. No obstante, si las restricciones estructurales son lo suficientemente importantes el resultado será la no participación (Crawford *et al.*, 1991, pág.: 313). La aplicación de los modelos de restricción al ámbito del turismo se realizó más tardíamente. Los trabajos de Hudson y Gilbert (1999 a y b) son los primeros análisis sistemáticos del comportamiento del turista/consumidor que señalan la necesidad de comprender la variedad de restricciones que impiden que los no-turistas se conviertan en turistas. En el contexto del turismo, los modelos de restricciones han sido empleados, entre otros, por Hinch y Jackson (2000), Fleischer y

Pizam (2002), Gilbert y Hudson (2000), Penninton-Gray y Kerstetter (2002), Peterson y Lambert (2003), Nyupane, Morais y Graefe (2004) y Daniels, Rodgers y Wiggins (2005). Muchas de las aplicaciones de estos modelos se han realizado sobre actividades turísticas específicas, como excursionismo, camping, golf o actividades de aventura y riesgo, o sobre grupos concretos de población con características potencialmente limitadoras, como edad avanzada, restricciones de género o enfermedades (para una revisión reciente de esta literatura véase, por ejemplo, Burns y Graefe, 2007).

Una segunda línea de investigación se ha construido sobre modelos microeconómicos de participación en el consumo. Se trata de modelos de base económica y que, por tanto, relegan a un segundo plano el análisis de las barreras psicológicas o personales, centrándose en los determinantes de contenido estructural, especialmente económico. La evidencia empírica disponible muestra que las restricciones financieras o una baja capacidad económica son uno de los principales determinantes de la decisión de no ir de vacaciones (Mergoupis y Steuer, 2003; Alegre y Pou, 2004). No obstante, el análisis económico de la participación de un hogar en el consumo turístico no puede reducirse a la influencia de los ingresos (considerados como una restricción en la decisión), sino que debe incluir los principales determinantes de la función de utilidad del individuo o del hogar, así como otras restricciones que limitan la decisión y/o determinan las preferencias. Sin pretender ser exhaustivos, el análisis económico de la decisión debería tener en cuenta cuestiones como: [1] los ingresos del hogar y sus expectativas futuras, así como la fuente de esos ingresos y cualquier otra variable que describa la capacidad económica del hogar; [2] la situación laboral, las condiciones de temporalidad de la misma, así como otras valoraciones del riesgo de pérdida de empleo; [3] los problemas de asignación temporal que necesariamente supone el consumo de servicios turísticos; [4] la posición del hogar en su ciclo de vida, número de miembros adultos y de menores de edad; [5] el nivel educativo como variable fundamental en la definición de preferencias; [6] las preferencias del hogar en términos de su asignación entre consumo y ahorro, o entre los distintos componentes de consumo; [7] la existencia de restricciones asociadas a la movilidad física de los miembros del hogar. Muchas de las anteriores variables condicionan la decisión de participación tanto por tener un efecto directo sobre la función de utilidad del hogar, como por determinar indirectamente sus

preferencias en los perfiles de consumo. La principal dificultad para emplear este tipo de modelos es que precisan de una información compleja. El empleo de encuestas nacionales diseñadas por los institutos estadísticos oficiales garantiza el rigor y representatividad de las muestras, aunque impone limitaciones a la información disponible.

Los modelos de restricciones y los modelos microeconómicos se presentan como líneas de investigación diferentes, sin embargo, tienen importantes aspectos comunes. Los modelos microeconómicos de consumo confluyen con los análisis de las restricciones estructurales, especialmente cuando esas restricciones están relacionadas con la situación económica del hogar, sus características demográficas o el ciclo de vida del hogar. En los modelos microeconómicos se analiza la influencia que las variables económicas (esencialmente precios e ingresos) tienen en la decisión de consumo, incluyendo además características personales o del hogar, que pueden determinar los gustos o las preferencias del consumidor. El centro de interés de los modelos de consumo son las variables económicas, incluyendo las restantes variables como una forma de controlar la heterogeneidad de las respuestas. A pesar de que algunas de las características sociodemográficas pueden determinar la respuesta del consumidor, los modelos microeconómicos no incorporan restricciones o barreras no económicas al consumo. Por el contrario, originalmente, los modelos de restricción han considerado que las restricciones estructurales son barreras al consumo, que se interponen entre las preferencias y la participación (Crawford y Godbey, 1987). Trabajos posteriores han argumentado que los efectos de las restricciones en los individuos pueden modificarse en función de factores sociales y personales (Jackson y Henderson, 1995; Phillips, 1995; Scout y Munson, 1994; Stodolska, 1998; Shaw, 2007). En el ámbito del turismo de naturaleza Pennington-Gray y Kerstetter (2002) han mostrado que la percepción que tienen los individuos de las restricciones es diferente, dependiendo de variables demográficas.

3. El Panel de Hogares de la Comunidad Europea

La ECPH es una encuesta diseñada y coordinada por la Statistical Office of the European Communities (Eurostat). Concebida como un panel, la muestra proporciona información anual representativa de los hogares e individuos de cada uno de los países miembros de la Unión Europea. En cada ola de la encuesta se entrevistan 60,000 hogares y 130,000 adultos. Como se ha señalado, la encuesta recoge información relacionada con la renta, demografía, trabajo, salud, educación y formación, vivienda y relaciones sociales.¹ La población objetivo de la ECHP son los hogares de cada uno de los países. Para cada hogar de la muestra, la ECHP realiza un cuestionario sobre el hogar y cuestionarios individuales dirigidos a cada uno de los miembros adultos (mayores de 16 años) del hogar. La ECHP se realiza en España por medio del Instituto Nacional de Estadística (INE). En este trabajo se utiliza la muestra española correspondiente al año 2000, con un total de 15.614 hogares e información sobre 46.046 individuos, de los cuales 36.148 son miembros adultos del hogar (16 o más años).

Entre las cuestiones de la ECHP dirigidas a conocer la situación económica del hogar destacan cuál es la renta total del hogar y cuáles son sus principales fuentes de ingresos (en el año anterior al momento de la entrevista). Asimismo, se solicita información sobre si el hogar dedica parte de sus ingresos al ahorro y el nivel de dificultad que tiene el hogar para llegar a fin de mes. La situación económica del hogar se describe, adicionalmente, mediante una serie de preguntas relacionadas con la capacidad del hogar para adquirir determinados bienes o servicios en el momento de la entrevista. Una de las preguntas de este ámbito se centra en la capacidad del hogar para realizar unas vacaciones pagadas. Concretamente, en la encuesta se formula de la siguiente manera: “Si los miembros adultos de su hogar o al menos alguno de ellos lo deseara, ¿podría su hogar permitirse unas vacaciones pagadas fuera de casa, al menos una semana al año? (Aunque no las desee, responda SÍ siempre que pueda permitirselas)”. La respuesta a esta pregunta únicamente admite las opciones de “sí” o “no” y la responde para todo el

¹ Véase Peracchi (2002) para una exposición detallada del contenido y organización de la encuesta, con especial referencia a su diseño muestral (usualmente un procedimiento en dos etapas, con los municipios como unidades primarias de muestreo) y representatividad.

hogar una única persona, que en la ECHP se define como persona de referencia. Es importante subrayar, en primer lugar, que el contexto de la encuesta en el que se realiza esta pregunta está relacionado con la capacidad económica del hogar y, en segundo lugar, que en su formulación se destaca que una respuesta afirmativa sólo indica la posibilidad económica de permitirse esa situación. En consecuencia, la respuesta debería estar determinada únicamente por la situación económica del hogar.

Para analizar esta pregunta, se ha empleado información relativa a la situación económica del hogar. Concretamente, los ingresos netos del hogar, la principal fuente de ingresos, la capacidad del hogar de llegar a final de mes y si el hogar puede dedicar parte del dinero sobrante al ahorro. Igualmente, se ha empleado información correspondiente a los miembros individuales del hogar. En los cuestionarios dirigidos a los miembros adultos del hogar se pregunta, entre otras cuestiones, sobre su situación laboral actual y en el pasado, tipo y condiciones de empleo, nivel de educación y estado de salud. Dado que los ficheros de microdatos de la ECHP proporcionan un código específico para cada hogar e individuo es posible asociar ambos tipos de información agregando para cada hogar las variables de los individuos.

4. Análisis descriptivo

Del total de hogares encuestados en el año 2000, el 57,5% responde que sí podrían permitirse unas vacaciones pagadas fuera de casa al menos una semana al año, frente al 42,5% que no podría hacerlo. A continuación se describen las variables que se emplean como variables explicativas en el modelo logit, relacionándolas con las respuestas de los hogares a la pregunta anterior. Los porcentajes de respuestas afirmativas en función de diversas características del hogar se muestran en las Tablas 1 y 2. Las variables que se recogen hacen referencia a la situación económica del hogar (ingresos netos, fuente principal de ingresos del hogar, facilidad para llegar a fin de mes, capacidad de ahorro del hogar y presencia de parados), el nivel educativo de sus miembros, el número de menores, la presencia de alguna persona con algún tipo de enfermedad limitante y el régimen de tenencia de la vivienda.

Situación económica del hogar

En la ECHP se recogen los ingresos netos del hogar (en pesetas) en el año anterior a la entrevista. En la Tabla 1 se muestran los porcentajes de hogares con respuesta positiva según diez intervalos de ingresos, definidos a partir de nueve cuantiles tanto en los ingresos familiares, como sobre los ingresos por adulto. La relación entre ingresos y respuesta positiva a la capacidad de pagarse unas vacaciones de una semana resulta evidente. Empleando los datos normalizados por el número de adultos, sólo un porcentaje del 31% de los hogares con menores ingresos responde afirmativamente, frente a un 93% en los hogares de mayores ingresos.

Sin embargo, los ingresos del hogar definen sólo una de las dimensiones que describen la situación económica del hogar. En la ECHP aparece información sobre otras variables. En primer lugar, cuál es la principal fuente de ingresos del hogar, distinguiendo entre trabajo por cuenta ajena (52,7% de los hogares), por cuenta propia (11,6%), pensiones contributivas y no contributivas (28,4%), subsidios y prestaciones de desempleo (1,5%), otros subsidios y prestaciones sociales (3,6%) y otros ingresos (2,2%). En los resultados de la Tabla 2 se muestra que los porcentajes de respuesta

afirmativa difieren según la fuente de ingresos. El porcentaje más alto (el 71%) se da en los trabajadores por cuenta propia, seguido del trabajo por cuenta ajena (66%) y otros ingresos (58%). El menor porcentaje de respuestas afirmativas se da en las prestaciones por desempleo, con un 26%.

Una tercera variable que describe la situación económica del hogar es la capacidad del hogar para llegar a fin de mes. Dado que en la ECHP no se dispone del consumo monetario total del hogar, esta variable permite incorporar información sobre la importancia que el nivel de gasto del hogar tiene en relación a su nivel de ingresos. En la ECHP la persona informante del hogar responde a la siguiente pregunta: “En relación con el total de ingresos netos mensuales que percibe su hogar en la actualidad, ¿cómo suele llegar a fin de mes?”. Las posibles respuestas son: con mucha dificultad (7,9% de los hogares); con dificultad (14,3%); con cierta dificultad (33,1%); con cierta facilidad (30,1%); con facilidad (13,1%); con mucha facilidad (1,5%). En relación a la capacidad del hogar para pagarse unas vacaciones, el porcentaje de respuestas afirmativas crece de acuerdo a la escala de la variable (véase la Tabla 2), con sólo un 14% de respuestas afirmativas en el caso de los hogares que declaran mucha dificultad y hasta un valor máximo del 95% en los hogares que declaran llegar con mucha facilidad.

La ECHP recoge también información sobre la capacidad de ahorro del hogar, concretamente la pregunta: “Considerando los ingresos y gastos del hogar, ¿puede dedicar algún dinero sobrante al ahorro?”. Las posibles respuestas son “Sí” (que responde el 44,6% de los hogares) o “No o muy poco” (con un 55,4%). Esta variable ofrece una segunda visión de la capacidad económica del hogar, en relación al balance de sus ingresos y gastos. Los porcentajes de respuestas afirmativas sobre las vacaciones pagadas difieren claramente según la respuesta. Entre los hogares que pueden ahorrar, un 73% pueden permitirse unas vacaciones, mientras que el porcentaje se reduce al 45% en caso contrario.

Un grupo de variables recoge información sobre posibles situaciones de paro en periodos anteriores al momento de la encuesta. Este tipo de información no sólo ayuda a describir la situación económica actual del hogar, sino sus expectativas de estabilidad en

los ingresos. La información de empleo/desempleo se recoge en la ECHP en diferentes variables. En nuestro análisis hemos optado por calcular para cada hogar el número de personas que han estado en paro alguna vez durante los cinco años anteriores a la encuesta. Un 21,8% de los encuestados declaraban encontrarse en esta categoría. Esta variable se ha agregado en cada hogar computando el número de personas que han estado en paro. Para el conjunto de hogares, un 58,4% no presenta ningún parado en los últimos cinco años; un 29% declara 1 parado; un 9,8%, 2 parados; y un 2,8%, 3 o más parados. En relación a la pregunta sobre las vacaciones, los porcentajes de hogares con respuesta afirmativa no son distintos cuando no ha habido ningún parado en el hogar o sólo ha habido una persona (60% y 58%, respectivamente). Sin embargo, cuando el número de personas que han estado paradas es de dos el porcentaje es del 47%, reduciéndose a un 31% cuando el número de parados es de 3 o más. Adicionalmente se ha recogido información acerca de si actualmente algunos de los miembros de la familia está en paro, distinguiendo además si cobra o no alguna prestación económica o subsidio por desempleo. El porcentaje de hogares en los que hay una o más personas en situación de paro y que no cobra ningún tipo de prestación económica por desempleo es del 11,7%. En este segmento de hogares, el 45% responde afirmativamente a la pregunta sobre su capacidad para pagarse unas vacaciones.

El interés de considerar el conjunto de variables que describen la situación económica del hogar descansa en la hipótesis de que la información que ofrecen no es exactamente la misma. En la Tabla 3 se muestran dos estadísticos de asociación (C de contingencia y lambda simétrico) para este grupo de variables. Para facilitar la comparación, los ingresos se han definido en una escala de intervalos. Los resultados muestran que, efectivamente, existe una asociación positiva entre todas las variables, pero que el grado de asociación no es elevado.

Nivel educativo

La literatura sobre participación en el consumo turístico demuestra que la situación económica puede no ser el único determinante de la decisión de viajar. Una de las variables más importantes es el nivel educativo (Alegre y Pou, 2004). En la ECHP se recoge el nivel más alto de estudios completado por los distintos miembros del hogar.

Las posibles respuestas son las siguientes: Analfabetos y sin estudios (17%), estudios primarios (25%), primer nivel de enseñanza secundaria (22%), formación profesional de primer grado (5%), formación profesional de segundo grado (6%), segundo nivel de enseñanza secundaria (11%), título universitario de ciclo corto (6%), título universitario de ciclo largo (7%). Esta información se ha agregado de manera que para cada hogar se conoce el número de personas adultas en cada categoría de estudios.

En relación a la respuesta afirmativa del hogar sobre las vacaciones, se detecta la influencia positiva que tiene un nivel de estudios superiores. En la Tabla 2 se muestran los porcentajes afirmativos cuando en el hogar hay al menos una persona en el nivel de estudios indicado. Cuando en el hogar hay una o más personas sin estudios, el porcentaje de respuestas afirmativas es del 32%, mientras que en los hogares en los que hay personas con estudios universitarios el porcentaje de respuestas afirmativas se sitúa por encima del 80%. La relación es creciente en todos los niveles de estudios.

Enfermedad

En la ECHP se solicita información sobre el estado de salud de las personas encuestadas. Para analizar la influencia de algún tipo de enfermedad o incapacidad se ha empleado la siguiente pregunta: “¿Le impide alguna enfermedad crónica física o mental, o alguna incapacidad o deficiencia, desarrollar su actividad diaria?”. Las respuestas posibles son: “Sí, intensamente” (5,3%); “Sí, hasta cierto punto” (9,6%); “No” (85,1%). Un porcentaje total del 14,9% de las personas adultas declara algún tipo de limitación. Esta información se ha agregado para cada hogar, construyendo una variable codificada como dicotómica, que indica únicamente si en el hogar alguno de los encuestados ha declarado limitaciones para desarrollar su actividad diaria (sin distinguir su grado), como consecuencia de una enfermedad o incapacidad. Con respecto al total de hogares, el porcentaje en el que como mínimo uno de sus miembros declara algún tipo de limitación es del 30,17%. Los resultados de la Tabla 2 muestran la importante influencia de esta variable en la respuesta afirmativa sobre las vacaciones, ya que la presencia en el hogar de alguna persona con limitaciones reduce el porcentaje de respuestas afirmativas del 70% al 30%.

Menores

Esta variable se ha codificado en cuatro categorías, que recogen si en el hogar no hay menores (68,9%), hay un menor (16,5%), dos menores (12%) o hay tres o más (2,7%). Con respecto a la respuesta sobre las vacaciones, el porcentaje afirmativo se ve condicionado por el número de hijos en una forma limitada. Los hogares sin menores presentan un porcentaje algo más bajo de respuestas afirmativas (56%), que los hogares con uno o dos hijos (62% y 61%). Sin embargo, un número mayor de hijos supone una fuerte reducción en este porcentaje (44%).

Régimen de tenencia de la vivienda

Para el régimen de tenencia de la vivienda se ha distinguido entre hogares con la vivienda en propiedad y sin hipoteca (68,1%), en propiedad con la hipoteca pendiente (21%) y viviendas en alquiler (11%). Cuando la vivienda es en propiedad, los porcentajes de respuestas afirmativas son más elevados (68% y 56%, con y sin hipoteca pendiente, respectivamente) que cuando la vivienda es de alquiler (48% de respuestas afirmativas).

Los análisis descriptivos anteriores muestran que la respuesta a la pregunta de la ECPH “¿puede el hogar permitirse vacaciones pagadas fuera de casa, al menos una semana al año?” puede ser el resultado de la influencia de un conjunto de factores. Los análisis muestran, en primer lugar, que la situación económica del hogar no se define únicamente sobre los ingresos monetarios, sino que depende de otras características económicas del hogar: la principal fuente de ingresos, la dificultad para llegar a fin de mes, la capacidad de ahorro de la familia, pero también de variables que ayudan a definir las expectativas del hogar en términos de renta. El hecho de que el hogar haya vivido situaciones de precariedad laboral en el pasado parece condicionar las expectativas de ingresos del hogar y, en consecuencia, la respuesta a la pregunta. Adicionalmente a las variables que describen la situación económica del hogar, las variables que describen las características demográficas del hogar, el nivel de estudios y la presencia de algún enfermo crónico, pueden determinar parcialmente la respuesta. Para cuantificar la influencia de estas variables se ha estimado un modelo logit de elección binaria, que se expone en el siguiente apartado. Junto a ellas se ha incorporado

como variable explicativa la edad de la persona de referencia del hogar. Su inclusión permite aproximar la etapa del hogar en su ciclo de vida.

Tabla 1. Porcentaje de respuestas afirmativas a la pregunta sobre la capacidad del hogar para pagarse unas vacaciones, según intervalos de ingresos.

Intervalos de ingresos familiares	Porcentaje de respuestas afirmativas	Intervalos de ingresos por perceptor	Porcentaje de respuestas afirmativas
1	0,25	1	0,31
2	0,33	2	0,33
3	0,40	3	0,41
4	0,50	4	0,38
5	0,57	5	0,51
6	0,63	6	0,57
7	0,69	7	0,68
8	0,75	8	0,76
9	0,77	9	0,86
10	0,87	10	0,94

Tabla 2. Porcentaje de respuestas afirmativas a la pregunta sobre la capacidad del hogar para pagarse unas vacaciones, según distintas características del hogar.

Principal fuente de ingresos del hogar en el año anterior a la entrevista		Nivel de dificultad para llegar a fin de mes		Presencia en el hogar de adultos con nivel de estudios	
Trabajo por cuenta ajena	0,66	Con mucha dificultad	0,14	Analfabetos y sin estudios	0,32
Trabajo por cuenta propia	0,71	Con dificultad	0,26	Estudios primarios	0,52
Pensiones	0,41	Con cierta dificultad	0,45	Primer nivel secundaria	0,56
Prestaciones Desempleo	0,26	Con cierta facilidad	0,8	FPI	0,65
Otras prestaciones sociales	0,38	Con facilidad	0,92	FPII	0,7
Otros ingresos	0,58	Con mucha facilidad	0,95	Segundo nivel secundaria	0,74
¿Puede su hogar dedicar algún dinero al ahorro?		Algún miembro en el hogar con incapacidad o deficiencia para desarrollar la actividad diaria		Univ. ciclo corto	0,82
Sí	0,73	No	0,7	Univ. ciclo largo	0,88
No o muy poco	0,45	Sí	0,3		
Número de personas en el hogar que han estado en paro alguna vez durante los cinco años anteriores		Número de menores de 16 años en el hogar		Régimen de tenencia de la vivienda	
0	0,6	0	0,56	Propiedad (sin hipoteca pendiente)	0,56
1	0,58	1	0,62	Propiedad (hipoteca pendiente)	0,68
2	0,47	2	0,61	Alquiler	0,48
3 ó más	0,31	3 ó más	0,44		

Tabla 3. Estadísticos de asociación entre las variables que definen la situación económica del hogar. Por encima de la diagonal principal se muestra el Coeficiente de Contingencia. Por debajo de la diagonal principal el estadístico Lambda Simétrico. En todos los casos los contrastes rechazan claramente la ausencia de asociación.

	Ingresos (intervalos)	Fuente ingresos	¿Cómo llega a fin de mes?	¿Puede dedicar dinero al ahorro?	Personas en paro últimos 5 años
Ingresos (intervalos)	-	0,405	0,403	0,311	0,187
Fuente ingresos	0,069	-	0,187	0,256	0,329
¿Cómo llega a fin de mes?	0,074	0,061	-	0,275	0,226
¿Puede dedicar dinero al ahorro?	0,109	0,061	0,107	-	0,071
Personas en paro últimos 5 años	0,024	0,008	0,007	0,000	-

5. Resultados de la estimación

Dado el carácter dicotómico de la respuesta (“sí” o “no”) un modelo explicativo adecuado es el modelo logit de elección binario. En el mismo, la probabilidad de elegir una de las dos opciones depende de un conjunto de variables explicativas, que definen la parte determinista de una función de utilidad indirecta (McFadden, 1974; Manski, 1977). La estimación del modelo ha tomado como valor de referencia de la probabilidad la respuesta afirmativa. Empleando notación vectorial para las variables explicativas x y los coeficientes β , bajo la hipótesis de una distribución logística para el término aleatorio, la probabilidad del suceso i se especifica como:

$$P(i) = \frac{\exp(\beta'x)}{1 + \exp(\beta'x)}$$

En los resultados de la estimación, la discusión del efecto de cada variable sobre la probabilidad de una respuesta afirmativa se realiza, esencialmente, analizando el término $\exp(\beta_j)$. Como es sabido, en un modelo probabilístico, el concepto de *odds* se refiere al cociente entre la probabilidad de que ocurra un suceso i cuando se compara con la probabilidad de que no ocurra. En un modelo logit binario, este término puede expresarse como:

$$odds_i = \frac{P(i)}{1 - P(i)} = \exp(\beta'x)$$

Para una variable explicativa j , el término $\exp(\beta_j)$ es el factor en el que se incrementa el *odds* de probabilidades cuando la variable j aumenta en una unidad. En el caso de que se trate de una variable dicotómica, el anterior término debe interpretarse como la variación del *odds* de probabilidades respecto a la categoría de referencia. Además de este estadístico, en los resultados se ofrecen los efectos marginales de cada variable, así como las elasticidades de las variables que pueden considerarse continuas. Los efectos marginales se definen como la variación en la probabilidad del suceso, ante variaciones de la variable j :

$$\frac{\partial P(i)}{\partial x_j} = \beta_j P(i)[1 - P(i)]$$

Para estimar las elasticidades se ha empleado la siguiente expresión ² :

$$\frac{\partial P(i)/P(i)}{\partial x_j/x_j} = \beta_j x_j [1 - P(i)]$$

Las variables incluidas en el modelo y los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 4. Para las variables explicativas cualitativas, se han empleado variables ficticias que toman valor cero en la categoría de referencia (detectable en la Tabla de resultados por no ofrecerse estimación del coeficiente). Las dos únicas variables que se han considerado estrictamente como continuas han sido los ingresos por adulto y la edad del entrevistado.

De los resultados de la Tabla 4, y según se deriva de los estadísticos de Wald, las variables con mayor capacidad explicativa son, por este orden, la facilidad del hogar para llegar a fin de mes, el nivel educativo de los miembros del hogar y, finalmente, los ingresos monetarios por adulto. En un grado de importancia intermedio se encuentran: la capacidad del hogar para generar ahorro, la edad del encuestado, el número de menores en el hogar y la presencia de algún enfermo crónico. Finalmente, en un tercer nivel se sitúan: algún miembro del hogar en paro en los últimos cinco años, la presencia actual de algún parado que no cobra subsidio y el tipo de tenencia de la vivienda. A continuación se discuten los efectos estimados de cada una de las variables.

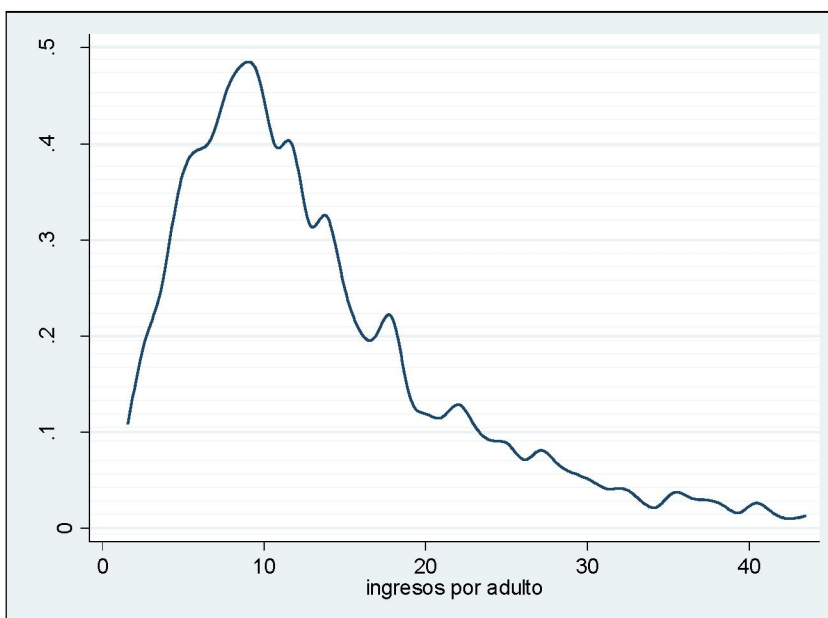
Ingresos por adulto

La introducción en el modelo de los ingresos se ha realizado en términos relativos, dividiéndolos por el número de adultos. La unidad monetaria en la que se miden los ingresos es de 100.000 ptas. (del orden de 600 euros). La variable presenta una significación estadística elevada, con un valor del *odds ratio* igual a 2,546. La

² Tanto los efectos marginales como las elasticidades se han calculado para los valores medios de la muestra.

elasticidad de los ingresos por adulto (calculada sobre los valores medios en la muestra) no es muy elevada, siendo igual a 0,407. Debe tenerse en cuenta que la elasticidad de los ingresos mantiene una relación no lineal con respecto a los ingresos por adulto. En la Figura 1 se muestra la estimación del ajuste cúbico entre la elasticidad y los ingresos por adulto, obtenido según el procedimiento *twoway-mspline* del programa STATA, versión 9. Como puede observarse, el valor de la elasticidad pasa de un valor muy bajo (cercano a 0,1 en el primer tramo de ingresos) a un valor máximo (cercano a 0,5 en la mediana del nivel de ingresos) y a partir de ahí disminuye hasta valores prácticamente nulos. La Figura 1 pone de manifiesto que en tramos muy bajos de ingresos pequeños incrementos en la renta no modifican la probabilidad de una respuesta afirmativa. De la misma manera, en los valores más altos de ingresos se detectan un descenso de la elasticidad, hasta convertir la respuesta en inelástica.

Figura 1. Elasticidad de los ingresos por adulto.



Principal fuente de ingresos

La categoría de referencia es el trabajo por cuenta ajena. Respecto a la misma, únicamente dos fuentes de ingresos presentan efectos estadísticamente significativos, el “trabajo por cuenta propia” y “otros ingresos”. En ambos casos, el valor del *odds* ve aumentado su valor, indicando en términos relativos el incremento de la probabilidad de una respuesta afirmativa, frente a la negativa. El efecto de “otros ingresos” es

numéricamente superior. En esta categoría de ingresos la ECHP incluye ingresos por rentas de capital, rentas de la propiedad y transferencias privadas. Por otra parte, no se detectan diferencias respecto a la categoría de referencia cuando la principal fuente de ingresos son las pensiones, prestaciones por desempleo u otras prestaciones sociales.

Cómo llega a fin de mes

Para esta variable, la categoría de referencia es una de las opciones intermedias en la variable: “con cierta facilidad”. Con respecto a la misma, todas las categorías resultan estadísticamente significativas. Declarar que el hogar llega a fin de mes con “cierta dificultad”, “dificultad” o “muchoa dificultad” reduce claramente el *odds* de probabilidades. El efecto se invierte, también de manera clara, cuando se comparan las opciones de “con facilidad” y con “muchoa facilidad” respecto a la categoría de referencia.

Ahorro

La categoría de referencia es si el hogar no es capaz de ahorrar. Con respecto a esa categoría, el valor del *odd ratio* aumenta en el caso de que el hogar genere ahorro, multiplicándose por 1,566.

Número de personas en paro en los últimos 5 años

Que una única persona haya estado en paro en los últimos cinco años no modifica el cociente de probabilidades respecto a una situación en la que ningún miembro ha estado en paro. Sin embargo, si el número de personas paradas es de 2 o más, el efecto supone una reducción en el *odds* de probabilidades. La presencia de dos personas en paro multiplica el *odds ratio* por 0,669. Si el número de parados ha sido de tres o más personas, el valor cae a un 0,355.

Algún parado sin cobrar desempleo

Si en el hogar hay actualmente algún parado que no cobra ningún subsidio, el *odds ratio* respecto a la situación complementaria se multiplica por 0,764. Es interesante señalar que, desde el punto de vista de estadístico, la presencia en el hogar de una persona en estas condiciones tiene el mismo efecto que la presencia de una persona con

limitaciones o a la presencia en el hogar de un menor (los contrastes de Wald de igualdad de parámetros proporcionan una significación igual a 0,4169 y 0,9069, respectivamente). Adviértase, asimismo, que la presencia (actual o reciente) de parados en el hogar no es determinante de manera unívoca. Cuando se analizan las principales fuentes de ingreso del hogar, no se detectan diferencias entre aquellos hogares cuya principal fuente de ingresos son las subvenciones del paro y aquellos hogares cuya principal fuente de ingresos es el trabajo por cuenta ajena. Tampoco parece que la existencia en el hogar de algún parado en los últimos cinco años determine la respuesta. No obstante, si el número de parados en los últimos cinco años ha sido de 2 o más personas, la probabilidad de una respuesta negativa se refuerza. El mismo efecto produce la presencia en el hogar de un miembro parado que carezca de prestaciones por desempleo. Concretamente, la significación del contraste de igualdad de ambos coeficientes es de 0,4185.

Nivel de estudios

El incremento de miembros analfabetos en el hogar tiene un efecto marginal negativo sobre la probabilidad de una respuesta afirmativa. A partir del primer nivel de secundaria, el incremento de una persona con ese nivel de estudios presenta un efecto marginal positivo, siendo mayor el efecto a medida que el nivel de estudios se incrementa. Un contraste de Wald sobre la igualdad de los coeficientes β_j correspondientes a las categorías FPI, FPII, segundo nivel de secundaria y el ciclo corto universitario permite concluir que su efecto no es estadísticamente diferente, aumentando el valor del cociente de probabilidades según aumente el número de miembros del hogar con estos estudios. La presencia en el hogar de personas con estudios universitarios de ciclo alto presenta el mayor efecto marginal positivo.

Limitaciones de la actividad diaria

La presencia de un miembro del hogar con alguna enfermedad crónica o incapacidad limitante de su vida proporciona un valor de $\exp(\beta_j)$ igual a 0,699.

Número de menores

Con respecto al hogar sin miembros menores de 16 años (categoría de referencia), la presencia de menores reduce el *odds*. Este efecto responde al número de menores en el hogar, puesto que a medida que aumenta su número se reduce el valor del *odds* respecto a la categoría de referencia.

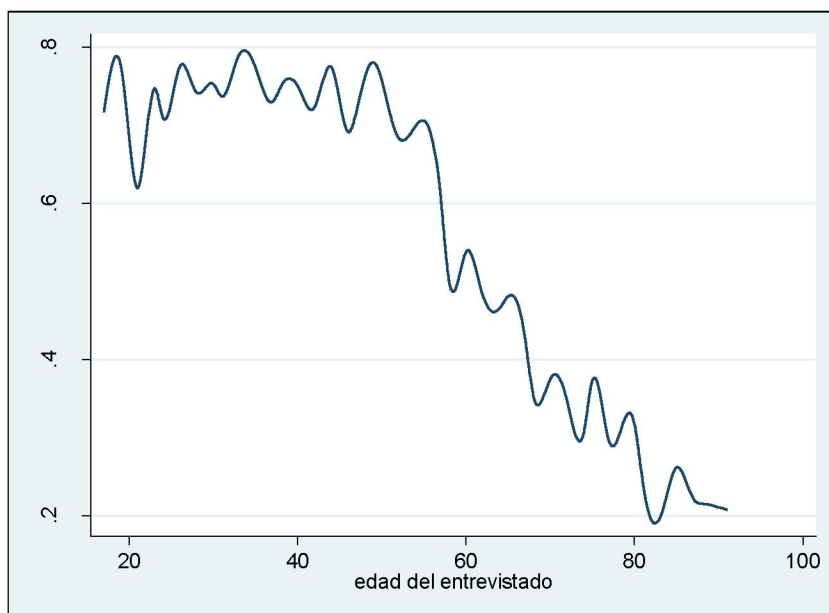
Tenencia de la vivienda

La categoría de referencia son los hogares con la vivienda principal en propiedad (y sin hipoteca pendiente). La propiedad con hipoteca pendiente y la vivienda de alquiler suponen un descenso en el *odds ratio*. Los efectos son estadísticamente equivalentes (la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes presenta en el test de Wald un nivel de significación del 0,4358). La estimación del modelo imponiendo esta restricción proporciona un *odds ratio* para la categoría agregada igual a 0,7319.

Edad

El incremento de un año en la edad de la persona que responde al cuestionario del hogar aumenta en una pequeña cantidad el valor del *odds ratio*. Aunque la significación del coeficiente es igual a 0,11, el contraste de Wald de significación conjunta de la edad y la edad al cuadrado resulta claramente significativo (nivel de significación de 0,000). La elasticidad de la edad (medida en los valores medios de las variables y calculada teniendo en cuenta el componente cuadrático) presenta un valor de 0,2046. En la Figura 2 se muestra la relación entre la edad y la probabilidad estimada de una respuesta afirmativa. La representación muestra el ajuste cúbico (*mspline*) entre ambas variables. Como puede comprobarse la probabilidad de una respuesta afirmativa por parte de la persona encuestada es relativamente alta y uniforme hasta alrededor de los 55 años, edad a partir de la cual la probabilidad de una respuesta afirmativa disminuye de manera continua.

Figura 2. Probabilidad de una respuesta afirmativa en relación a la edad.

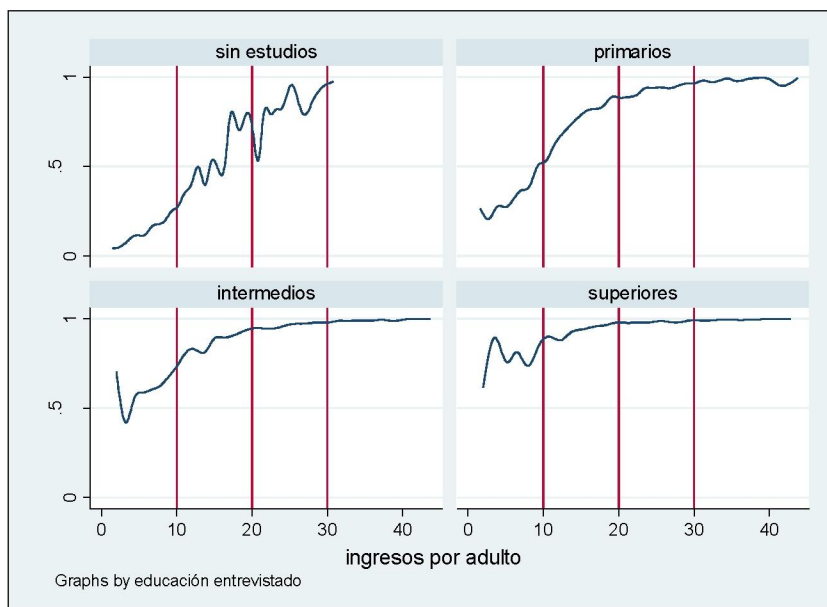


Conclusiones adicionales e Interacciones en el modelo

De la estimación del modelo pueden destacarse algunos resultados. Entre el conjunto de variables explicativas más relevantes se incluyen algunos de los indicadores económicos del hogar. Según indican los valores del contraste de Wald, la facilidad o dificultad para llegar a fin de mes se presenta como la variable con mayor capacidad explicativa. Los ingresos por adulto son la tercera variable, seguida por la capacidad del hogar para ahorrar algo de dinero. Las variables relacionadas con la estabilidad del empleo resultan asimismo significativas. Sin embargo, a pesar de que la pregunta analizada se realiza en términos de una valoración económica, algunas de las principales variables explicativas del modelo no son económicas. Junto a este tipo de variables, las variables que miden la influencia del nivel educativo del hogar resultan clave para explicar la respuesta. Las variables que definen el nivel educativo son, en conjunto, más significativas que el nivel de ingresos por adulto. El resultado pone en evidencia la importancia que la educación tiene en la definición de las preferencias del hogar. Dado el carácter no lineal de la respuesta es interesante mostrar cómo interactúan el nivel de ingresos por adulto y el nivel de estudios. Tomando como argumento el nivel de estudios de la persona de referencia de la encuesta, en la Figura 3 se muestran, separadamente para cuatro

categorías agregadas de estudios, las probabilidades de una respuesta afirmativa según nivel de ingresos. Teniendo en cuenta los comentarios realizados sobre los coeficientes de los niveles de estudios en el modelo estimado, se han considerado cuatro categorías: sin estudios, primarios (que incluye estudios primarios y primer nivel de secundaria), intermedios (FPI, FPII, segundo nivel de secundaria y ciclo corto universitario) y superiores (universitarios de ciclo largo). En la Figura 3 se muestran las relaciones entre la probabilidad de una respuesta afirmativa y el nivel de ingresos por adulto (ajuste *mspline*), en función de los cuatro niveles de estudio. El resultado pone de manifiesto que la influencia de los ingresos sobre la respuesta afirmativa está condicionada por el nivel de estudios. A medida que éste es mayor la probabilidad de una respuesta afirmativa aumenta en todos los tramos de ingresos situados por debajo del tercer cuartil (en un valor igual a 17,1 en el eje horizontal). Sólo para los valores de ingresos por adulto en el extremo superior de la distribución se detecta un comportamiento más uniforme, al menos para aquellos hogares en los que no hay miembros sin estudios.

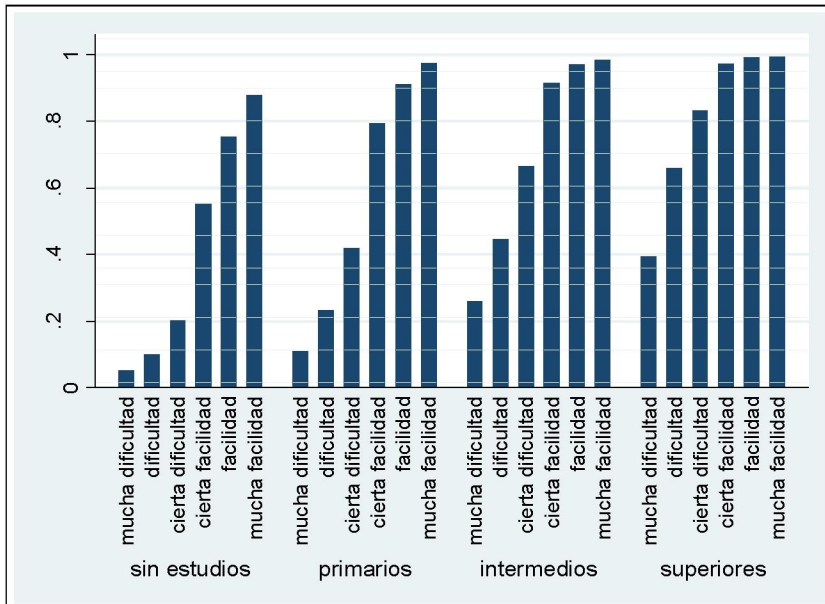
Figura 3. Probabilidad de una respuesta afirmativa respecto a los ingresos por adulto según nivel de estudios del entrevistado.



En la Figura 4 se muestran las medianas de probabilidad según nivel de estudios, pero considerando en esta ocasión como variable definitoria de la situación económica del

hogar si éste llega a fin de mes. Los resultados, como puede observarse, muestran un patrón similar al encontrado para los ingresos por adulto.

Figura 4. Probabilidad de una respuesta afirmativa según dificultad para llegar a fin de mes y nivel de estudios del entrevistado.



Una característica del hogar que ha recibido una atención limitada en relación a la posibilidad de realizar unas vacaciones es la presencia de un miembro en el hogar con algún tipo de enfermedad crónica, incapacidad o deficiencia para desarrollar la actividad diaria. Se trata de una restricción personal que afecta a la posible participación del hogar en el consumo turístico. Como se ha discutido anteriormente, la presencia en el hogar de una persona con limitaciones en su actividad reduce el *odds ratio*. En función del nivel de ingresos por adulto, en la Figura 5 se muestran las probabilidades estimadas (ajuste *mspline*), distinguiendo entre los hogares en los que no hay una persona con limitaciones y hogares en los que al menos hay una persona con limitaciones. En la Figura 6 se muestran las medianas de probabilidad al cruzar las categorías de la variable que recoge la dificultad del hogar para llegar a fin de mes con la presencia en el hogar de una persona con limitaciones. En ambas figuras se observa que las diferencias de probabilidad de una respuesta afirmativa son, en general, superiores cuando en el hogar no hay personas con limitaciones. Sin embargo, la diferencia en las probabilidades se reduce a medida que los ingresos por adulto o la facilidad para llegar a fin de mes son

mayores. Los resultados del modelo muestran, por tanto, cómo la mejora en la situación económica del hogar reduce el efecto negativo de la presencia de una persona con limitaciones.

Figura 5. Probabilidad de una respuesta afirmativa en relación a los ingresos por adulto según presencia en el hogar de una persona con limitaciones.

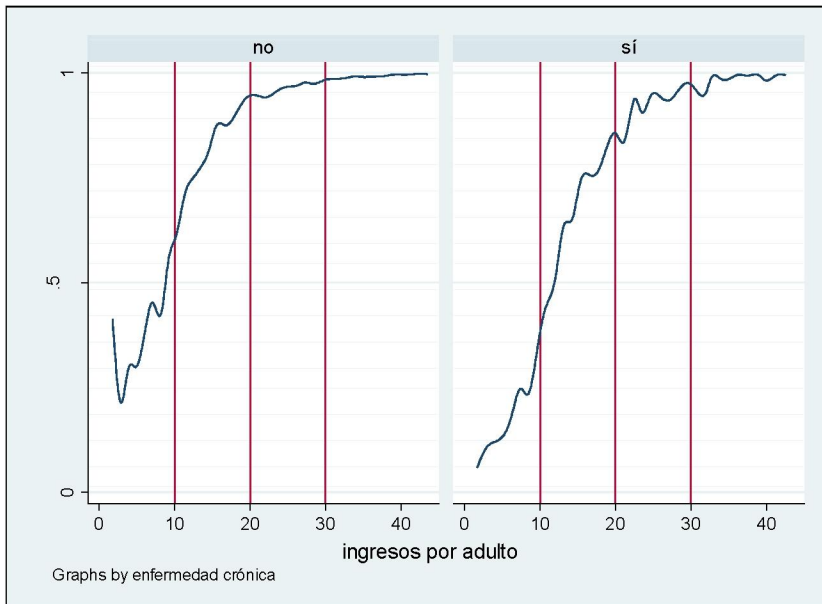
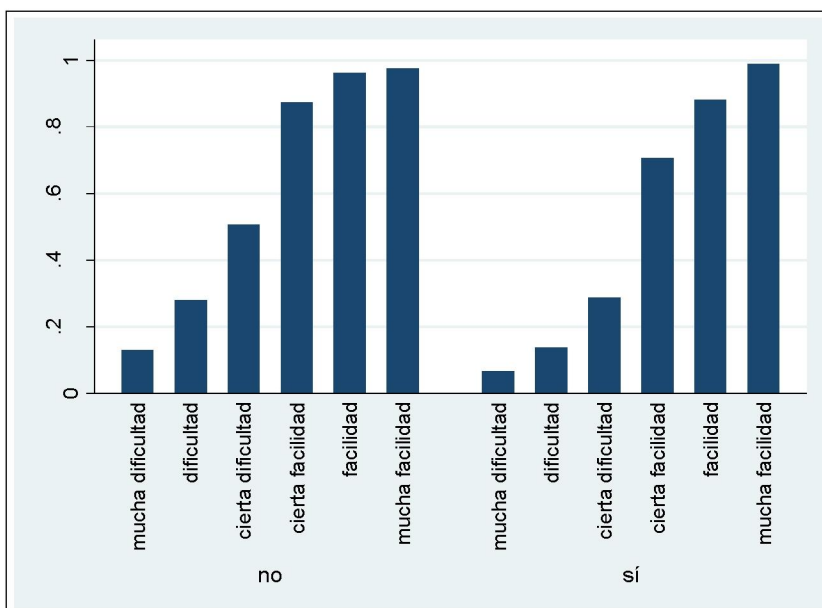


Figura 6. Probabilidad de una respuesta afirmativa según dificultad para llegar a fin de mes y presencia en el hogar de una persona con limitaciones.



La influencia que la enfermedad o las limitaciones de salud y movilidad tienen en los ingresos y en la estructura de consumo de los hogares ha sido estudiada recientemente por Wagstaff (2007). En el ámbito del turismo, el efecto específico que la enfermedad puede tener sobre las decisiones de consumo turístico (un efecto restrictivo, pero también con la posibilidad de actuar como un factor motivador) ha recibido una atención limitada (Fleischer y Pizam, 2002; Hunter-Jones, 2004, 2005; Shaw y Coles, 2004). En relación a este ámbito de investigación, de los resultados obtenidos debe destacarse, en primer lugar, la importancia de este tipo de restricción y, en segundo lugar, que la trascendencia de esa restricción parece depender fuertemente de la situación económica del hogar.

Tabla 4. Resultados de la estimación del modelo logit binario.

	Coefficiente	$\exp(\beta_j)$	Significación	Efectos Marginales (y elasticidades)	χ^2 - Wald (significación)
Ingresos por adulto	0,9346	2,546	0,000	0,0212 (0,4071)	185,53 (0,000)
Principal fuente de ingresos					16,89 (0,006)
Trabajo por cuenta ajena	-	-	-	-	
Trabajo por cuenta propia	0,2309	1,260	0,019	0,0510	
Pensiones	-0,0048	0,995	0,957	-0,0011	
Prestaciones desempleo	-0,2019	0,817	0,338	-0,0475	
Otras prestaciones sociales	-0,0347	0,966	0,822	-0,0080	
Otros ingresos	0,6179	1,855	0,002	0,1263	
Cómo llega a fin de mes					982,06 (0,000)
Con mucha dificultad	-2,5969	0,075	0,000		
Con dificultad	-1,9831	0,138	0,000	-0,5692	
Con cierta dificultad	-1,2734	0,280	0,000	-0,4409	
Con cierta facilidad	-	-	-	-0,2668	
Con facilidad	0,6697	1,954	0,000	0,0833	
Con mucha facilidad	0,7637	2,146	0,047	0,0920	
Ahorro del hogar					46,08 (0,000)
No	-	-	-		
Sí	0,4485	1,566	0,000	0,1006	
Personas en paro 5 últimos años					27,62 (0,000)
Ninguna	-	-	-		
Una	-0,0438	0,957	0,516	-0,0098	
Dos	-0,4019	0,669	0,000	-0,0940	
Tres o más	-1,0363	0,355	0,000	-0,2512	
Parados sin cobrar desempleo					8,85 (0,003)
No	-	-	-		
Sí	-0,2698	0,764	0,003	-0,0628	
Nivel de estudios (núm. personas)					246,28 (0,000)
Analfabetos	-0,2856	0,752	0,000	-0,0648	29,89 (0,000)
Estudios primarios	0,0567	1,058	0,184	0,0129	1,76 (0,184)
Primer nivel de secundaria	0,1179	1,125	0,008	0,0267	7,12 (0,008)
FPI	0,3961	1,486	0,000	0,0898	24,70 (0,000)
FPII	0,3315	1,393	0,000	0,0752	19,03 (0,000)
Segundo nivel de secundaria	0,3558	1,427	0,000	0,0807	42,59 (0,000)
Universidad ciclo corto	0,5234	1,688	0,000	0,1187	32,53 (0,000)
Universidad ciclo largo	0,8449	2,328	0,000	0,1916	73,40 (0,000)
Limitaciones actividad					32,78 (0,000)

No	-	-	-		
Sí	-0,3574	0,699	0,000	-0,0825	
Número de menores de 16 años					32,89 (0,000)
Ninguno	-	-	-	-	
Uno	-0,2558	0,774	0,002	-0,0581	
Dos	-0,4898	0,613	0,000	-0,1145	
Tres o más	-0,7170	0,488	0,004	-0,1709	
Tenencia de la vivienda					19,48 (0,000)
Propiedad (sin hipoteca)	-	-	-	-	
Propiedad (con hipoteca)	-0,2675	0,765	0,002	-0,0613	
Alquiler	-0,3589	0,698	0,000	-0,0832	
Edad	0,0168	1,017	0,109	0,0038 (0,2046)	44,36 (0,000)
Edad al cuadrado	-0,0031	0,997	0,002	-0,0001	
Constante	0,08447	1,088	0,771		
Pseudo R2: 0,3458 McFadden's R2: 0,346 McFadden's Adjusted R2: 0,343 Wald chi2(32) = 2485,61 Prob. > chi2 = 0,000 Log pseudolikelihood = -6562,8432					

6. Conclusiones

La información de la ECHP permite analizar el efecto de la situación económica del hogar sobre la participación en el consumo turístico. Los resultados del análisis muestran, en primer lugar, la importancia que tienen las restricciones económicas como barreras al consumo turístico. La posibilidad de un consumo que implica un gasto importante para el hogar está condicionada por las variables que definen un escenario de cálculo o racionalidad económica: los ingresos por adulto en el hogar, el número de menores, la capacidad de ahorrar del hogar, la facilidad o dificultad con la que el hogar llega a fin de mes o la propiedad de la vivienda. El efecto de estas variables concuerda en todos los casos con la dirección esperable: una mejor situación económica está asociada a una mayor probabilidad de permitirse unas vacaciones pagadas. Las estimaciones del modelo logit muestran que, entre las variables económicas, *cómo llega el hogar a fin de mes* y los *ingresos por adulto* son las que tienen la mayor capacidad explicativa, seguida de la *capacidad de ahorro del hogar*. Los resultados muestran que los hogares valoran su situación económica mediante un juicio complejo. La persona que responde la encuesta tiene en cuenta cuál es la principal fuente de ingresos del hogar y la estabilidad del empleo en el pasado de los miembros del hogar. En este sentido, las investigaciones sobre participación turística deberían considerar que los ingresos no son la única (ni siquiera la principal) variable para describir la situación económica del hogar. Adicionalmente, es interesante destacar que los ingresos por adulto no presentan una elasticidad elevada con respecto a la probabilidad de una respuesta afirmativa. Una elasticidad renta media inferior a la unidad indica que no pueden esperarse incrementos muy importantes de la propensión a viajar en escenarios de crecimiento económico moderado. A esto debe añadirse la heterogeneidad en los valores de la elasticidad renta cuando se calculan en función de la edad del entrevistado o de los ingresos por adulto en el hogar. Los anteriores resultados están en línea con los obtenidos por Alegre y Pou (2004).

El análisis realizado muestra además que el cálculo económico que realizan los hogares está condicionado por las características sociodemográficas del hogar. Se confirma la

especial importancia de la edad del entrevistado y del nivel de estudios de los miembros del hogar. La presencia de alguna persona con limitaciones para desarrollar su actividad diaria, una situación que no se había tenido en cuenta en anteriores análisis microeconómicos, también resulta claramente significativa. En general, los valores que los hogares toman en el anterior conjunto de variables condicionan la evaluación económica que realiza el entrevistado. Estos resultados concuerdan con un patrón ya detectado en la investigación sobre ocio (Jackson, 2000, pág.: 64): las restricciones o barreras económicas no son valoradas de la misma manera por los hogares, dependiendo de las restantes características (no económicas) del hogar. Diferencias en los niveles de estudios, el ciclo de vida o limitaciones consecuencia de enfermedad o incapacidad determinan la magnitud con la que el hogar percibe la barrera económica al consumo turístico. Desde la perspectiva microeconómica, resulta interesante destacar que cuando la situación económica del hogar es buena (con altos niveles de ingresos o facilidad para llegar a fin de mes), las características no económicas casi no ejercen influencia. Especialmente destacable es la consideración de aquellos hogares en los que una o más personas presentan limitaciones para desarrollar su actividad diaria. Se trata de una restricción personal, que interfiere sobre la valoración de la restricción económica del hogar, pero además ese efecto tiende a desaparecer en los hogares con una buena situación económica. Este resultado confirmaría la proposición de Crawford et al. (1991) de que las personas con una situación social menos privilegiada perciben con mayor intensidad sus restricciones interpersonales (véase también Hawkins *et al.*, 1999). Stemerding *et al.*, (1999) o Shaw (2007) señalan también que determinadas características o restricciones pueden reforzar las preferencias de las personas, impidiendo con ello una valoración correcta de las barreras económicas.

El trabajo contribuye a la literatura empírica sobre participación turística en varios sentidos. En primer lugar, por la base de datos empleada, que garantiza la representatividad para el conjunto de hogares españoles de los resultados obtenidos. En segundo lugar, porque la pregunta analizada permite valorar de manera clara la importancia de la situación económica en la decisión sobre consumo turístico. En tercer lugar, porque se muestra que para describir la situación económica del hogar es necesario considerar no sólo los ingresos, sino otras variables económicas. No hacerlo,

puede encubrir la importancia que la situación económica tiene en la decisión de participar. En cuarto lugar, porque confirma la influencia que tienen las diferentes características del hogar, así como las restricciones de enfermedad, en la valoración de la restricción económica. Finalmente, los resultados muestran cómo una buena situación económica disminuye la heterogeneidad de las respuestas, disminuyendo la influencia que tienen las características no económicas.

7. Bibliografía

- Alegre, J. y Pou, Ll., (2004), Micro-economic determinants of the probability of tourism consumption, *Tourism Economics*, 10(2), 125-144.
- Blake, A., R. Durbarry, Sinclair M.T. y Sugiyarto, G., (2001), Modelling Tourism and Travel using Tourism Satellite Accounts and Tourism Policy and Forecasting Models, *Tourism and Travel Research Institute Discussion Paper 2001/4*. Disponible en <http://www.nottingham.ac.uk/ttri>
- Burns, R.C. y Graefe, A.R., (2007), Constraints to Outdoor Recreation: Exploring the Effects of Disabilities on Perceptions and Participation, 39(1), 156-181.
- Cai, L. A., (1998), Analyzing Household Food Expenditure Patterns on Trip and Vacations: a Tobit Model, *Journal of Hospitality & Tourism Research*, 22, 338-358.
- Cai, L. A., Hong G.S. y Morrison, A.M., (1995), Household Expenditure Patterns for Tourism Product and Services, *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 4, 15-40.
- Coenen, M. y Van Eekeren, L., (2001), Demand for domestic tourism by Swedish households, *Umeå Economic Studies*, 583.
- Crawford, D. y Godbey, G., (1987), Reconceptualising barriers to family leisure, *Leisure Sciences*, 9, 119-128.
- Crawford, D., Jackson, E. y Godbey, G., (1991), A Hierarchical Model of Leisure Constraints, *Leisure Sciences*, 13, 309-20.
- Daniels, M.J., Rodgers E.B.D. y Wiggins, B.P., (2005), Travel Tales: an interpretative analysis of constraints and negotiations to pleasure travel as experienced by person and physical disabilities, *Tourism Management*, 26, 919-930.
- Dardis, R., Soberon-Ferrer, H. y Patro, D., (1994), Analysis of Leisure Expenditures in the United States, *Journal of Leisure Research*, 4, 309-321.
- Davies, B. y Mangan, J., (1992), Family Expenditure on Hotels and Holidays, *Annals of Tourism Research*, 19, 691-699.
- Eurostat, (1996), The European Community Household Panel: Survey Methodology and Implementation, Vol. 1, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.

- Fleischer, A. y Pizam, A., (2002), Tourism Constraints among Israeli Seniors, *Annals of Tourism Research*, 29, 106-123.
- Gilbert, D. y Hudson, S., (2000), Tourism Demand Constraints: A Skiing Participation, *Annals of Tourism Research*, 27, 906-925.
- Hageman, R.P., (1981), The Determinants of Household Vacation Travel: Some Empirical Evidence, *Applied Economics*, 13, Págs.: 225-234.
- Hawkins, B.A., Peng, J., Hsieh, C-M. y Eklund, S.J., (1999), Leisure Constraints: A Replication an Extension of Construct Development, *Leisure Sciences*, 21, 179-192.
- Heckman, J.J., (2001), Micro Data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy: Nobel Lecture, *Journal of Political Economy*, 109(4), 673-748.
- Hellström, J., (2002), An Endogenously Stratified Bivariate Count Data Model for Household Tourism Demand, *Umeå Economic Studies*, 583.
- Hellström, J., (2006), A bivariate count data model for household tourism demand, *Journal of Applied Econometrics*, 21, 213-226.
- Hinch, T. y Jackson, E., (2000), Leisure Constraints Research: It's Value as a Framework for Understanding Tourism Seasonality, *Current Issues in Tourism*, 3, 87-106.
- Hong, G-S., Kim, S. y Lee, J., (1999), Travel Expenditure Patterns of Elderly Households in the US, *Tourism Recreation Research*, 41, 43-52.
- Hudson, S. y Gilbert, D., (1999 a), Tourism constraints: the Neglected Dimension of Consumer Behaviour Research, en Woodside, A.G., G.I. Crouch, J.A. Mazanec, Oppermann y M.Y. Sakai, *Consumer Psychology of Tourism, Hospitality and Leisure*, CABI Publishing, Wallingford, 137-154.
- Hudson, S. y Gilbert, D., (1999b), Tourism Constraints: The Neglected Dimension in Consumer Behaviour Research, *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 8(4), 69-78.
- Hunter-Jones, P., (2004), Young people, holiday-taking and cancer-an exploratory analysis, *Tourism Management*, 25, 249-258.
- Hunter-Jones, P., (2005), Cancer and Tourism, *Annals of Tourism Research*, 32(1), 70-92.
- Jackson, E.L., (1988), Leisure constraints: A survey of past research, *Leisure Sciences*, 10, 203-215.

- Jackson, E.L., (1991), Leisure Constraints/Constrained Leisure: Special Issue Introduction, *Journal of Leisure Research*, 23, 279-85.
- Jackson, E.L., (1993), Recognizing patterns of leisure constraints: Results from alternative analyses, *Journal of Leisure Research*, 25, 129-149.
- Jackson, E.L., (2000), Will Research on Leisure Constraints Still Be Relevant in the Twenty-first Century?, *Journal of Leisure Research*, 32, 62-68.
- Jackson, E.L., Crawford, D.W. y Godbey, G., (1993), Negotiation of leisure constraints, *Leisure Sciences*, 15, 1-11.
- Jackson, E.L. y Dunn, E., (1988), Integrating ceasing participation with other aspects of leisure behaviour, *Journal of Leisure Research*, 20, 31-45.
- Jackson, E.L. y Henderson, K.A., (1995), Gender-based analysis of leisure constraints, *Leisure Sciences*, 17, 31-51.
- Li, G., Song, H. y Witt, S.F., (2004), Modeling Tourism Demand: A Dynamic Linear AIDS Approach, *Journal of Travel Research*, 43, 141-150.
- Manski, C., (1977), The structure of random utility models, *Theory and Decision*, 8, 229-254.
- McFadden, D., (1974), Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour, Zarembka, P. (ed.), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York, 105-142.
- Melenberg, B. y Van Soest, A., (1996), Parametric and semi-parametric modelling of vacation expenditures, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 59-76.
- Mergoupis, T. y Steuer, M., (2003), Holiday taking and income, *Applied Economics*, 35, 269-284.
- Nordström, J., (2005), Dynamic and stochastic structures in tourism demand modelling, *Empirical Economics*, 30, 379-392.
- Nyaupane, G.P., Morais D.B. y Graefe, A.R., (2004), Nature Tourism Constraints. A Cross-Activity Comparison, *Annals of Tourism Research*, 31(3), 540-555.
- Pennington-Gray, L.A. y D.L. Kerstetter, (2002), Testing a Constraints Model within the Context of Nature-Based Tourism, *Journal of Travel Research*, 40, 416-423.
- Peracchi, F., (2002), The European Community Household Panel: A review, *Empirical Economics*, 27, 63-90.

- Peterson, M. y Lambert, S.L., (2003), A Demographic Perspective on U.S. Consumers' Out-of-Town Vacationing and Commercial Lodging Usage While on Vacation, *Journal of Travel Research*, 42, 116-124.
- Phillips, S.F., (1995), Race and leisure constraints, *Leisure Sciences*, 17, 109-120.
- Scott, D. y Munson W., (1994), A critique constraints to park usage among individuals with low incomes, *Journal of Park and Recreation Administration*, 12, 79-96.
- Shaw, S.M., (2007), Research Update: Social Change Through Leisure, Parks & Recreation, 42(3), 28-32.
- Shaw, S.M., Bonen, A. y McGabe, J.F., (1991), Do more constraints mean less leisure? Examining the relationship between constraints and participation, *Journal of Leisure Research*, 23, 286-300.
- Shaw, G. y Coles, T., (2004), Disability, holiday making and the tourism industry in the UK: a preliminary survey, *Tourism Management*, 25, 397-403.
- Sinclair, M.T. y Stabler, M., (1997), *The Economics of Tourism*, Routledge, London.
- Song, H. y Witt, S.F., (2000), *Tourism Demand Modelling and Forecasting: Modern Econometric Approaches*. Oxford: Pergamon.
- Stemerding, M., H. Oppewal y H. Timmermans, (1999), A Constraints-Induced Model of Park Choice, *Leisure Sciences*, 21, 145-158.
- Stodolska, M., (1998), Assimilation and leisure constraints: Dynamics of constraints on leisure in an immigrant population, *Journal of Leisure Research*, 30, 521-551.
- Syriopoulos, T.C. y Sinclair, M.T., (1993), An econometric study of tourism demand: the AIDS model of US and European tourism in the Mediterranean Countries, *Applied Economics*, 25, 1541-1552.
- Toivonen, T., (2004), Changes in the Propensity to Take Holiday Trips Abroad in EU Countries between 1985 and 1997, *Tourism Economics*, 10, 403-417.
- Van Soest, A., y Kooreman, P., (1987), A Micro-Econometric Analysis of Vacation Behaviour, *Journal of Applied Econometrics*, 2, 215-226.
- Vanhoe, N., (2005), *The Economics of Tourism Destinations*, Elsevier,
- Wagstaff, A., (2007), The economic consequences of the health shocks: Evidence from Vietnam, *Journal of Health Economics*, 26, 82-100

Capítulo 2

Intensidad de participación turística: análisis de sus determinantes sociodemográficos y económicos

1. Introducción

Desde mediados del siglo pasado la industria turística ha experimentado un fuerte desarrollo. Entre las diferentes razones que explican esta tendencia cabe destacar el extraordinario crecimiento económico, la disminución general en las horas de trabajo, el aumento en el número de días de permiso remunerado, el alto nivel de la expansión demográfica y el porcentaje de población urbana que vive en grandes metrópolis (OCDE, 2002). Sin embargo, algunos de estos factores han dejado de ejercer su influencia positiva sobre la demanda turística de los países desarrollados. En este contexto, la evolución de la demanda turística en estos países dependerá en mayor medida de la importancia que tenga, en el conjunto de la población, el segmento de población que viaja y, para este segmento con demanda efectiva, de la frecuencia con la que lo hagan.

Graham (2001) y Vanhoe (2005) muestran que el porcentaje de la población que realiza al menos un viaje vacacional al año, no aumentó en varios países europeos durante la década de 1990. Sin embargo, para los hogares con demanda positiva, el número de viajes que efectúan en un año concreto (intensidad de participación) presenta en las últimas décadas una tendencia creciente (Tourism Intelligence International, 2000a y 2000b; Graham, 2001; Vanhoe, 2005). Este cambio en la frecuencia de consumo de los hogares, que sustituyen la realización de un viaje principal anual por la realización de múltiples viajes de menor duración durante el año, se ha observado también en otros países desarrollados (OCDE, 2002). Además del incremento en la renta disponible del

hogar y del tiempo de ocio, las mejoras tecnológicas en comunicación y transporte han ayudado a la diversificación de las vacaciones de los hogares a lo largo del año. Del informe de la OCDE (2002) que examina las tendencias de los viajes familiares se concluye que “los hogares viajan más y más a menudo que antes”.

En este capítulo se analiza la demanda turística desde la perspectiva de la frecuencia de demanda por parte de los hogares. La frecuencia se mide indirectamente, al considerar el número de trimestres -en el plazo de un año- en los que el hogar realiza algún gasto positivo. Se analizan los principales determinantes sociodemográficos y económicos que afectan a estas decisiones, teniendo en cuenta que debe distinguirse entre la exclusión del hogar en el consumo de este tipo de servicios y la decisión incidental de no consumirlos en un año concreto.

Existen diversos trabajos que analizan, desde un punto de vista microeconómico, la probabilidad de realizar unas vacaciones en un periodo determinado: Hageman (1981), Van Soest y Koreman (1987), Melenberg y Van Soest (1996), Cai (1998), Hong, Kim y Lee (1999), Fleischer y Sheiler (2002), Mergoupis y Steuer (2003), Alegre y Pou (2004) y Toivonen (2004). Sin embargo, la frecuencia de consumo (o intensidad de demanda) ha recibido muy poca atención en la literatura, debido en gran parte a la falta de información. Los estudios realizados son, principalmente, análisis descriptivos que analizan el perfil del turista (European Commission, 1987; Romsa y Blenman, 1989; Bojanic, 1992; Opperman, 1995a y 1995b; Tourism Intelligence International, 2000a y 2000b).

Los modelos de recuento han sido poco aplicados en el ámbito de la demanda turística. Ozuna y Gómez (1995), Gurmu y Trivedi (1996), Haab y McConnell (1996) los han aplicado en estudios sobre demanda de ocio. Hellström (2006) ha estudiado, para los hogares suecos, la demanda conjunta del número de viajes y los días utilizados en cada viaje, empleando un modelo de conteo bivariante. Alegre *et al.*, (2009) han empleado la ECPF del periodo 1987-1996 para estimar un modelo Hurdle de la frecuencia trimestral de gasto, beneficiándose de la estructura de datos de panel de la ECPF.

La intensidad de la demanda turística puede analizarse sobre todos los hogares (incluyendo los hogares con frecuencia nula) o únicamente sobre los hogares con frecuencia positiva. La mayoría de trabajos (Hultkrantz, 1995; Fish y Waggle, 1996; Hellström, 2006), han analizado los determinantes que influyen en la intensidad de participación turística, sin tener en cuenta el papel que juega la decisión de participación. De manera alternativa, Alegre *et al.*, (2009), empleando un modelo Hurdle, han analizado el proceso de decisión de los hogares, considerando que hay una primera decisión de participación, a la que seguiría la determinación de la frecuencia de demanda. En el modelo Hurdle, una probabilidad binomial determina si la variable de frecuencia toma un valor cero o positivo y, en el caso de que sea positivo, la distribución condicionada de la frecuencia se define como un modelo de conteo truncado en cero.

En este trabajo, se emplea un modelo de conteo cero-inflado. Inicialmente, este modelo pretende resolver el problema del exceso de ceros o de frecuencias nulas en relación a una distribución de Poisson. El modelo combina una variable binaria, que determina si la frecuencia va a tomar directamente un valor de cero o si, como alternativa, se va a definir como una variable de conteo (con posibles valores 0, 1, 2,...). Los valores de cero, por tanto, pueden encontrarse como resultado de dos procesos: como una realización del proceso binario y como una realización del proceso de conteo. Se diferencia del modelo Hurdle en que en éste hay un único tipo de ceros (la no participación o consumo nulo), mientras que en los modelos cero-inflado los ceros pueden ser consecuencia de que el hogar adopte la decisión de no consumir servicios turísticos (cero estructural), o bien de que, formando parte de los consumidores potenciales, la frecuencia de consumo finalmente seleccionada sea nula (cero incidental). Las variables que explicarían las dos decisiones no tienen por qué ser necesariamente las mismas.

En consecuencia, al emplear el modelo cero-inflado es posible analizar los determinantes microeconómicos que afectan a la intensidad de participación turística (frecuencia de consumo) de los hogares españoles, teniendo en cuenta que los hogares que deciden no viajar pueden venir de dos poblaciones diferentes.

Los datos utilizados provienen de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) elaborada por el INE. La ECPF es una encuesta representativa de la población española, que se realiza a los mismos hogares durante un periodo máximo de dos años. Recoge datos detallados, trimestralmente, del gasto de los hogares (incluido el gasto en servicios turísticos) y de sus ingresos, junto con información sociodemográfica y laboral de sus miembros. La encuesta está disponible para el período 1996 a 2005, de manera que abarca un ciclo económico completo de la economía española. Para este trabajo, se han transformado los datos para obtener una referencia temporal anual para cada hogar. Se ha considerado que un hogar ha consumido servicios turísticos si registra gasto turístico en cualquiera de los cuatro trimestres del año. Para construir la variable de intensidad de participación se utiliza el número de trimestres con gasto turístico positivo. La medición de frecuencia así definida no tiene por qué coincidir con el número de viajes turísticos, puesto que puede haber más de un viaje en un mismo trimestre. Sin embargo, cabe señalar que el porcentaje de hogares españoles que realizan más de un viaje en el mismo trimestre es muy bajo, por lo que, nuestra variable de intensidad de participación puede ser interpretada como una variable sustituta a la frecuencia de viaje de los hogares españoles.

Las conclusiones más relevantes del trabajo son dos: [1] La intensidad de participación turística muestra una concentración en el valor cero, lo que implica una mayor probabilidad de ocurrencia que la especificada por la distribución Poisson. Las respuestas nulas de los hogares pueden ser originadas porque el hogar no consume servicios turísticos nunca o porque en ese año concreto no consumió, aunque generalmente sea un hogar consumidor. Por lo tanto, la intensidad de la participación turística de un hogar sigue una mezcla de distribuciones, la primera determinaría la participación del hogar y la segunda el proceso de conteo. [2] Las características económicas y sociodemográficas del hogar y el perfil del sustentador principal explican la intensidad de participación turística de los hogares, influyendo de manera diferente en la decisión estructural de no participación y de frecuencia.

2. Base de datos y principales descriptivos

2.1. Base de datos

Como se ha comentado previamente, los datos utilizados en este artículo proceden de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares del INE, seleccionando el periodo 1999-2005. La ECPF está diseñada como un panel de rotación trimestral que toma como referencia los hogares españoles. Los hogares son entrevistados durante ocho trimestres consecutivos. Para construir la base de datos anual, sólo se han tenido en cuenta aquellos hogares que permanecen en la muestra durante cuatro trimestres consecutivos. Aunque en un primer momento se decidió utilizar a todos aquellos que eran entrevistados 4 o más trimestres, para llevar a cabo un análisis longitudinal con datos de panel, los deficientes resultados obtenidos con los modelos basados en datos de panel limitaron la observación de cada hogar a un único año.

La variable intensidad o frecuencia de participación turística se ha definido como la suma de trimestres con gasto turístico superior a seis euros (para evitar posibles errores de anotación) en un año determinado. Por lo tanto, la variable se define entre cero (para los hogares que no consumen) y un máximo de cuatro (para los casos que registren gasto turístico en todos los trimestres).

Como variables explicativas del modelo se han considerado las principales características del hogar y del sustentador principal disponibles en la encuesta. En el modelo finalmente estimado se han incluido las siguientes variables: (i) situación laboral del sustentador principal; (ii) edad del sustentador principal; (iii) género del sustentador principal; (iv) nivel educativo del sustentador principal; (v) densidad de población; (vi) gasto total del hogar; (vii) tipo de contrato laboral del sustentador principal; (viii) número de miembros del hogar; (ix) si el hogar tiene problemas para llegar a final de mes; (x) si el hogar tiene capacidad de ahorrar; (xi) tipo de hogar; (xii) presencia de niños en el hogar. La definición de estas variables se recoge en la Tabla 1. Dado que las variables se han definido sobre una referencia anual, para algunas de las

variables que pueden cambiar a lo largo de los cuatro trimestres, se ha optado por tomar el valor correspondiente al primer trimestre del que se dispone de información. En la Tabla 2 se presentan algunos descriptivos de la muestra.

Tabla 1. Definición y descripción de las principales variables.

Variable	Definición y descripción
Número de trimestres de gasto turístico	Número de trimestres con gasto turístico positivo (0 a 4)
Situación laboral del sustentador principal	Situación laboral del sustentador principal (trabajando=1, jubilado=2, parado=3, inactivo=4)
Edad del sustentador principal	Edad del sustentador principal
Género del sustentador principal	Género del sustentador principal (mujer=1, hombre=0)
Nivel educativo del sustentador principal	Educación del sustentador principal (analfabeto y sin estudios=1, educación primaria=2, educación secundaria=3, educación universitaria=4)
Densidad de población (1)	Densidad de la población dónde se ubica el hogar (zona densamente poblada=1, zona intermedia=2, zona diseminada=3)
Gasto total (2)	Gasto total anual del hogar
Contrato indefinido	Tipo de contrato del sustentador principal (contrato indefinido=1, en otro caso=0)
Miembros del hogar	Número de miembros que viven en el hogar
Problemas para llegar a final de mes (3)	Si el hogar llega a final de mes con problemas (con problemas=1, en otro caso=0)
Capacidad de ahorrar (4)	Si el hogar tiene capacidad para ahorrar una vez pagados sus gastos (ahorrar=1, en otro caso=0)
Composición del hogar	Tipo de hogar (una persona sola=1, pareja sin hijos=2, pareja con hijos (de 16 años o menos)=3, un adulto con hijos (de 16 años o menos)=4, otros hogares=5)
Niños	Si el hogar tiene niños menores de 15 años (niños=1)
Variables ficticias temporales	Indican el trimestre y año para el que se dispone de información del hogar (I-1999 a IV-2005)

Notas:

(1) *Zona densamente poblada*, es aquél conjunto de municipios contiguos, los cuales tienen todos una densidad de más de 500 habitantes por kilómetro cuadrado y cuya población conjunta es de más de 50.000 habitantes. *Zona intermedia*, es aquél conjunto de municipios contiguos, que no perteneciendo a una zona densamente poblada, cada uno de ellos tienen una densidad de más de 100 habitantes por kilómetro cuadrado y, o bien, la densidad del conjunto es de más de 50.000 habitantes, o bien, están situados al lado de una zona densamente poblada, independientemente del número de habitantes del conjunto. *Zona diseminada*, es aquél conjunto de municipios contiguos que no pertenecen ni a una zona densamente poblada, ni a una zona intermedia.

(2) Tanto el gasto turístico como el gasto total de los hogares ha sido deflactado empleando el Índice de Precios de Consumo.

(3) Esta variable se recoge en el cuestionario de la ECPF de la siguiente manera: “*En relación con el total de ingresos mensuales que percibe regularmente su hogar en la actualidad, ¿cómo suele llegar a fin de mes?*”.

(4) Esta variable aparece en el cuestionario de la ECPF como: “*Considerando los ingresos y gastos del hogar. ¿Ha podido dedicar durante el último trimestre algún dinero al ahorro o a la adquisición de vivienda principal o secundaria?*”

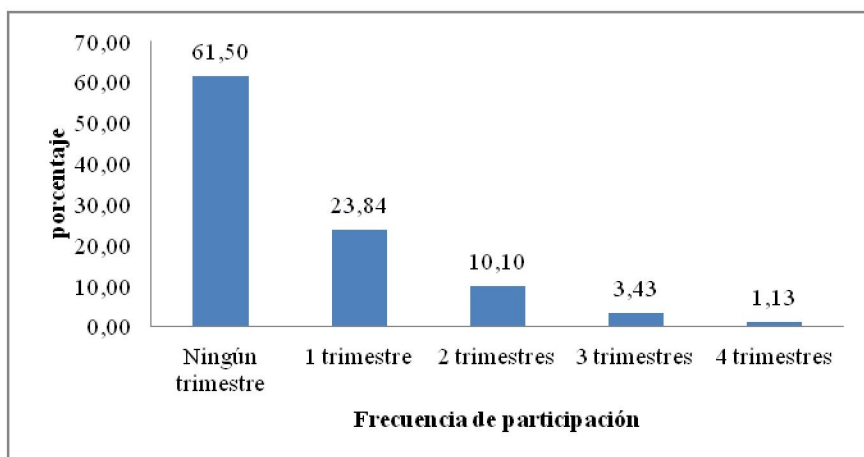
Tabla 2. Estadísticos descriptivos: media y desviación estándar.

	Todos los hogares		Hogares con gasto turístico en algún trimestre del año		Hogares sin gasto turístico en algún trimestre del año	
	Media	Desv. típ.	Media	Desv. típ.	Media	Desv. típ.
Número de trimestres de gasto turístico	0,5952	0,8904	1,5308	0,7791	0,0000	0,0000
Situación laboral del sustentador principal						
jubilado	0,3292	0,4699	0,2603	0,4388	0,3731	0,4836
inactivo	0,0688	0,2531	0,0398	0,1954	0,0872	0,2822
trabajando	0,5576	0,4967	0,6705	0,4701	0,4858	0,4998
desempleado	0,0444	0,2060	0,0294	0,1689	0,0539	0,2259
Edad del sustentador principal	54,5	14,5057	51,5	13,3741	56,4	14,8777
Sustentador principal es mujer	0,1987	0,3991	0,1722	0,3776	0,2156	0,4113
Educación del sustentador principal						
analfabeto y sin estudios	0,5273	0,4993	0,3820	0,4859	0,6197	0,4855
educación primaria	0,1804	0,3845	0,1827	0,3864	0,1789	0,3832
educación secundaria	0,1296	0,3358	0,1699	0,3756	0,1039	0,3051
educación universitaria	0,1628	0,3692	0,2653	0,4415	0,0976	0,2968
Densidad de población						
ciudad densidad alta	0,4840	0,4998	0,5377	0,4986	0,4498	0,4975
ciudad densidad media	0,1802	0,3844	0,1751	0,3800	0,1835	0,3871
ciudad densidad baja	0,3358	0,4723	0,2872	0,4525	0,3667	0,4819
Gasto en turismo	273	720	701	1016	-	-
Gasto total	23045	15282	28622	17280	19498	12642
Contrato indefinido	0,5299	0,4991	0,6239	0,4844	0,4702	0,4991
Miembros del hogar	3,0899	1,3674	3,2607	1,3305	2,9812	1,3794
Problemas para llegar a final de mes	0,5584	0,4966	0,4386	0,4962	0,6346	0,4816
Capacidad de ahorrar	0,3518	0,4775	0,4534	0,4979	0,2872	0,4525
Composición del hogar						
una persona sola	0,1178	0,3224	0,0865	0,2811	0,1377	0,3446
pareja sin hijos	0,1888	0,3913	0,1763	0,3811	0,1967	0,3975
pareja con hijos	0,4950	0,5000	0,5651	0,4958	0,4504	0,4975
un adulto con hijos	0,0696	0,2544	0,0602	0,2378	0,0755	0,2643
otros hogares	0,1289	0,3351	0,1119	0,3153	0,1397	0,3467
Niños	0,3226	0,4675	0,3748	0,4841	0,2895	0,4536

2.2. Principales descriptivos

De los 22.567 hogares que forman la muestra completa, 13.878 (el 61,5%) no consumieron servicios turísticos en el año en el que fueron observados y 8.689 (el 38,5%) realizaron gasto turístico al menos un trimestre (véase la Figura 1). El porcentaje de hogares que realiza gasto positivo disminuye rápidamente: un único trimestre el 23,8% de los hogares; 2 trimestres, el 10,1%; 3 trimestres, el 3,4% y 4 trimestres, el 1,1%. La disminución progresiva de las frecuencias, con un alto valor en la correspondiente al gasto nulo, es una distribución común a otros países (Aydiner, 2007).

Figura 1. Distribución de frecuencias de los hogares según su intensidad de participación.



En la Figura 2 se muestra la evolución de la participación de los hogares españoles en el período 1999 a 2005. En la gráfica se han representado el porcentaje de hogares que realizan gasto turístico y el número medio de trimestres con gasto turístico (para la totalidad de la muestra y sólo para los hogares con gasto positivo). La evolución del porcentaje de familias con participación positiva aumenta a partir del año 2002, alcanzando el 44,15% en el último año. Aparentemente, este incremento de demanda, sin embargo, sólo supone un pequeño aumento en el número medio de trimestres con gasto; concretamente, para los hogares con gasto positivo, desde 1,49 trimestres de media en 1999 a 1,56 trimestres en 2005.

En la Figura 3 se ha representado la evolución de las frecuencias relativas correspondientes a los cuatro trimestres. A pesar de que la distribución se presenta muy estable en el periodo, se observa una tendencia, a partir del año 2002, a la disminución del porcentaje de hogares que no realizan gasto ningún trimestre.

Figura 2. Indicadores de la participación turística en el periodo 1999-2005.

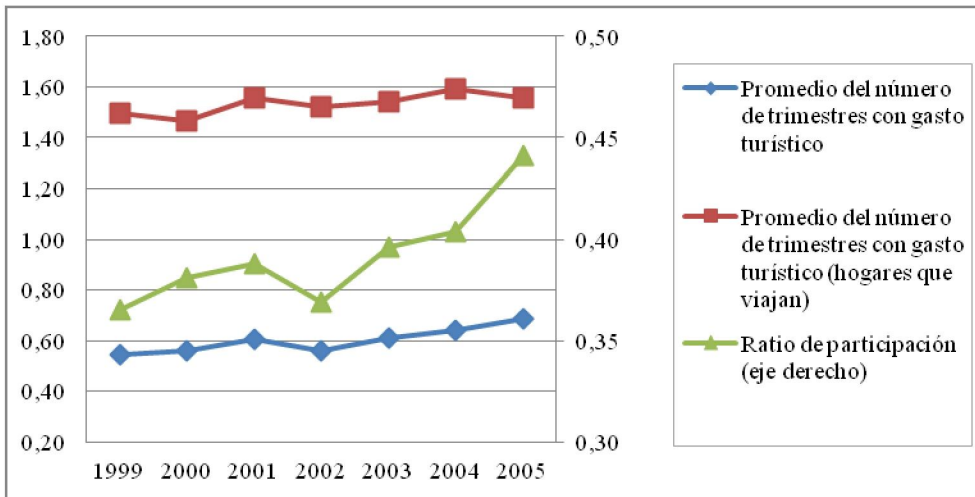
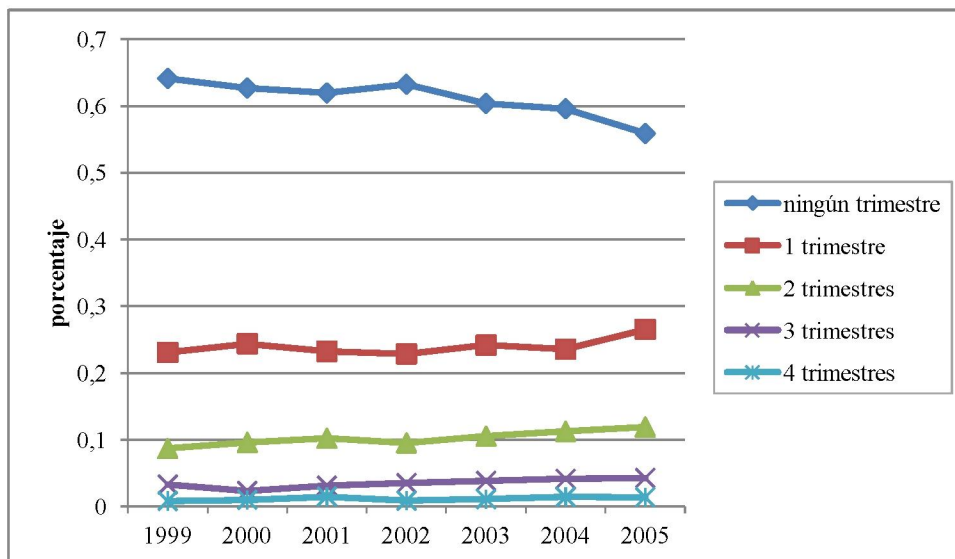


Figura 3. Indicadores de la participación turística por trimestre en el periodo 1999-2005.



Cuando la muestra se divide de acuerdo a las características de los hogares, se aprecia una considerable heterogeneidad en la frecuencia de participación (véase la Tabla 3). En relación al nivel educativo del sustentador principal, el porcentaje de hogares que deciden no viajar durante ningún trimestre disminuye según va aumentando el nivel

educativo alcanzado (véase también la Figura 4). Para los hogares cuyo sustentador principal carece de estudios, el porcentaje de hogares que no han realizado ningún consumo turístico a lo largo del año es de casi el 72%, reduciéndose a un 37% para aquellos que han alcanzado estudios de nivel universitarios. La importancia del nivel de estudios como determinante de la participación turística ha sido señalada anteriormente en la literatura (Dardis, *et al.*, 1981; Cai *et al.*, 1995; Cooper *et al.*, 1997; Alegre y Pou, 2004). En Alegre, *et al.*, (2009) se observa que, junto con la renta, la educación es la variable con mayor capacidad explicativa. En cuanto a los hogares que han consumido servicios turísticos durante el año, a medida que el nivel educativo es mayor, la frecuencia de hogares que viaja tan sólo un trimestre va disminuyendo a favor de un mayor número de trimestres. La misma evolución se observa sobre el número medio de trimestres, cuyo valor aumenta en función del nivel educativo: de 0,40 (analfabeto o sin estudios) a 1,12 trimestres (estudios universitarios) para el total de hogares; de 1,43 a 1,74 trimestres, para la submuestra de hogares con consumo positivo.

La composición familiar del hogar también juega un importante papel en la intensidad de participación. Los hogares con un porcentaje más alto de participación (véase la Figura 5) son aquellos formados por una pareja y niños menores de 15 años (porcentaje de participación del 44,4%), seguidos de las parejas sin hijos (36,3%), un adulto con hijos (33,6%) y una persona sola (28,6%). Sin embargo, calculada sobre los hogares con una demanda positiva, la media de trimestres con gasto de los hogares con niños (1,53 trimestres) es inferior a la de los hogares con una persona sola (1,63) y similar a la de las parejas sin hijos (1,52 trimestres). La presencia de niños en el hogar aumenta el porcentaje de participación (del 38,5% al 46%) y el número de trimestres con gasto (de 0,54 a 0,70 trimestres); sin embargo, este efecto no se observa cuando se considera la muestra restringida a los hogares con participación positiva, igualándose en este caso el número de trimestres (alrededor de 1,5).

La consideración del género del sustentador principal se ha incluido entre las características del hogar a analizar, para controlar la posible heterogeneidad en las respuestas. El porcentaje de hogares sin gasto, entre aquellos cuyo sustentador principal

es mujer, es mayor en seis puntos porcentuales al observado cuando es hombre; no obstante, entre los hogares que consumen, el número medio de trimestres es similar.

Respecto al número de miembros, un mayor número de personas en el hogar incrementa el porcentaje de participación. Mientras que el porcentaje de participación es del 28% en los hogares con un solo miembro, este porcentaje aumenta al 33% (dos miembros), 38% (tres miembros) y 45% (hogares con cuatro o más miembros). Esta relación se invierte cuando se considera la muestra restringida (hogares con una participación positiva). En este caso, son los hogares con un solo miembro los que presentan una media de trimestres más elevada.

En la Figura 6 se representa la relación entre la actividad del sustentador principal y la frecuencia de participación. Como puede observarse, los hogares cuyo sustentador principal está inactivo son los que tienen un menor porcentaje de participación: casi el 78% de los hogares con esta característica no viajó durante el año que permaneció en la muestra. Muy cerca de estos hogares se encuentran aquellos cuyo sustentador principal está desempleado: el 74,3% de estos hogares no realizaron gasto. Entre estos dos grupos, son los hogares con sustentador principal inactivo los que presentan un número medio de trimestres con gasto algo mayor. Respecto a las otras categorías, los hogares con el sustentador principal jubilado tienen una tasa de participación del 30,7%, muy inferior a la de los hogares con un sustentador principal que está trabajando (46,8%). Sobre la muestra restringida al consumo positivo, el número medio de trimestres es también superior cuando el sustentador principal está trabajando o está jubilado (1,54 trimestres), que cuando está inactivo o desempleado (1,48 y 1,34 trimestres, respectivamente).

Entre los hogares cuyo sustentador principal trabaja, el tipo de contrato (indefinido o no) puede influir también en la intensidad de participación. Del 55,76% de hogares cuyo sustentador principal trabaja, un 58,48% tienen contrato indefinido. De este grupo, el 51,88% participa en el consumo, mientras que los que no tienen este tipo de contrato lo hacen en un porcentaje mucho menor, el 38,68%. Para los hogares que viajaron, el

promedio de trimestres de los caracterizados por tener contrato indefinido fue del 1,57 frente al 1,46 de los hogares cuyo sustentador principal no tenía este tipo de contrato.

Tabla 3. Distribución de la frecuencia de participación, del ratio de no participación y promedio de trimestres con gasto turístico por las principales variables sociodemográficas de los hogares.

	% de hogares sin gasto	Frecuencia				Media de trimestres con gasto turístico	
		1 trim.	2 trim.	3 trim.	4 trim.	Total hogares	Hogares que participan
Educación del sustentador principal							
analfabeto y sin estudios	71,84%	67,10%	25,00%	5,20%	2,70%	0,40	1,43
educación primaria	60,61%	61,30%	26,70%	9,40%	2,60%	0,57	1,44
educación secundaria	49,01%	49,10%	32,10%	14,00%	4,70%	0,79	1,53
educación universitaria	36,64%	58,20%	26,60%	9,60%	5,50%	1,12	1,74
Composición del hogar							
una persona sola	71,44%	58,20%	26,60%	9,60%	5,50%	0,46	1,63
un adulto con hijos	66,37%	64,80%	25,60%	7,20%	2,50%	0,49	1,47
pareja sin hijos	63,69%	61,70%	25,10%	10,30%	2,80%	0,55	1,54
pareja con hijos	55,61%	61,10%	27,30%	8,80%	2,80%	0,69	1,53
Situación laboral del sustentador principal							
inactivo	77,51%	66,80%	21,80%	8,30%	3,20%	0,34	1,48
desempleado	74,25%	74,00%	19,40%	5,00%	1,60%	0,34	1,34
jubilado	69,27%	61,90%	25,40%	9,60%	3,00%	0,47	1,54
trabajando	53,25%	60,90%	27,20%	8,80%	3,10%	0,73	1,54
Sustentador principal mujer							
Sí	66,31%	60,90%	26,10%	9,50%	3,50%	0,52	1,56
No	60,19%	62,16%	26,26%	8,77%	2,81%	0,61	1,52
Contrato indefinido del sustentador principal asalariado							
Sí	48,12%	58,66%	28,27%	9,77%	3,30%	0,81	1,57
No	61,32%	65,66%	25,04%	6,98%	2,33%	0,56	1,46
Problemas para llegar a final de mes							
Sí	69,47%	67,80%	23,60%	6,60%	2,10%	0,44	1,43
No	50,86%	57,32%	28,41%	10,62%	3,66%	0,79	1,61
Capacidad de ahorro							
Sí	49,89%	57,50%	28,20%	10,80%	3,50%	0,80	1,60
No	67,64%	65,48%	24,61%	7,31%	2,60%	0,48	1,47
Niños							
Sí	61,50%	60,60%	26,70%	9,10%	3,50%	0,70	1,52
No	64,51%	61,94%	25,73%	9,17%	3,15%	0,54	1,54
Número de miembros del hogar							
un miembro	71,80%	57,20%	27,00%	10,60%	5,20%	0,46	1,63
dos miembros	66,60%	61,50%	25,40%	10,00%	3,10%	0,52	1,53
tres miembros	61,70%	65,10%	23,40%	8,60%	2,90%	0,57	1,48
cuatro o más miembros	54,90%	60,20%	27,50%	9,30%	3,00%	0,70	1,54
Densidad de población							
ciudad densidad baja	66,75%	66,20%	24,80%	7,20%	1,80%	0,49	1,45
ciudad densidad media	62,23%	63,30%	25,50%	8,40%	2,80%	0,57	1,51
ciudad densidad alta	56,81%	59,00%	27,40%	9,90%	3,70%	0,69	1,58

Figura 4. Distribución de la intensidad de participación por nivel educativo del sustentador principal.

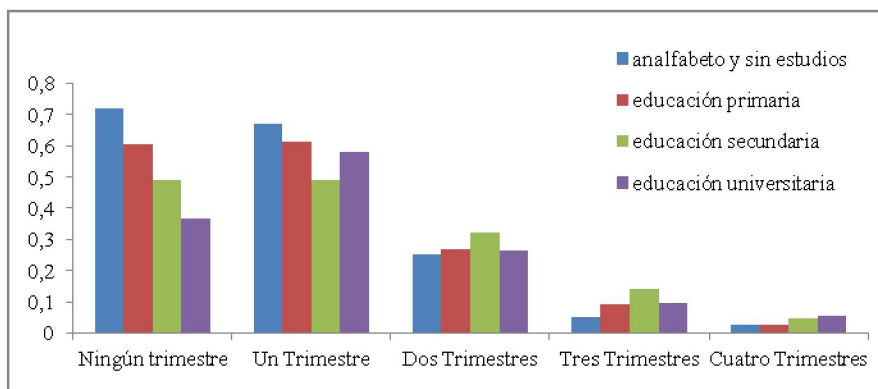


Figura 5. Distribución de la intensidad de participación por tipo de hogar.

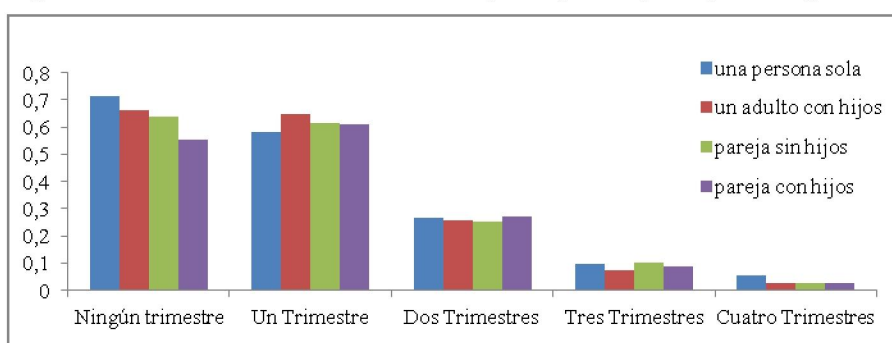
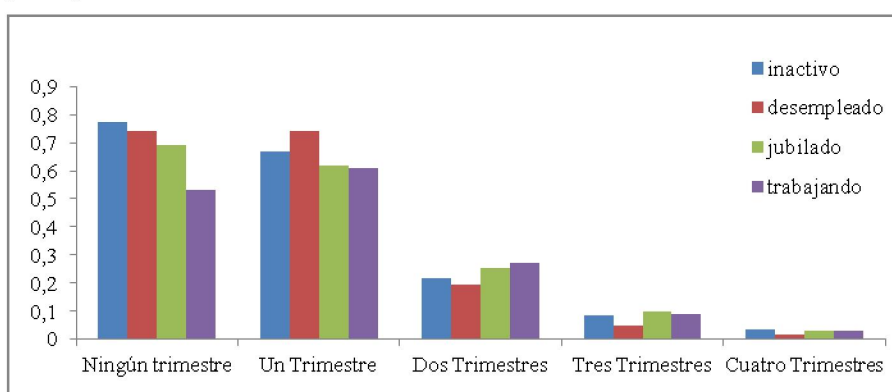
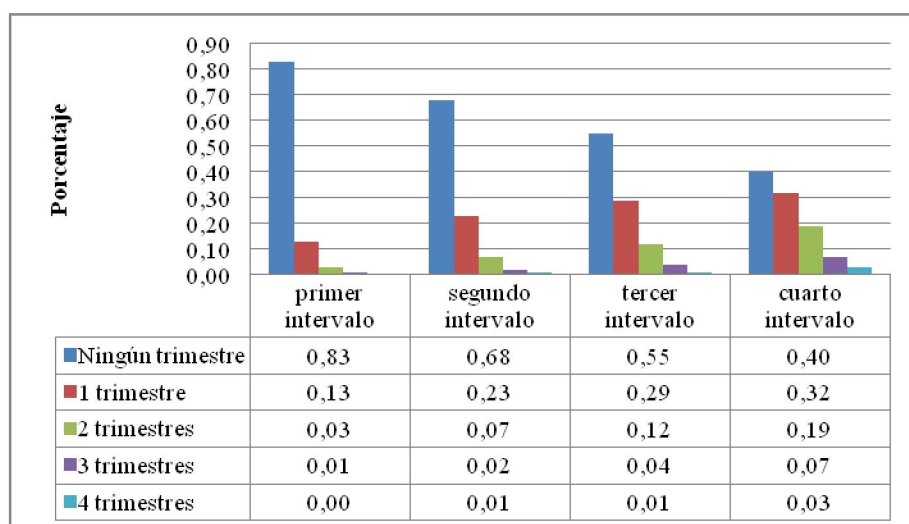


Figura 6. Distribución de la frecuencia de participación según situación laboral del sustentador principal.



El nivel de ingresos ha sido reconocido por los hogares europeos como uno de los principales determinantes del gasto vacacional (Comisión Europea, 1987, 1998, Tourism Intelligence International, 2000a y 2000b). Si se divide la muestra en función de los cuartiles de gasto total, puede observarse (Figura 7) que la intensidad de la participación aumenta con el nivel de gasto. Mientras que en el intervalo de menor gasto el 83% de los hogares no realiza gasto ningún trimestre, el porcentaje disminuye al 68% (segundo intervalo de gasto), 55% (tercer intervalo) y, finalmente, al 40% (cuarto intervalo). De manera simétrica, los porcentajes de hogares en las frecuencias trimestrales positivas aumentan siempre a medida que el gasto total del hogar es mayor.

Figura 7. Distribución de la intensidad de participación según cuartiles de gasto total de los hogares.

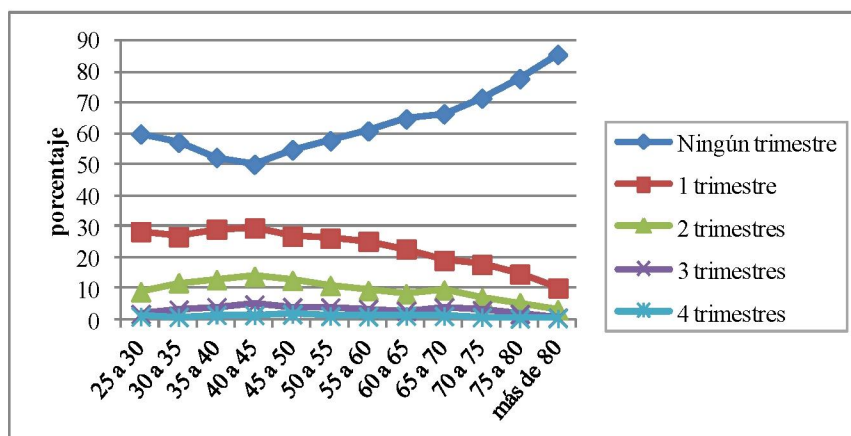


En la ECPF se dispone de información sobre dos variables que, aunque de manera indirecta, ayudan a definir la capacidad económica del hogar (si el hogar tiene dificultad para llegar a fin de mes y su capacidad para ahorrar). El principal inconveniente para incorporar esta información es que debía resumirse una información de base trimestral en la referencia anual. Para la primera variable, se ha convenido que el hogar tiene dificultades para llegar a fin de mes si al menos en dos trimestres han declarado esta situación. Para la segunda variable, se ha considerado que el hogar puede ahorrar si ha declarado ser capaz de hacerlo en, como mínimo, tres trimestres.

En relación a las dificultades para llegar a fin de mes, los hogares que están en esta situación presentan un nivel de participación mucho más bajo que los otros, casi 19 puntos porcentuales menos. Incluso considerando únicamente los hogares con consumo, los hogares con dificultades tienen un número medio de trimestres (1,43 trimestres) inferior al de los hogares sin dificultades (1,61 trimestres). Respecto a la capacidad de ahorrar, también se observan diferencias significativas entre los hogares. Si el hogar es capaz de ahorrar, el porcentaje de hogares sin consumo es del 67,7%, mientras que si no es capaz, el porcentaje es del 49,9%. Condicionado a un consumo positivo, el número medio de trimestres es mayor si el hogar es capaz de ahorrar (1,6 trimestres), que en caso contrario (1,47).

Una parte importante de la literatura relaciona algunas decisiones turísticas con el ciclo de vida familiar (Zimmermann, 1982; Lawson, 1989, 1991; Romsa y Blenman, 1989; Bojanic, 1992; Oppermann, 1995a y 1995b; Collins y Tisdell, 2001). En la Figura 8 se muestra, por tramos de edad del sustentador principal, el porcentaje de hogares en cada frecuencia. El porcentaje de hogares que decide no viajar traza una forma de U a lo largo de la edad, correspondiendo el mayor porcentaje de participación a los sustentadores principales entre 35 y 45 años. En los hogares con el sustentador principal más joven el porcentaje de no participación es elevado, situándose en torno al 60%. Tras llegar al máximo de participación en los 35-45 años, el porcentaje de hogares que no participan aumenta progresivamente, hasta alcanzar en los tramos de mayor edad porcentajes por encima del 80%.

Figura 8. Distribución de frecuencias del número de trimestres con gasto turístico por intervalo de edad del sustentador principal.



3. Modelo econométrico

La variable endógena, el número de trimestres con gasto turístico efectivo, sólo puede tomar valores enteros no negativos (0,1,...,4). Su distribución presenta una asimetría positiva, ya que cuenta con una gran proporción de ceros y una menor proporción de hogares que gastan en servicios turísticos durante más de un trimestre al año. Dada la naturaleza de la variable y su distribución, la estimación de un modelo de regresión convencional empleando estimadores m.c.o. sería inapropiado (Long, 1997). En este contexto, los modelos de recuento de datos son un punto de partida natural para explicar la frecuencia de participación. La variable que recoge la intensidad de participación en nuestra base, presenta un límite superior de cuatro trimestres, siendo el porcentaje de hogares con esa intensidad de participación sea muy baja (1,1% del total de la muestra).

El modelo de Poisson, que sería la referencia básica en los modelos de conteo, asume algunas hipótesis de difícil cumplimiento. La hipótesis más restrictiva del modelo de regresión de Poisson es la propiedad de equidispersión, que implica la igualdad de la media y la varianza de la variable. Se trata de una hipótesis demasiado restrictiva en la mayoría de datos de conteo, lo que se manifiesta en problemas como el exceso de ceros (una subestimación de la probabilidad del valor cero con respecto a lo observado en la muestra) o la sobredispersión (una varianza que excede el valor de la media). La sobredispersión puede ser una señal de un problema más básico de especificación errónea del modelo, especialmente la presencia de heterogeneidad no observada. En el modelo de participación turística, la existencia de características no directamente observables de los hogares podría estar detrás de una mayor variabilidad de la frecuencia.

La heterogeneidad, ignorada por el modelo Poisson, podría modelizarse mediante la regresión binomial negativa, que introduce en la media condicional un efecto individual no observado. En el modelo de regresión de Poisson la media condicionada de y es $\mu = \exp(\beta'x)$. En el modelo binomial negativo, la media μ se reemplaza con la variable aleatoria $\tilde{\mu}_i = \exp(\beta'x + \varepsilon_i)$. En este modelo, las variaciones de $\tilde{\mu}_i$ son una

consecuencia tanto de las variaciones de x entre los individuos, como a las variaciones de la heterogeneidad inobservada recogida en ϵ_i . Aunque este modelo se desarrolló para recoger de modo explícito la heterogeneidad no observada, es posible que esa heterogeneidad esté originada por el excesivo número de ceros en la muestra.

Los modelos anteriores asumen que los datos proceden de un único proceso, sea la distribución de Poisson o la binomial negativa. La regresión binomial negativa resuelve el problema de predicción de los ceros en el modelo de Poisson, incrementando la varianza condicionada, sin modificar la media. Una alternativa es emplear modelos que cambian la estructura de la media, introduciendo un proceso específico para explicar los ceros. En el caso de la intensidad de participación turística, el excesivo número de ceros en la variable hace preferible esta última opción.

Las dos principales alternativas que pueden plantearse son los modelos Hurdle o de doble valla (Mullahy, 1986, 1997) y los modelos cero-inflados (Lambert, 1992). Ambos son buenas alternativas pero deberemos escoger aquel que mejor explique nuestra variable.

¿Cuál es la diferencia básica entre un modelo Hurdle (o de doble valla) y un modelo cero-inflado? Básicamente, en un modelo Hurdle se asumiría que hay dos tipos de observaciones: por un lado, las que nunca experimentan un acontecimiento (cero estructural) y, por otro, las que siempre experimentan al menos un acontecimiento. En un modelo cero-inflado, por el contrario, se suponen dos grupos en la población: mientras que un grupo se caracteriza por no experimentar nunca un acontecimiento (cero estructural), los individuos del otro grupo podrían experimentar o no (cero incidental) un acontecimiento con una determinada probabilidad. Por tanto, la diferencia entre estos dos modelos es en términos de cómo se concibe la posibilidad del valor cero en la variable.

En el caso de la intensidad de participación, el modelo Hurdle combinaría un modelo binario, para estimar una primera decisión de participación en el consumo (nula o positiva) y un modelo de Poisson (o binomial negativo) truncado en cero, para predecir

el número de trimestres con gasto turístico positivo. Esta configuración en dos partes interpreta que los valores positivos se generan una vez que se ha decidido participar (se cruza el umbral). Una primera ecuación del modelo analiza la probabilidad de que la decisión del hogar sea no consumir, y una segunda ecuación analiza el valor esperado de las frecuencias positivas. Una crítica que se puede hacer a este modelo es que un consumo nulo sólo es posible para una parte de la población, aquella que no supera un determinado umbral de utilidad en la comparación de alternativas.

Aunque el modelo Hurdle asume que hay dos procesos que generan los resultados, los valores nulos son generados tan sólo por uno de ellos. Esto impediría que un hogar que potencialmente supera el umbral de participación, tenga finalmente una participación nula, como resultado de un segundo proceso o valoración. En este caso, la frecuencia cero tendría un doble origen o, expresado de otra manera, la población estaría constituida por dos grupos, uno de los cuales se caracterizaría por una participación turística que siempre sería cero y el otro estaría regido por un modelo de Poisson o binomial negativo, en el que el cero podría ser un resultado aleatorio del proceso de conteo. Ante la pregunta ¿cuántos trimestres viajó un determinado hogar un año concreto?, podríamos obtener un cero debido a que el hogar en cuestión no viaja nunca, pero también porque ese año concreto decidió no viajar, pese a que sea un hogar que, generalmente, sí consume servicios turísticos. Esto significa que se tiene una mezcla de distribuciones, por lo que no sería adecuado asumir que todos los ceros se han generado por un mismo proceso.

En el modelo de participación turística, el modelo cero-inflado identificaría dos grupos latentes (no observables). Al primer grupo pertenecen los hogares que nunca viajan, por lo tanto todos aquellos que tienen un resultado cero con probabilidad de 1, mientras que el segundo grupo lo forman las familias que pueden o no realizar un gasto trimestral, dependiendo de un modelo de conteo para la frecuencia.

Mediante un modelo de probabilidad se determina a qué segmento de la población pertenece cada hogar, distinguiendo entre hogares con una participación potencial nula y aquellos cuya intensidad de participación no estaría restringida necesariamente a cero.

Sobre una variable dicotómica con valor 0, si el hogar pertenece al primer segmento, y valor 1, si pertenece al segundo, la probabilidad de que un hogar sea un demandante potencial se puede expresar mediante un modelo logit o probit,

$$f_1(1) = F(\beta_1'x_{1i})$$

Para el segmento de demandantes potenciales, la probabilidad de observar 0, 1, 2, 3 ó 4 trimestres con gasto positivo se determina mediante una distribución de Poisson o binomial negativa. Para el modelo cero inflado de Poisson (ZIP), por ejemplo, se tendría:

$$f_2(y_i|x_{1i}; G_{1i} = 1) = \frac{(e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i})}{y_i!}$$

Donde $\mu_i = \beta_2'x_{2i}$, siendo x_{2i} las variables que explicarían el proceso de conteo. La función $f_2(\cdot)$ puede sustituirse por una binomial negativa, obteniendo el modelo ZINB.

La función de probabilidad conjunta será, por tanto:

$$\begin{cases} f_1(0) + (1 - f_1(0))f_2(0) & \text{si } y = 0 \\ (1 - f_1(0))f_2(y) & \text{si } y \geq 0 \end{cases}$$

Donde, como se ha indicado, $f_1(\cdot)$ se corresponde con un modelo logit o probit y $f_2(\cdot)$ con un modelo de Poisson o binomial negativo.

Para los modelos de Poisson y el binomial negativo, el proceso de conteo tiene como media condicional $\exp(\beta_2'x_{2i})$ y el correspondiente modelo con ceros tendrá la siguiente media condicionada:

$$E(y|x_i) = \{1 - f_1(0|x_{1i})\} \exp(\beta_2'x_{2i}) \quad [1]$$

El modelo puede estimarse empleando los métodos de máxima verosimilitud o mínimos cuadrados generalizados no lineales³. Como en los modelos Hurdle, los efectos marginales dependen de los regresores x_{1i}, x_{2i} . Sólo en el caso de que el proceso binario no dependiera de las variables x_{1i} los coeficientes β_2 podrían interpretarse como semielasticidades.

³ Las estimaciones y contrastes del modelo se han realizado por máxima verosimilitud mediante el programa STATA.

4. Estimaciones del modelo

Tanto el contraste de sobredispersión de Cameron y Trivedi (1996, 1998) como el de Vuong (1989), que permiten seleccionar entre los modelos de Poisson y ZIP, señalan la necesidad de emplear este último modelo. No ha sido posible obtener los resultados de un modelo ZINB, al presentar su estimación problemas de convergencia. No obstante, el modelo ZIP resulta apropiado si la heterogeneidad observada es consecuencia del exceso de ceros.

En la Tabla 4 se presentan los resultados de la estimación máximo verosímil del modelo, con estimaciones robustas de la matriz de varianzas y covarianzas y empleando un modelo logit para caracterizar el exceso de ceros en los datos. Debido a la no linealidad de los efectos y para facilitar su interpretación, además del valor del coeficiente y el error estándar para cada variable, se presentan los efectos marginales sobre la variable de conteo⁴ (Tabla 5). En la Tabla 6 se comparan las frecuencias muestrales con las medias de las predicciones de probabilidad, como puede comprobarse, el modelo presenta un buen ajuste de las frecuencias observadas en cada trimestre.

4.1 Variables en la ecuación de ceros

Los resultados del modelo binomial (Tabla 4) muestran que las variables generadoras de ceros estructurales son: [1] las tres variables relacionadas con los ingresos del hogar: el nivel de gasto total (variable proxy de la renta del hogar), la capacidad del hogar para ahorrar y la dificultad de llegar a final de mes; [2] el nivel de estudios del sustentador principal; y [3] la presencia en el hogar de niños menores de 15 años. Las estimaciones ponen de manifiesto la importancia del poder adquisitivo de los hogares como determinantes de su propensión a viajar. En la Tabla 7 se presentan los efectos marginales estimados a partir de un modelo logit binario, definido sobre la variable de participación (1, consumo en algún trimestre; 0, sin consumo).

⁴ Para el gasto total del hogar, se presenta su elasticidad renta

Tabla 4. Resultados del modelo cero-inflado.

VARIABLES	Coefficiente	Error estándar robusto	z	P> z
Edad del sustentador principal	0,0229	0,0057	3,98	0,000
Edad cuadrada del sustentador principal	-0,0002	0,0001	-4,43	0,000
Número de miembros				
dos miembros	-0,2768	0,0388	-7,13	0,000
tres miembros	-0,5052	0,0408	-12,37	0,000
cuatro miembros	-0,4407	0,0413	-10,68	0,000
cinco miembros o más	-0,5327	0,0462	-11,53	0,000
Niños menores de 15 años	0,0887	0,0275	3,22	0,001
Educación del sustentador principal				
educación secundaria	0,0828	0,0360	2,30	0,021
educación universitaria	0,2421	0,0313	7,74	0,000
Situación laboral sustentador principal				
desempleado	-0,1949	0,0610	-3,19	0,001
jubilado	0,1132	0,0320	3,54	0,000
Sustentador principal con contrato indefinido	0,1670	0,0202	8,27	0,000
Problemas para llegar a final de mes	-0,1336	0,0267	-5,00	0,000
Logaritmo del gasto total	0,4808	0,0271	17,77	0,000
Dummy temporal 2003T2 a 2005T1	0,1217	0,0195	6,23	0,000
Constante	-5,1926	0,2922	-17,77	0,000
VARIABLES QUE CAUSAN EL EXCESO DE CEROS (INFLATE VARIABLES)				
Educación del sustentador principal				
educación secundaria	-0,6667	0,1824	-3,66	0,000
educación universitaria	-0,8271	0,1761	-4,70	0,000
Capacidad de ahorrar	-0,3569	0,0903	-3,95	0,000
Problemas para llegar a final de mes	0,3738	0,1006	3,72	0,000
Niños menores de 15 años	-0,2914	0,1074	-2,71	0,007
Logaritmo del gasto total	-1,3576	0,0897	-15,14	0,000
Constante	12,2378	0,8453	14,48	0,000
Zero-inflated Poisson regression				
Inflation model = logit				
Number of observations	22.567			
Nonzero observations	8.689			
Zero observations	13.878			
Wald chi2(15)	1.043,25			
Prob. > chi2	0,000			
Log pseudolikelihood	-21.356,89			
AIC	42.759,781			
BIC	42.944,338			

Tabla 5. Frecuencias observadas y predicciones del modelo.

Número de trimestres	Frecuencias observadas	Predicciones	Diferencias	$Pearson = \frac{(Diferencia)^2}{Predicción}$
Ninguno	0,615	0,617	0,002	0,219
1	0,238	0,237	0,002	0,299
2	0,101	0,101	0,000	0,044
3	0,034	0,033	0,002	1,612
4	0,011	0,099	0,002	14,269
	1,000	1,000	0,009	16,443

Tabla 6. Efectos marginales totales sobre la intensidad de participación turística (calculados en las medias de las variables).

Variabales	Efecto marginal	P> z
Edad del sustentador principal	0,012	0,000
Edad cuadrada del sustentador principal	-0,0001	0,000
Número de miembros		
dos miembros	-0,187	0,000
tres miembros	-0,306	0,000
cuatro miembros	-0,275	0,000
cinco miembros o más	-0,319	0,000
Niños menores de 15 años	0,088	0,000
Educación del sustentador principal		
educación secundaria	0,131	0,000
educación universitaria	0,256	0,000
Situación laboral sustentador principal		
desempleado	-0,091	0,000
jubilado	0,062	0,001
Sustentador principal con contrato indefinido	0,088	0,000
Problemas para llegar a final de mes	-0,123	0,000
Capacidad de ahorrar	0,048	0,000
Logaritmo del gasto total (*)	0,834	0,000
Dummy temporal 2003T2 a 2005T1	0,067	0,000

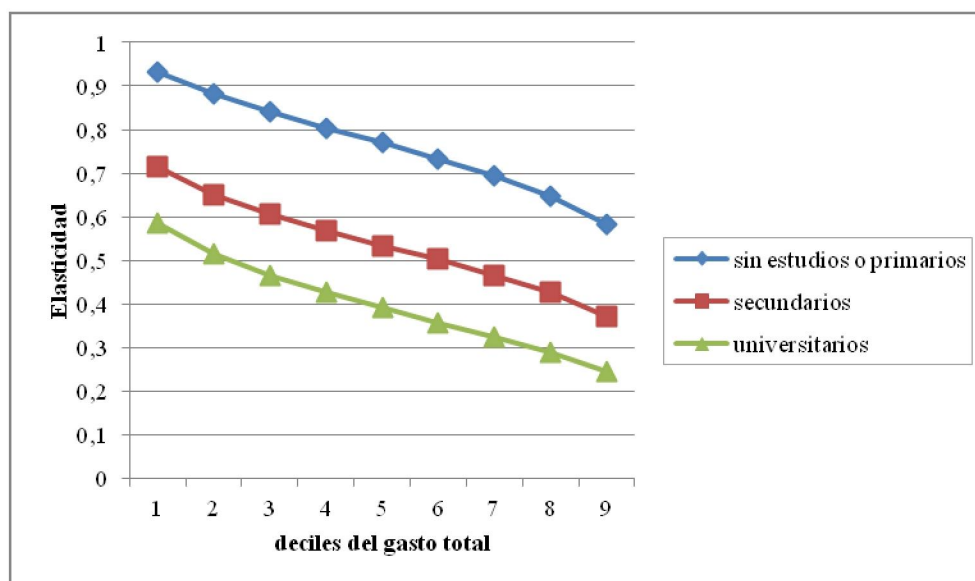
(*) Elasticidad renta

Tabla 7. Efectos marginales de las variables del modelo logit binomial.

Variables	Efecto marginal del modelo logit binario	P> z
Educación del sustentador principal		
Educación secundaria	0,0989	0,000
Educación universitaria	0,1691	0,000
Capacidad de ahorro del hogar	0,0411	0,000
Problemas para llegar a fin de mes	-0,0785	0,000
Niños menores de 15 años	0,0301	0,000
Logaritmo del gasto total	0,6937	0,000

La probabilidad de consumir servicios turísticos responde positivamente a la variable que aproxima los ingresos del hogar, aunque –como han señalado Nicolau y Más (2005) y Alegre y Pou (2004)- este efecto es mayor en los hogares con menores ingresos. En la Figura 9 se muestran las elasticidades gasto calculadas para los deciles de gasto total del hogar, según niveles de educación del sustentador principal. Como se ha indicado, las elasticidades disminuyen a medida que el nivel de gasto aumenta. Simultáneamente, la gráfica muestra que el efecto del gasto es menor cuando aumenta el nivel de estudios del sustentador principal, planteando con ello que la sensibilidad del hogar a las variaciones de renta es menor cuando el nivel educativo es alto.

Figura 9. Elasticidades gasto por deciles del gasto total del hogar y niveles de estudios del sustentador principal.



El efecto del nivel educativo en la demanda turística ha sido confirmado anteriormente por los trabajos de Hageman (1981), Melenberg y Van Soest (1996), Cai (1998) y Mergoupis y Steuer (2003). En comparación con el grupo de referencia (sustentador principal sin estudios o estudios primarios), un mayor nivel de educación tiene un efecto positivo en la probabilidad de participación turística: la probabilidad se incrementa en 9,9 puntos porcentuales, si el sustentador principal tiene estudios secundarios, y en 16,9 puntos si tiene estudios universitarios.

La capacidad de ahorro del hogar y la percepción de que el hogar llega con dificultades a fin de mes complementan la información del gasto del hogar, ayudando a definir su capacidad económica. Mientras que la dificultad del hogar para llegar a fin de mes disminuye la probabilidad de participar en 7,8 puntos porcentuales, un hogar con capacidad de ahorro aumenta esa probabilidad en 4 puntos porcentuales. Como se ha analizado en el primer capítulo de la tesis, estas variables tienen una clara influencia en la valoración que hacen los hogares de sus posibilidades de tomarse unas vacaciones. En este modelo se confirma que la importancia de estas variables va más allá de la evaluación potencial, afectando a la decisión efectiva de gasto.

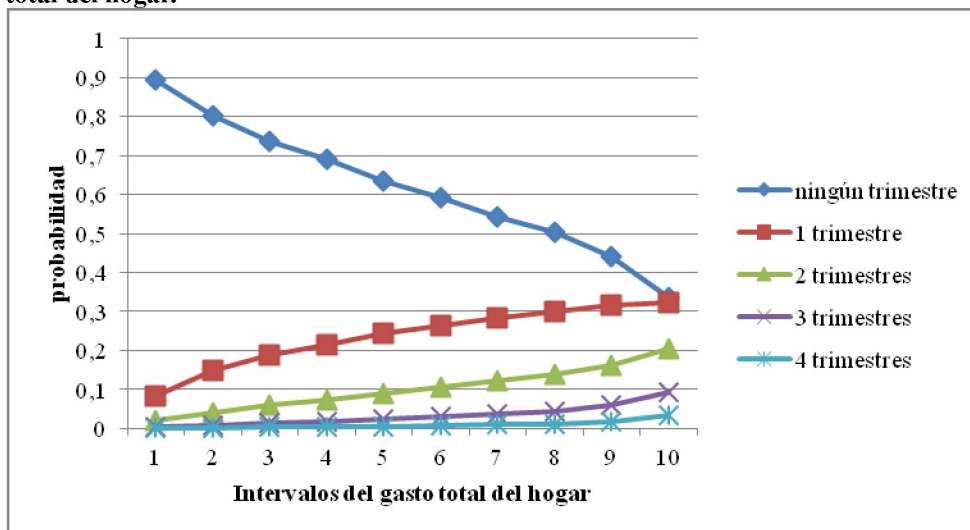
En cuanto a la existencia de niños menores de 15 años en el hogar, la estimación del modelo indica que la presencia de niños aumenta la probabilidad de viajar de los hogares. Esta variable presenta resultados enfrentados en la literatura revisada sobre participación turística. En el trabajo de Nicolau y Más (2005) la presencia de niños menores de 16 años no influye ni en la participación turística, ni en el gasto turístico que realizan los hogares cuando viajan. Para Mergoupis y Steuer (2003) el efecto de niños menores de 8 años resultó negativo en la decisión de participar; sin embargo, niños entre 8 y 15 años mostraron un efecto positivo. Peterson y Lambert (2003) introducen una variable que recoge si el hogar tiene hijos menores a 5 años, siendo su efecto negativo. En nuestro modelo, la presencia de niños supone un incremento de 3 puntos porcentuales en la probabilidad de gasto positivo.

4.2 Variables en la regresión de Poisson

Dada la expresión de la media condicionada de la variable de frecuencia (ecuación [1] anterior), los efectos marginales de las variables en la ecuación de Poisson dependen no sólo de las variables incluidas en ésta, sino también del papel que juegan las variables que aparecen en la ecuación de ceros.

La elasticidad del gasto, estimada en los valores medios de la muestra, presenta un valor inferior a la unidad, igual a 0,834. La intensidad de participación, por tanto, aumenta cuando se eleva el poder adquisitivo de los hogares, aunque incrementos moderados en la renta de los hogares, no generarán un aumento proporcional en la frecuencia de viajes; un resultado que coincide con el obtenido en Alegre *et al.*, (2009). En la Figura 10, se muestran las predicciones de probabilidad para los posibles valores de la variable de conteo, estimadas para diez intervalos del gasto total del hogar. En la gráfica se observa que a medida que aumenta el gasto del hogar, se produce un fuerte descenso en la probabilidad de no participar, con distintos incrementos en las probabilidades de las frecuencias positivas. Para los hogares en el último intervalo de gasto, la probabilidad de gastar en un trimestre se iguala con la probabilidad de no participar, con una probabilidad de gastar en dos trimestres de alrededor de 0,20. La elasticidad del gasto, calculada para cada probabilidad (en los valores medios de la muestra) presenta valores crecientes con la intensidad de participación: -0,414 (ningún trimestre), 0,5230 (1 trimestre), 1,004 (2 trimestres), 1,485 (3 trimestres) y 1,965 (4 trimestres). La secuencia creciente de valores indica que los incrementos de renta del hogar hacen más probables una mayor intensidad en la participación, dejando patente que la intensidad más alta de consumo debe estar asociada a unos ingresos altos del hogar.

Figura 10. Predicciones de probabilidad de la intensidad de participación por intervalos de gasto total del hogar.

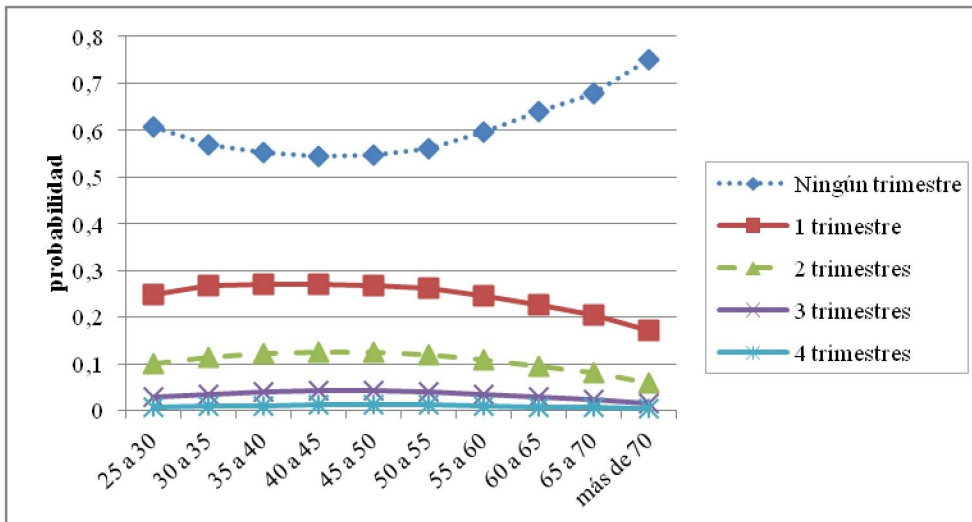


Las variables relacionadas con la capacidad económica del hogar presentan efectos coherentes con el resultado anterior: la capacidad de ahorrar aumenta la intensidad de participación de un hogar en 0,048, mientras que si presenta dificultades para llegar a final de mes disminuye en -0,12, un valor mayor en términos absolutos.

De las características asociadas al sustentador principal, la edad influye en la frecuencia trimestral de manera positiva, con un efecto marginal medio de 0,012, valor que, aunque aumenta casi linealmente con la edad⁵, se sitúa en los 60 años de edad con un efecto marginal cercano a 0,02, valores semejantes a los obtenidos en Alegre *et al.*, (2009). La representación de las probabilidades medias por intervalos de edad (en la Figura 11) es similar a la observada anteriormente para las frecuencias relativas. La participación turística alcanza su máximo entre los 35 y 50 años, siendo menor en los hogares con sustentadores principales más jóvenes y disminuyendo a partir de esa edad. A pesar de que los individuos más jóvenes son los que mayor disponibilidad tienen para viajar (Sakai *et al.*, 2000; Eugenio-Martín, 2003; Mergoupis, 2003 y Alegre, J., *et al.*, 2009), el efecto final sobre la demanda de otros factores no los define como el segmento de mayor intensidad de demanda.

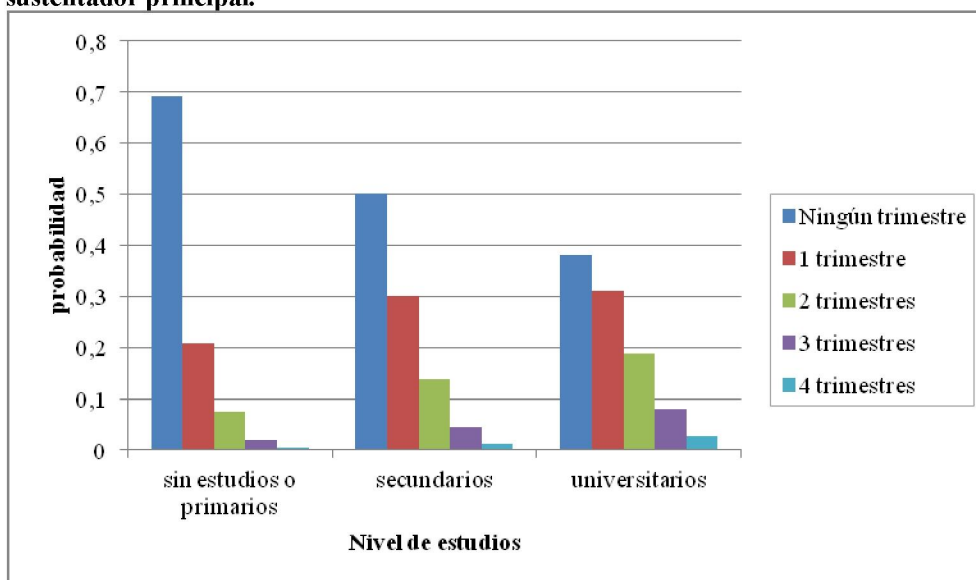
⁵ Alegre *et al.*, (2009) no obtuvieron resultados significativos en la frecuencia de participación cuando introdujeron el efecto no lineal de la edad del sustentador principal.

Figura 11. Predicciones de probabilidad de la intensidad de participación por intervalos de edad del sustentador principal.



El nivel educativo del sustentador principal es un factor claramente explicativo de la intensidad de participación. Respecto a los hogares cuyo sustentador principal tiene estudios primarios, aquellos con educación secundaria aumentan la frecuencia en 0,131 y los que poseen estudios universitarios 0,256. Las predicciones de probabilidad de cada frecuencia (en la Figura 12) muestran claramente la mayor probabilidad de las altas frecuencias a medida que el nivel de estudios es más elevado.

Figura 12. Predicciones de probabilidad de la intensidad de participación por nivel de estudios del sustentador principal.



En relación a la actividad laboral, Mergoupis y Steuer (2003) habían planteado que el comportamiento de un individuo, a la hora de tomar decisiones relacionadas con la demanda turística podía depender de su situación laboral, aunque no contrastaban esta hipótesis. En las estimaciones obtenidas, se comprueba que, efectivamente, la actividad del sustentador principal afecta a la intensidad de la participación. Si el sustentador principal está desempleado, se reduce la frecuencia con la que un hogar consume servicios turísticos, con un efecto marginal de -0,091, mientras que la situación de jubilado incrementa la intensidad de participación, con un efecto marginal de 0,062. Por otro lado, y relacionado con la situación laboral, tener un contrato indefinido aumenta la frecuencia de viajes durante el año, con un efecto marginal de 0,088.

El número de miembros que forma un hogar, presenta un importante efecto negativo, por lo que hogares con un elevado número de miembros disminuyen su frecuencia de consumo turístico. Lo mismo se concluye en los trabajos de Caswell y McConnell, (1980), Eymann y Ronning, (1992, 1997), Walsh *et al.*, (1992), Nicolau y Mas (2005) y Alegre *et al.*, (2009). Las estimaciones de los efectos marginales son importantes, con valores respecto a los hogares de un solo miembro, de -0,187 (dos miembros), -0,306 (tres miembros), -0,275 (cuatro miembros) y -0,319 (cinco miembros). La presencia de niños en el hogar, sin embargo, tiene un efecto marginal positivo de 0,088.

Para recoger la evolución temporal de la variable dependiente se han identificado los hogares en función del trimestre y año en el que empieza a formar parte de la muestra. No se detectaron diferencias significativas en todo el periodo que abarca desde el primer trimestre del año 1999 hasta el primer trimestre del año 2003 y tampoco entre las observaciones del periodo que va del segundo trimestre de 2003 al primer trimestre de 2005. El efecto temporal, por tanto, se descompone en dos etapas, siendo el efecto marginal de la segunda (II-2003 a I-2005) igual a 0,067.

5. Conclusiones

Utilizando la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), en este capítulo se han analizado los determinantes microeconómicos que influyen en la intensidad de participación turística de los hogares españoles. El concepto de intensidad del consumo no suele emplearse en los análisis de demanda. No obstante, son abundantes los estudios de aspectos particulares de la demanda de servicios de salud o algunos análisis de marketing sobre frecuencia de consumo. En el estudio de la demanda turística no ha sido un aspecto tratado con mucha atención. Y, sin embargo, esta forma de definir la demanda es de especial interés en el caso del turismo, en donde un incremento importante del consumo podría proceder de la mayor frecuencia de gasto en algunos segmentos de consumidores. La primera barrera a los incrementos del gasto turístico la constituye un segmento de la población que está excluida del consumo. Esta barrera, definida sobre fuertes condicionantes económicos y culturales, puede ser difícil de suprimir. Por el contrario, entre los hogares que ya viajan, podría ser más fácil incrementar la frecuencia de los viajes vacacionales a lo largo del año. Es posible que esta mayor frecuencia esté asociada a un menor gasto por viaje (y este punto debería ser continuación de este trabajo), pero los nuevos hábitos de los viajeros se distinguen por una mayor flexibilidad, el aprovechamiento de ofertas, viajes de más corta duración, uso de nuevas tecnologías, etc., factores todos ellos que facilitarían una mayor frecuencia de gasto. Este hecho, en una industria caracterizada por la estacionalidad de la demanda, ya sería por sí mismo una razón para potenciar esta posible tendencia.

La encuesta del INE, con un amplio conjunto de variables sociodemográficas y económicas ha hecho posible examinar de qué manera la situación económica del hogar, la composición familiar y otras variables relacionadas con el sustentador principal (edad, situación laboral, etc.) afectan a la frecuencia con la que un hogar participa a lo largo del año. La aplicación de un modelo de Poisson cero-inflado (ZIP) a estos datos ha permitido analizar la importancia de estas variables, tanto en la caracterización de los segmentos, como en la explicación de la frecuencia positiva de gasto.

El modelo ZIP ha permitido detectar dos grandes segmentos de población. El primer segmento representa a los hogares que no consumirían servicios turísticos nunca, el segundo el de los hogares potencialmente demandantes, aunque su frecuencia de gasto puede llegar también a ser nula. En este segundo segmento podría encontrarse la clave para el crecimiento futuro de la demanda turística. La distribución de frecuencias de los trimestres con gasto muestra que los hogares españoles no son demandantes intensivos. Entre los hogares que viajan, casi el 62% lo haría en un solo trimestre al año, siendo muy reducido el porcentaje de hogares con frecuencias más elevadas. El problema que se deriva de los resultados obtenidos es que las variables que explicarían esta baja intensidad de demanda son factores similares a los que definen los dos segmentos de población. Es decir, que el incremento de la intensidad de participación también depende de los mismos factores económicos y culturales. Aunque en el modelo de Poisson aparezcan otras variables explicativas (la edad del sustentador principal, el número de miembros en el hogar, la situación laboral del sustentador principal), el conjunto de variables que determinan el proceso de conteo no permiten suponer una evolución que favorezca una mayor demanda.

Por otra parte, los fuertes condicionantes del nivel educativo y la situación económica del hogar se presentan en este segmento como importantes limitadores de la demanda. En el caso de los ingresos, ni siquiera una evolución positiva de esta variable supondría incrementos importantes de la frecuencia. Por el contrario, una población más envejecida, con menores seguridades en la contratación laboral y una menor natalidad podrían ser variables que afecten negativamente a la frecuencia. A esto se le podría añadir el efecto negativo del incremento del desempleo y de las dificultades de las familias, en un escenario de crisis económica y caída de ingresos. La baja intensidad de la demanda de los hogares españoles, por tanto, no tiene por qué ser una garantía de su potencial crecimiento. Por el contrario, los resultados obtenidos plantean que puede ser tan difícil superar la primera barrea de participación, como aumentar la frecuencia vacacional de los hogares españoles.

7. Bibliografía

- Alegre, J. y Pou, Ll., (2004), Micro-economic determinants of the probability of tourism consumption, *Tourism Economics*, 10(2), 125-144.
- Alegre, J., Mateo, S. y Pou, Ll. (2009), Participation in tourism consumption and the intensity of participation: an analysis of their socio-demographic and economic determinants *Tourism Economics*, 2009, 15(3), 531-546.
- Aydiner Boylu A. y Terzioglu G., (2007), Analyses of family vacationing behaviour, http://www.sdergi.hacettepe.edu.tr/Analyses_of_Family_Vacationing_Behavior_10_10.pdf
- Bojanic, D.C., (1992), A Look at a Modernized Family Life Cycle and Overseas Travel, *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 1, 61-79.
- Cai, L. A., (1998), Analyzing Household Food Expenditure Patterns on Trip and Vacations: a Tobit Model, *Journal of Hospitality & Tourism Research*, 22, 338-358.
- Cai, L. A., Hong, G.S. y Morrison, A.M., (1995), Household Expenditure Patterns for Tourism Product and Services, *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 4, 15-40.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K., (1996), Count Data Models for Financial Data, *Handbook of Statistics, Statistical Methods in Finance*, 14, 363-392, Amsterdam, North-Holland.
- Cameron, A.C. y Trivedi, P.K., (1998), *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Caswell, M.F. y McConnell, K.E., (1980), Simultaneous estimation of jointly dependent recreation participation function, *Journal of Environmental Economics and Management*, 7, 65-76.
- Collins, D. y Tisdell, C., (2001), Age-Related Lifecycles. Purpose Variations, *Annals of Tourism Research*, 29, 801-833.
- Cooper, CHR., Fletcher, J., Gilbert, D. y Wanhill, St., (1997), *Tourism Principles & Practice*. Addison Wesley Longman, Essex.

- Eugenio-Martin Juan L., (2003), Modelling determinants of tourism demand as a five-stage process: a discrete choice methodological approach, *Tourism and Hospitality Research*, 4(4), 341-354.
- Dardis, R., Derrick, F., Lehfeld, A. y Wolfe, K.E., (1981), Cross-section studies of recreation expenditures in the United States, *Journal of Leisure Research*, 13(3), 181-94.
- Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*. Oxford University Press, Oxford.
- European Commission (1987), *The European and their Holidays*. Brussels.
- European Commission (1998), *Facts and Figures on the Europeans on Holidays, 1997-1998. Executive Summary; A Eurobarometer survey carried out on behalf of the European Commission, Directorate General XXIII*.
- Fish, M. y Waggle, D., (1996), Current Income versus Total Expenditure Measures in Regression Models of Vacations and Pleasure Travel, *Journal of Travel Research*, 35, 70-74.
- Fleischer, A. y Seiler, E., (2002), Determinants of Vacation Travel among Israeli Seniors: Theory and Evidence, *Applied Economics*, 34, 421-430.
- Graham, A., (2001), Using Tourism Statistics to Measure Demand Maturity. In J.J. Lennon (Ed.), *Tourism Statistics. International Perspectives and Current Issue*, 199-214. London: Continuum.
- Gurmu, S. y Trivedi, P.K., (1996), Excess Zeros in Count Models for recreational Trips, *Journal of Business & Economic Statistics*, 14, 469-477.
- Haab, T.C. y McConnell, K.E., (1996), Count Data Models and the Problem of Zeros in Recreation Demand Analysis, *American Journal of Agricultural Economics*, 78, 89-102.
- Hageman, R.P., (1981), The Determinants of Household Vacation Travel: Some Empirical Evidence, *Applied Economics*, 13, 225-234.
- Hellström, J., (2006), A Bivariate Count Data Model for Household Tourism Demand, *Journal of Applied Econometrics*, 21, 213-226.
- Hong, G-S., Kim, S. y Lee, J., (1999), Travel Expenditure Patterns of Elderly Households in the US, *Tourism Recreation Research*, 41, 43-52.
- Hultkranz, L., (1995), On the Determinants of Swedish Recreational Domestic and Outbound Travel, 1989-93, *Tourism Economics*, 1, 119-145.

- Lambert, D., (1992), Zero Inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing, *Technometrics*, 34, 1-14.
- Lawson, R., (1989), Family Life Cycle. In S.F. Witt, & L. Moutinho (Eds.), *Tourism Marketing and Management Handbook*, 147-151, Hertfordshire: Prentice Hall, U.K.
- Lawson, R., (1991), Patterns of Tourist Expenditure and Types of Vacation Across the Family Life Cycle, *Journal of Travel Research*, 29, 12-18.
- Long, J. S., (1997), Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables. Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences (Vol. 7), Sage Publications, Thousand Oaks, California.
- Melenberg, B. y Van Soest, A., (1996), Parametric and semi-parametric modelling of vacation expenditures, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 59 - 76.
- Mergoupis, T. y Steuer, M., (2003), Holiday Taking and Income, *Applied Economics*, 35, 269-284.
- Mullahy, J., (1986), Specification and Testing of Some Modified Count Data Models, *Journal of Econometrics*, 33, 341-365.
- Mullahy, J., (1997), Heterogeneity, Excess Zeros and the Structure of Count Data Models, *Journal of Applied Econometrics*, 12, 337-350.
- Nicolau J.L y Mas F.J (2005). "Heckit modelling of tourist expenditure: evidence from Spain. *International Journal of Service*". *Industry Management* 16(3), 271-293
- OCDE (2002), Household Tourism Travel: Trends, Environmental Impacts and Policy Responses, *OCDE Sector Case Studies Series*, Paris.
- Oppermann, M., (1995a), Family Life Cycle and Cohort Effects: A Study of Travel Patterns of German Residents, *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 4, 23-44.
- Oppermann, M., (1995b), Travel Life Cycle, *Annals of Tourism Research*, 22, 535-552.
- Ozuna, T., y Gomez, I.A., (1995), Specification and Testing of Count Data Recreation Demand Functions, *Empirical Economics*, 20, 543-550.
- Peterson, M. y Lambert, S., (2003), A Demographic Perspective on U.S. Consumers Out-of-Town Vacationing and Commercial Lodging Usage While on Vacation, *Journal of Travel Research*, 42, 116-124.
- Romsa, G. y Blenman, M., (1989), Vacation Patterns of the Elderly German, *Annals of Tourism Research*, 16, 178-188.

- Sakai M., Brown J. y Mak J., (2000), Population aging and Japanese international travel in the 21st century, *Journal of Travel Research*, 38(3), 212-220.
- Toivonen, T., (2004), Changes in the Propensity to Take Holiday Trips Abroad in EU Countries between 1985 and 1997, *Tourism Economics*, 10, 403-417.
- Tourism Intelligence International (2000 a), *How Germans Will Travel 2005*. Bielefeld.
- Tourism Intelligence International (2000 b), *How British Will Travel 2005*. Bielefeld.
- Van Soest, A. y Kooreman, P., (1987), A Micro-Econometric Analysis of Vacation Behaviour, *Journal of Applied Econometrics*, 2, 215-226.
- Vanhoe, N., (2005), *the Economics of Tourism Destinations*. Elsevier.
- Vuong, Q. H., (1989). Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses, *Econometrica*, 57, 307-333.
- Walsh R.G., John K.H., McKean J.R. y Hof J.G., (1992), Effect of price on forecasts of participation in fish and wildlife recreation: an aggregate demand model, *Journal of Leisure Research*, 24(2), 140
- Zimmermann, C. A., (1982), The Life Cycle Concept as a Tool for Travel Research, *Transportation*, 11, 51-69.

Capítulo 3

Participación y gasto turístico de los hogares españoles: el efecto de la crisis y el desempleo

1. Introducción

La crisis económica actual, que afecta a la mayoría de los países avanzados, ha generado una caída de su renta corriente, así como, en muchos casos, un importante aumento del nivel de desempleo (IMF, 2011). El turismo no ha escapado a los efectos de la crisis, siendo su reducción más acusada entre el turismo emisor de los países desarrollados (OCDE, 2010; WTO, 2011).

El vínculo entre los ingresos y la demanda turística ha sido ampliamente estudiado en la literatura, tanto a nivel macroeconómico como microeconómico.⁶ Sin embargo, la relación existente entre la demanda turística y la situación laboral de los consumidores es un tópico que no ha recibido la misma atención. Uno de los objetivos de este artículo es analizar cómo la situación laboral de los miembros del hogar puede afectar a su demanda turística. En general, los efectos del desempleo sobre el consumo son más amplios que los ocasionados por la caída de los ingresos corrientes que acompaña a la pérdida de empleo. La literatura económica apunta, por ejemplo, que el tránsito al desempleo no sólo afecta a la renta disponible actual, sino que puede extender sus efectos sobre los ingresos futuros (Dynarski y Sheffrin, 1987; Arulampalam, 2001; Kuhn, 2002). Adicionalmente, la respuesta del consumidor ante una situación de desempleo es distinta según el tipo de bien considerado (Browning y Crossley, 2009). Los consumidores tienden a posponer la compra de pequeños bienes duraderos, alargando la amortización del stock de esos bienes, para proteger su consumo de bienes

⁶ Véanse las referencias incluidas en Crouch (1994), Li *et al.*, (2005), Song y Li (2008), Wang y Davidson (2010) y Marcussen (2011).

no duraderos. En este sentido, la reacción de los consumidores respecto al gasto turístico ante una situación de desempleo apenas ha sido estudiada.

El efecto del desempleo, no obstante, no se agota con el análisis de la reacción de aquellas personas que pasan a estar desempleadas. Empieza a existir un cuerpo numeroso de literatura que muestra cómo los individuos con empleo también reaccionan al aumento general del desempleo. Diferentes autores (Lusardi, 1997; Dunn, 1998; Guariglia, 2001; Carroll *et al.*, 2003; Guariglia y Kim, 2004; Stephens, 2004; Benito, 2006) muestran que el aumento de las expectativas de pérdida de empleo afecta a las decisiones de consumo, especialmente por reducciones precautorias del nivel de gasto.

Este trabajo contribuye al análisis de la demanda turística al examinar los efectos del mercado de trabajo sobre las decisiones de gasto a nivel microeconómico. En primer lugar, se estudia si estar desempleado afecta a la decisión de participar en el consumo turístico y, en el caso de que efectivamente se participe, si afecta al nivel de gasto que se realiza. Siempre tomando como referencia la unidad familiar, se diferencia entre el impacto provocado por situaciones de desempleo del sustentador principal del hogar y, cuando existen, de su pareja y del resto de miembros del hogar.

Para la realización de este trabajo se utiliza la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y representativa, por tanto, de la población española. La EPF ofrece información detallada de todos los gastos del hogar (incluido el gasto en turismo), sus ingresos e información sociodemográfica y laboral de los distintos miembros del hogar. La información de los hogares españoles es particularmente interesante, ya que la incidencia de la tasa de desempleo en la economía española es muy alta y ha crecido muy significativamente a raíz de la actual crisis económica (OCDE, 2011).⁷ Además, la tasa de desempleo y su evolución es muy desigual entre los distintos miembros del hogar.⁸ En cuanto a la base temporal de la EPF, se ha utilizado el período 2006 a 2010, el cual comprende el bienio 2006-2007 de

⁷ De hecho, la tasa de desempleo de España en el 2010 era del 20,1%, la más alta de los países de la OCDE, que tenía una media del 8,6%. Además, es la que más ha acusado los efectos de la crisis económica, puesto que en el 2006 era del 8,5%, mientras que la media de la OCDE era del 6,2%.

⁸ De acuerdo al INE, la tasa de paro de los sustentadores principales era del 6,1% en 2006, la del cónyuge del 8,7% y la del resto de miembros activos del 14,1%. En el 2010, la tasa de paro de estos mismos grupos era del 16,6%, 16,7% y 31,4%, respectivamente.

crecimiento económico y el trienio 2008-2010, que se incluye en la actual crisis económica. De esta manera, es posible estudiar el efecto de las diferentes variables explicativas sobre la demanda turística a lo largo del ciclo económico.

El resto del artículo se estructura de la siguiente manera. En el apartado segundo, se repasa la literatura económica del gasto turístico y la de ámbito más general que estudia el impacto del desempleo sobre el consumo de los hogares. En el apartado tercero, se describe la base de datos empleada y se presentan los principales descriptivos. En el cuarto apartado se presenta el método de estimación empleado y en el apartado quinto se comentan los principales resultados obtenidos. El documento finaliza con una exposición de las principales conclusiones e implicaciones del trabajo.

2. Revisión bibliográfica

La literatura sobre demanda turística que ha analizado los determinantes microeconómicos del gasto turístico es numerosa, pudiendo distinguirse, entre otros criterios, entre los trabajos que analizan el gasto realizado en destinos turísticos concretos y aquellos que consideran el gasto turístico como una partida genérica en los presupuestos de las familias.⁹

La literatura microeconómica que ha analizado información en origen de los individuos u hogares ha utilizado bien encuestas específicas sobre comportamiento turístico o bien encuestas estructurales realizadas con otros fines. Entre las primeras, destacan los trabajos de Mergoupis y Steuer (2003), Toivonen (2004), Eugenio-Martín y Campos-Soria (2011), con datos de los Eurobarómetros de la UE, Fleisher y Pizam (2002) con una muestra *ad hoc* de los ciudadanos de mayor edad israelíes, y Nicolau y Mas (2005a, b, 2009) con una encuesta específica sobre el comportamiento de los españoles ante las vacaciones realizada por el Centro de Investigaciones Sociológicas (CIS). Por otra parte, la mayoría de trabajos que han utilizado encuestas estructurales han usado encuestas de presupuestos de los hogares: Van Soest y Koreman (1987) y Melenberg y Van Soest (1996) con datos de la Encuesta de Gasto en Consumo de los Países Bajos, Hageman (1981), Cai *et al.*, (1995), Cai (1998, 1999) y Weagley y Huh (2004) con datos de la Encuesta de Gasto en Consumo de EEUU (CES), Davies y Mangan (1992) con datos de la Encuesta de Gasto Familiar Británico ("*British Household Panel Survey*"), Alegre y Pou (2004) y Alegre *et al.*, (2009) con datos españoles de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) y Zanin y Marra (2011) con datos extraídos de la Encuesta Italiana sobre Renta y Riqueza. Una de las principales ventajas del uso de microdatos procedentes de encuestas de presupuestos familiares es la posibilidad de analizar tanto el comportamiento de aquellos hogares que realizan gasto turístico, como el de los hogares que no realizan ningún gasto en turismo. En la actualidad, este último segmento representa un porcentaje relevante de la población¹⁰, y

⁹ Véanse las referencias incluidas en Wang y Davidson (2010) y Marcussen (2011).

¹⁰ Por ejemplo, según el Eurobarómetro núm. 291, en 2008, un tercio de los ciudadanos de la UE no realizó un viaje privado, donde pasaran al menos una noche fuera de casa (Unión Europea, 2009).

debe ser considerado de manera explícita, al constituir una de las principales fuentes de heterogeneidad en el comportamiento de los consumidores.

En relación a los determinantes de la participación y nivel del gasto turístico, como cabría esperar, los resultados obtenidos destacan la capacidad explicativa de los ingresos corrientes. De acuerdo con lo que predice la teoría económica, se observa una relación positiva de los ingresos tanto en la decisión de participar (Van Soest y Kooreman, 1987; Melenberg y Van Soest, 1996; Cai, 1998, 1999; Fleisher y Pizam, 2002; Weagle and Huh, 2004; Alegre y Pou, 2004; Alegre *et al.*, 2009; Nicolau y Mas, 2005a,b, 2009; Eugenio-Martín y Campos-Soria, 2011; Zanin y Marra, 2011) como en la decisión sobre gasto turístico (Hagemann, 1981; Van Soest y Kooreman, 1987; Melenberg y Van Soest, 1996; Cai *et al.*, 1995; Cai, 1998, 1999; Coenen y Van Eekeren, 2003).

Junto a los ingresos, existen otras variables para las que existe un cierto consenso sobre su capacidad explicativa. En primer lugar, variables relacionadas con el tamaño de la familia: tanto para el número global de miembros como para el número de hijos se ha estimado un efecto negativo sobre las dos variables de demanda turística (Hageman, 1981; Van Soest y Kooreman, 1987; Melenberg y Van Soest, 1996; Cai, 1998; Mergoupis y Steuer, 2003; Alegre y Pou, 2004; Nicolau y Mas, 2005a, b, 2009).

Respecto al nivel educativo, todos los trabajos estiman un efecto positivo, tanto sobre la decisión de viajar como en el gasto efectivo (Hageman, 1981; Cai, 1998; Mergoupis y Steuer, 2003; Alegre y Pou, 2004; Nicolau y Mas, 2005a, b, 2009; Alegre *et al.*, 2009; Eugenio-Martín y Campos-Soria, 2011). Asimismo, el tamaño del municipio de residencia parece influir positivamente sobre ambas variables (Melenberg y Van Soest, 1996; Mergoupis y Steuer, 2003; Alegre y Pou, 2004; Nicolau y Mas, 2005a, b, 2009; Eugenio-Martín y Campos-Soria, 2011).

En los anteriores trabajos, es escasa la incorporación de información sobre la situación del consumidor o del hogar en relación al mercado laboral, en algunas ocasiones, se justifica su inclusión como mero condicionante de las restricciones temporales que limitan el viaje vacacional (Alegre y Pou, 2004; Nicolau y Mas, 2005a). Eugenio-

Martín y Campos-Soria (2011) incluyen la situación de desempleo del entrevistado, así como la categoría profesional para aquellos que trabajan, en ecuaciones de participación con datos de un Eurobarómetro de 1997. Sus resultados sugieren un impacto negativo de la situación de desempleo sobre la probabilidad de viajar, si bien este efecto no es estadísticamente significativo al nivel del 10%. Por el contrario, Cai (1998, 1999) y Alegre y Pou (2004) obtienen una relación negativa y significativa de la situación de desempleo del sustentador principal sobre la probabilidad de viajar (con datos del CES norteamericano y la ECPF, respectivamente). En Cai (1998, 1999), el efecto negativo de la situación de desempleo del sustentador principal también se observa en el caso del gasto condicionado a participar.

Empleando partidas de gasto más generales (no sólo el gasto turístico), la manera en que el desempleo afecta al consumo de las familias ha sido analizada por diversos autores. Así, Dynarski y Sheffrin (1987), Grueber (1997), Stephens (2001), Bloemen y Stancanelli (2005) y Bentolila y Ichino (2008) han analizado cómo afecta la situación de desempleo al gasto en alimentos, mientras que Browning y Crossley (2001, 2009) han utilizado el gasto total. En todos estos artículos se obtiene que el gasto de los hogares se reduce cuando el sustentador principal pasa a estar desocupado. Browning y Crossley (2009) ilustran cómo dentro de la reducción del gasto total que acompaña a una pérdida del empleo, los hogares discriminan entre las diferentes categorías de bienes, tendiendo a proteger el gasto en bienes no duraderos (por ejemplo, alimentos), mientras que el gasto en pequeños bienes duraderos (por ejemplo, gasto en vestido y calzado), cuyo stock sufre muy poca depreciación en el corto plazo, se posterga.

Las transiciones al desempleo afectan a las decisiones de consumo del hogar a corto plazo, al implicar normalmente una caída en los ingresos corrientes, pero también a medio y largo plazo, al afectar la previsión sobre los ingresos futuros (Arulampalam, 2001; Kuhn, 2002; Arranz *et al.*, 2005). Existe evidencia de que las interrupciones en el empleo generan un efecto a largo plazo sobre las expectativas futuras de desempleo y menores ingresos.¹¹ Por tanto, si bien la transición al desempleo supone un cambio en el

¹¹ La teoría del capital humano indica que un período de inactividad no sólo afecta a la acumulación de experiencia laboral, sino también puede generar el deterioro de las capacidades generales del individuo. El ingreso futuro derivado del empleo por lo tanto, será menor que en el caso en el que el individuo no hubiese estado desempleado.

patrón de consumo de los hogares, este cambio puede ser más o menos radical en función de las dificultades percibidas o esperadas por el individuo para encontrar un nuevo trabajo (Dynarski y Sheffrin, 1987; Browning y Crossley, 2009). En este sentido, en un entorno de crisis económica el efecto del desempleo podría afectar a la estructura de consumo del hogar de manera más profunda que en una fase alcista del ciclo económico, en donde se esperaría una menor permanencia en la situación de desempleo.

Finalmente, otro motivo a través del cual el desempleo puede afectar a las decisiones de gasto es el de la precaución. En los últimos años, la teoría económica del consumidor ha incorporado el efecto de la incertidumbre sobre las decisiones de los individuos (Deaton, 1992). La incertidumbre asociada al mercado laboral, reflejada por ejemplo en el riesgo percibido a pasar a una situación de desempleo, es un aspecto que ha recibido una atención creciente. Diferentes trabajos han mostrado cómo un aumento de la incertidumbre sobre el empleo supone una reducción del gasto de los hogares y un aumento del ahorro para protegerse de la posible caída de ingresos. Así, Lusardi (1997), Guariglia (2001), Guariglia y Kim (2004), Stephens (2004) y Benito (2006) señalan la existencia de una relación causal entre la inseguridad en el empleo del sustentador principal y el nivel de gasto/ahorro. En la misma línea, Dunn (1998), Carroll *et al.*, (2003), Guariglia y Kim (2004) y Benito (2006) deducen que la probabilidad de que el sustentador principal del hogar transite desde el empleo al desempleo en el período de un año afecta negativamente a las decisiones corrientes de consumo. En la mayoría de casos, la categoría de gasto analizada ha sido el gasto total, siendo la excepción los trabajos que analizan categorías más desagregadas, como Dunn (1998) y Benito (2006) que se centran en el gasto en bienes duraderos, o Benito (2006), que también analiza el gasto en alimentos. Sin embargo, de la revisión bibliográfica llevada a cabo se puede concluir que no se ha estudiado el efecto del desempleo en el gasto turístico.

Este trabajo analiza las decisiones de participación y gasto turístico. Entre las variables explicativas, además de las variables habituales en la literatura, se incorpora información de la situación de desempleo del sustentador principal y de los miembros del hogar. Desde el punto de vista econométrico, se estima un modelo de Heckman. El modelo permite calcular, tanto los efectos marginales de las variables explicativas sobre

el gasto turístico para la muestra de hogares que viaja, como los efectos marginales sobre el gasto del total de la muestra incorporando para ello el efecto de esas mismas variables explicativas en la decisión de participar.

3. Base de datos y principales descriptivos

La base de datos utilizada es la Encuesta de Presupuestos Familiares, (EPF), realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). La EPF es una encuesta anual, representativa del conjunto de la población española, y diseñada para recoger de manera detallada la información de gastos e ingresos de los hogares españoles, además de información sociodemográfica y laboral de sus miembros. En cada ola se entrevista a alrededor de 24.000 hogares. La EPF, en su formato actual, se elabora desde enero de 2006. En este trabajo se utilizan las olas correspondientes a los años 2006 a 2010, lo cual permite disponer de una muestra de observaciones muy amplia. El período analizado es especialmente interesante, dado que permite comparar la información de los años 2006-2007, inmediatamente anteriores a la actual crisis económica, con la de los años 2008-2010, caracterizados por la recesión. Dado que el trabajo se centra en la demanda turística para aquellos hogares activos en el mercado laboral, de la muestra total de la EPF se han seleccionado aquellos hogares cuyo sustentador principal tenía entre 25 y 59 años, estaba activo (tanto ocupado como desempleado) y su categoría profesional era la de asalariado. De este modo la muestra final utilizada estaba compuesta por un total de 35.911 hogares, distribuidos en alrededor de 7.100 hogares en cada ola.

La Tabla 1 presenta los descriptivos de algunas de las principales variables sociodemográficas y económicas de los hogares de la muestra empleada. La composición de la muestra por edades y número de miembros es bastante estable a lo largo de todo el período, observándose una tendencia creciente del peso de las mujeres como sustentadoras principales y la disminución de los hogares cuyo sustentador principal manifiesta tener el nivel de estudios más bajo.¹² En cuanto a las variables de ingresos, la tabla ilustra la transición desde el bienio de auge económico 2006-2007, a los años de crisis económica, con caídas especialmente grandes de los ingresos medios de los hogares españoles en 2009 y 2010, un -2,9% y -3,8%, respectivamente.

¹² Esta tendencia también se obtiene con el conjunto de la muestra de la EPF: el peso de las mujeres que son sustentador principal pasó del 19,5% en 2006 al 28,8% en 2010, mientras que el peso de los sustentadores principales sin estudios se redujo del 27,2% al 25,2% en el mismo período.

El deterioro de la situación económica puede también visualizarse en la evolución de las variables laborales. Así, mientras el porcentaje de hogares con el sustentador principal desempleado era del 4,94% en el año 2006 y del 4,47% en el año 2007, crece en el 2008 hasta el 7,84%, para situarse en el 13,20% en el 2010. En consecuencia, la tasa de paro de los sustentadores principales creció más del doble en el período analizado. En aquellos hogares con más miembros del hogar activos, la situación de desempleo del cónyuge y la del resto de miembros del hogar siguen la misma senda de crecimiento, si bien de una manera menos pronunciada. En cualquier caso, los datos de la Tabla 1 sugieren la enorme extensión del desempleo en los hogares españoles con independencia del año seleccionado: en el 2006 el 16,74% de los hogares de la muestra contaban con algún miembro desempleado, un porcentaje que fue creciendo hasta situarse en el 32,23% en el 2010.

Tabla 1. Descriptivos de la composición sociodemográfica y económica de los hogares de la muestra de la EPF, 2006-2010.

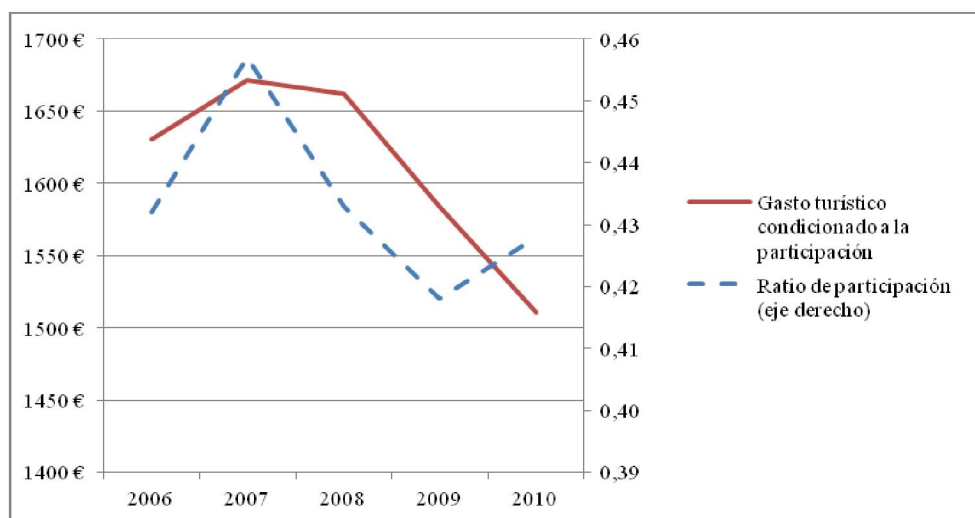
	2006	2007	2008	2009	2010
Renta (€)	24.528	25.248	24.984	24.276	23.364
Número de miembros	3,05	2,99	2,95	2,93	2,93
Edad*	41,86	41,40	41,39	41,76	41,62
Mujer*	20,58%	23,40%	23,97%	26,90%	27,07%
Estudios hasta primaria*	18,93%	16,08%	14,35%	12,32%	10,78%
Estudios secundaria primer ciclo*	26,61%	26,90%	29,36%	30,18%	30,56%
Estudios secundaria segundo ciclo*	20,71%	22,58%	22,11%	22,13%	22,23%
Estudios universitarios*	33,73%	34,42%	34,17%	35,34%	36,41%
Alquiler	18,20%	19,34%	21,11%	23,36%	24,96%
Propiedad sin hipoteca	38,46%	34,94%	33,85%	31,33%	30,52%
Propiedad con hipoteca	43,33%	45,70%	44,99%	45,30%	44,50%
Desempleado*	4,94%	4,47%	7,84%	11,17%	13,20%
Sustent. secundario desempleado	7,85%	7,59%	9,77%	14,96%	17,96%
Algún otro miembro desempleado	5,50%	4,57%	5,26%	7,89%	8,42%
Hogares con algún miembro desempleado	16,74%	15,25%	19,79%	28,60%	32,23%
Número observaciones	9.065	6.947	6.685	6.730	6.484

Nota: (*) información correspondiente al sustentador principal. Renta deflactada con IPC base 2006.

En cuanto al gasto turístico, la EPF recoge información del gasto de los hogares en “vacaciones de todo incluido” y en “servicios de alojamiento”.¹³ En este trabajo se aproxima el gasto en turismo como la suma de ambas categorías. El gasto turístico, igual que la variable que recoge la renta de los hogares, se deflacta utilizando el IPC base 2006. Para evitar posibles errores de anotación, se ha considerado que no hay gasto en turismo si en las ficheros originales de la EPF el gasto anual era igual o inferior a 25€.

La Figura 1 muestra simultáneamente el porcentaje y el gasto medio de hogares que gastan en servicios turísticos. La tasa de participación turística sigue la misma senda marcada por los ingresos medios por hogar: crece en 2007, cuando alcanza su valor máximo, 45,71%, para acumular en los dos años siguientes una disminución de 3,88 puntos porcentuales. En 2010, en cambio, se produce un ligero ascenso hasta el 42,85% de los hogares de la muestra. En el gráfico se observa que también el gasto medio de los hogares refleja la evolución del ciclo económico. De la comparación de ambas series destaca que la caída de la demanda turística desde el 2008 es más acusada para la variable del gasto de los hogares que viajan que para la de participación turística.

Figura 1. Ratio de participación y gasto medio turístico condicionado a la participación turística, 2006-2010.



¹³ La categoría de “servicios de alojamiento” incluye las categorías de hoteles, moteles y hostales, por un lado, las casas de huéspedes, fondas, residencias y albergues, por otro, así como campings, colonias de vacaciones, centros de recreo y servicios de montaña.

Como se ha comentado anteriormente, uno de los objetivos del trabajo es analizar cómo afecta la situación de desempleo a la demanda turística del hogar. La Tabla 2 muestra los porcentajes de participación y el gasto turístico medio (únicamente para los hogares que participan) en función de diversas situaciones de desempleo. En concreto, los hogares se segmentan en función del número total de desocupados (distinguiendo tres situaciones: ningún miembro desocupado, un solo miembro parado y dos o más miembros desocupados) y diferenciando, además, según si uno de los miembros parados es o no el sustentador principal. Con el objetivo de visualizar el efecto del ciclo económico se presentan los datos para los años 2007 y 2009.

Tabla 2. Ratio de participación y gasto medio turístico condicionado a la participación turística, por el número de miembros desempleados en el hogar, 2007 y 2009.

	2007		2009	
	Sustentador principal en paro		Sustentador principal en paro	
Número de miembros en paro	No	Sí	No	Sí
Ninguno	47,56% (1.709€)	-	46,51% (1.721€)	-
Uno	39,97% (1.465€)	26,68% (1.547€)	35,90% (1.167€)	24,98% (1.078€)
Dos o más	37,57% (434€)	19,74% (472€)	24,09% (361€)	20,00% (618€)
Total	46,69% (1.679€)	24,84% (1.359€)	44,16% (1.623€)	23,27% (942€)

Nota: la información del gasto medio se ofrece entre paréntesis

Los resultados de la Tabla 2 permiten observar el importante efecto negativo que tiene sobre la participación y el consumo la presencia de algún parado en el hogar. Este efecto es mayor cuanto mayor es el número de parados y puede observarse tanto en el año 2007 (previo a la crisis), como en el 2009 (ya en la etapa de recesión económica). Además, destaca el importante efecto que el desempleo del sustentador principal parece tener sobre la demanda turística. Si es el sustentador principal el que está en paro, la reducción de la tasa de participación y el gasto es mayor que cuando lo está cualquier otro miembro del hogar. Por ejemplo, en el año 2007, la tasa de participación de los hogares sin parados es del 47,56%, mientras que en los hogares en los que el sustentador principal está en paro (y es el único parado) la tasa de participación baja al 26,68%, reduciéndose el gasto en un 9,5%; sin embargo, cuando sólo hay un parado, pero éste no es el sustentador principal, la tasa de participación es del 39,97%, con una reducción del gasto del 14,3%. Si la situación de desempleo afecta a más miembros del

hogar, el desempleo del sustentador principal determina diferencias todavía mayores en la demanda turística. Por otra parte, en el caso de los hogares en los que el sustentador principal está ocupado, la presencia de algún otro miembro en paro tiene un efecto negativo tanto sobre la participación como sobre el gasto, siendo mayor el efecto cuanto mayor es el número de parados en el hogar. Este efecto también se detecta en aquellos hogares en los que el sustentador principal está parado. Finalmente, la comparación de los años 2007 y 2009 ilustra el efecto del cambio de ciclo económico, con una reducción de la demanda turística en prácticamente todos los casos. En consecuencia, la evidencia descriptiva sugiere que la situación de desempleo afecta de manera importante a las decisiones de gasto turístico de los hogares españoles, observándose además que este efecto es mayor cuando es el sustentador principal el que está en paro.

4. Modelo econométrico

Una de las características diferenciadoras del gasto en turismo en relación a otras categorías de gasto (característicamente la alimentación) es la de que una proporción importante de hogares no realiza ningún tipo de gasto en este concepto. Éste no es un fenómeno exclusivo de las familias españolas. Los informes de la Unión Europea, como se ha indicado, sitúan ese porcentaje en alrededor del 33%.¹⁴ Como consecuencia, un análisis de la distribución del gasto turístico de las familias presenta, como primera característica, la presencia de un alto porcentaje de valores iguales a cero. Al considerar la demanda turística de los hogares es importante analizar, en primer lugar, cuáles son los determinantes que facilitan (o, por el contrario, impiden) el consumo y, en segundo lugar, en aquellos hogares que consumen, cuáles son los determinantes de su nivel de gasto efectivo. Así pues, la demanda turística de los hogares se descompone en una doble decisión: en primer lugar, la de consumir algún tipo de bien turístico y, en segundo lugar, la de la cantidad monetaria dedicada a esa partida. Esta doble decisión se analiza, desde el punto de vista econométrico, empleando un modelo de Heckman. Este modelo tiene como principal ventaja el estimar los condicionantes de ambas decisiones, evitando el posible sesgo resultado de analizar únicamente los hogares que realizan algún gasto vacacional.

En cuanto a la ecuación de participación, la decisión del hogar i de realizar un gasto turístico positivo se especifica mediante un modelo probabilístico, en el que la propensión de un hogar a realizar gasto en turismo, Y_{1i}^* , se explica por un conjunto de variables z_i :

$$Y_{1i}^* = \gamma' z_i + u_i \quad [1]$$

donde u_i es el término de error.

¹⁴ Este porcentaje es incluso superior en los trabajos de Cai (1995, 1998) con datos del CES americano.

La variable Y_{1i}^* no es directamente observable. Sin embargo, sí se observa la variable dicotómica que muestra si el hogar ha realizado o no gasto turístico:

$$\begin{cases} Y_{1i} = 1 & \text{if } Y_{1i}^* > \tau \\ Y_{1i} = 0 & \text{if } Y_{1i}^* \leq \tau \end{cases} \quad [2]$$

Si el gasto realizado por el hogar es positivo, el nivel de gasto, Y_{2i} , se explica por un conjunto de variables x_i :

$$Y_{2i} = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad \text{if } Y_{1i}^* > \tau \quad [3]$$

donde ε_i es el término de error.

Asumiendo que u_i y ε_i tiene una distribución normal bivalente con media cero, desviación estándar σ_u , σ_ε y correlación ρ , el modelo puede estimarse por máxima verosimilitud (Cameron y Trivedi, 2005, págs: 547-548). Estadísticamente, los resultados de la estimación del modelo pueden interpretarse como la estimación simultánea de un modelo probit y un modelo Tobit. El modelo probit de elección discreta se define sobre la variable observable [2], incluyendo como variables explicativas las de la ecuación [1]; en nuestro caso se trata de estimar la probabilidad de que un hogar realice un gasto turístico positivo. En la segunda parte del modelo se obtiene la estimación de un modelo censurado de gasto (con el valor de censura en cero, gasto turístico nulo), empleando como variables explicativas las incluidas en [3].

Con el fin de facilitar la interpretación del efecto de nuestras variables independientes en la variable de gasto, los efectos marginales y elasticidades, en el caso de las variables continuas, también han sido calculados y analizados. Para interpretar los resultados, debe tenerse en cuenta que los efectos marginales de las variables no coinciden directamente con los parámetros estimados. Además debe distinguirse entre los efectos marginales condicionados y los no condicionados. En el modelo, los efectos marginales

condicionados (o elasticidad) sobre el gasto turístico se calculan sobre la muestra que consume servicios turísticos (es decir, participa). Por otro lado, los efectos marginales no condicionados hacen referencia a la totalidad de la muestra. En este sentido, vale la pena mencionar que los efectos marginales no condicionados a la participación reflejan el efecto sobre el gasto turístico de los hogares que si viajan, y también permite tener en cuenta el aumento/disminución de la proporción de hogares que participa. Así, los efectos marginales no condicionados y condicionales difieren dependiendo de la intensidad de esta última decisión.

Siguiendo a Hoffmann y Kassouf (2005), el valor esperado del gasto turístico para aquellos hogares que realizan un gasto positivo será:

$$\begin{aligned} E(Y_{2i} | Y_{1i}^* > \tau) &= \beta' x_i + E(\varepsilon_i | Y_{1i}^* > \tau) = \\ &= \beta' x_i + E(\varepsilon_i | u_i > \tau - \gamma' z_i) = \beta' x_i + \rho \sigma_\varepsilon \lambda(\alpha_u) = \beta' x_i + \beta_\lambda \lambda(\alpha_u) \end{aligned} \quad [4a]$$

donde $\lambda(\alpha_u)$, es el ratio inverso de Mills que puede expresarse como:

$$\lambda(\alpha_u) = \frac{\phi(\alpha_u)}{1 - \Phi(\alpha_u)} = \frac{\phi(-\alpha_u)}{\Phi(-\alpha_u)} = \frac{\phi((\gamma' z_i - \tau) / \sigma_u)}{\Phi((\gamma' z_i - \tau) / \sigma_u)} \quad [4b]$$

Si x_{ki} es una variable continua que pertenece a ambos vectores x_i y z_i , entonces el efecto marginal condicionado a x_{ki} en Y_{2i} , dado que $Y_{1i}^* > 0$, es:

$$\frac{\partial E(Y_{2i} | Y_{1i}^* > 0)}{\partial X_{ki}} = \beta_k - \frac{\gamma_k}{\sigma_u} \cdot \beta_\lambda \cdot \delta_i \quad [5a]$$

donde

$$\delta_i = \lambda_i(\alpha_u) [\lambda_i(\alpha_u) - \alpha_u] \quad [5b]$$

El efecto marginal condicionado x_{ki} en la ecuación [5a] depende del vector z_i , ya que δ_i es una función de α_u donde $\alpha_u = -\gamma'z_i/\sigma_u$. En el caso de las variables cualitativas, el efecto marginal condicionado se valora como la diferencia en el valor esperado cuando la variable x_{ki} pasa de 0 a 1 (Hoffman y Kassouf, 2005, pág.:1305).

Para obtener los efectos marginales no condicionados, se debe partir de la expresión del valor esperado no condicionado, teniendo en cuenta que en este caso el valor esperado cuando no se participa en el consumo, $E(Y_{2i}|Y_{1i}^* \leq \tau)$, es cero, se tiene:

$$\begin{aligned} E(Y_{2i}) &= E(Y_{2i}|Y_{1i}^* > \tau)\Phi(-\alpha_u) + E(Y_{2i}|Y_{1i}^* \leq \tau)\Phi(\alpha_u) = \\ &= E(Y_{2i}|Y_{1i}^* > \tau)\Phi(-\alpha_u) \end{aligned} \quad [6]$$

A partir de la anterior ecuación, el efecto marginal no condicionado se define como:

$$\frac{\partial E(Y_{2i})}{\partial E(x_{ki})} = \underbrace{\beta_k - \frac{\gamma_k}{\sigma_u}\beta_\lambda\delta_i}_{e_{1i}} + \underbrace{\left[\Phi\left(\frac{\gamma'z_i}{\sigma_u}\right)\right]^{-1}\phi\left(\frac{\gamma'z_i}{\sigma_u}\right)\frac{\gamma_k}{\sigma_u}}_{e_{2i}} \quad [7]$$

donde e_{1i} es el efecto asociado a una cambio en el gasto turístico para aquellos que participan en el consumo turístico, y e_{2i} es el efecto asociado a una cambio en la probabilidad de observar un valor positivo de gasto.¹⁵ Nótese, pues, que cuanto mayor sea el efecto de las variables explicativas sobre la probabilidad de viajar, más grande será la diferencia entre los efectos marginales calculados para los hogares que viajan y los obtenidos para el conjunto de la muestra de hogares.

Para el cálculo de los efectos marginales en la ecuación de participación turística, los autores anteriores utilizan los usuales para el modelo probit.

¹⁵ También en este caso, para las variables cualitativas los efectos marginales se obtienen a partir de la correspondiente expresión en incrementos (Hoffman y Kassouf, 2005, pág.:1306).

5. Resultados de la estimación

El modelo de Heckman se estima, empleando la muestra completa de la EPF, incluyendo tanto hogares en los que el sustentador principal está en paro, como en los que está ocupado. En relación al desempleo, se puede valorar el impacto que tiene la situación de parado (del sustentador principal, el cónyuge u otro miembro del hogar) sobre las decisiones de consumo del hogar.

En las Tablas 3 y 4 se presentan los resultados de la estimación del modelo de Heckman de dos ecuaciones. En la Tabla 3 se muestran las estimaciones tanto de la ecuación de participación, como las correspondientes a la ecuación de gasto turístico (para los hogares con un gasto turístico positivo). En la Tabla 4 se presentan los efectos marginales medios sobre el gasto (como elasticidades en el caso de las variables continuas), calculados distinguiendo entre los efectos condicionados y no condicionados, según se ha discutido en el apartado anterior. También se incluyen los efectos marginales (y elasticidades) sobre la probabilidad de participar. La estimación se lleva a cabo mediante el software estadístico STATA 11.

Siguiendo la literatura sobre demanda turística comentada en el apartado 2, en el modelo de gasto se incluyeron variables relacionadas con la capacidad económica del hogar, de su ubicación geográfica, así como de características sociodemográficas de sus miembros. En concreto, inicialmente se incorporaron como variables explicativas (tanto en la ecuación de participación como en la de gasto condicionado) las siguientes: ingresos del hogar (en logaritmo), tamaño del municipio de residencia (con cortes en los 10.000, 50.000 y 100.000 habitantes), la propiedad de la vivienda (alquiler, propiedad con y sin hipoteca pendiente), el número de miembros del hogar, una dummy que indica la presencia de niños en el hogar (definidos según la EPF como los individuos con 14 o menos años) y, tomando como referencia el sustentador principal del hogar: su edad, sexo, nacionalidad y nivel de estudios (considerando las siguientes categorías: sin estudios o con estudios de primaria, estudios secundarios de primera etapa, estudios secundarios de segunda etapa y estudios universitarios). En cuanto a las variables de

desempleo, se incluyeron tres variables dicotómicas que indican si el sustentador principal, el cónyuge u otro miembro distinto de los dos primeros están o no desempleados. Estas variables recogen la situación efectiva de desempleo. Todas las variables, excepto los ingresos y la edad se especificaron como dicotómicas. Además, todas las variables explicativas se interaccionaron con una variable ficticia que tuvo un valor de 0 para los años 2006-2007 y 1 para el período 2008-2010. Esta interacción tiene por objeto comprobar si la crisis económica supone un cambio estructural en los coeficientes de cualquiera de las variables explicativas. Sólo aquellos casos en que la variable de interacción fue significativa se incluyeron en nuestra especificación final en la Tabla 3. En cuanto al resto de variables, todas ellas, excepto el sexo y algunas categorías del tamaño del municipio fueron significativas. Por lo tanto, no se incluyeron en el modelo final de gasto turístico.

Tabla 3. Estimación de los resultados para el gasto turístico y la participación turística (Heckman).

Tourism expenditure conditional on participation	Coefficiente	Error est. robusto	z	P> z
Log(Ingresos del hogar)	0,631	0,043	14,60	0,000
Log(Ingresos del hogar) # dummy 2008-2010	0,160	0,053	3,02	0,003
Edad	0,044	0,015	2,83	0,005
Edad al cuadrado	-0,0005	0,0002	10,86	0,000
Propiedad de la vivienda				
Propiedad con o sin hipoteca pendiente*	-	-	-	-
Alquiler	-0,274	0,054	-5,08	0,000
Propiedad con hipoteca vigente # dummy 2008-2010	-0,072	0,035	-2,04	0,041
Número de miembros del hogar				
Uno o dos miembros*	-	-	-	-
Tres miembros	-0,478	0,051	-9,40	0,000
Cuatro miembros	-0,627	0,055	-11,31	0,000
Cinco o más miembros	-1,054	0,072	-14,69	0,000
Presencia de niños (menores de 15 años) en el hogar				
Hogar sin niños*	-	-	-	-
Hogar con al menos un niño	0,287	0,048	6,00	0,000
Nacionalidad del sustentador principal				
Español*	-	-	-	-
No español	-0,404	0,096	-4,21	0,000
Nivel de estudios del sustentador principal				
Sin estudios o primarios o Secundarios primera etapa*	-	-	-	-
Secundarios segunda etapa	0,171	0,037	4,65	0,000
Universitarios	0,348	0,032	10,86	0,000

Situación laboral en el hogar				
Ningún miembro del hogar parado*	-	-	-	-
Sustentador principal en paro	-0,120	0,034	-3,54	0,000
Sustentador secundario en paro	-0,120	0,034	-3,54	0,000
Otros miembros en paro	-0,120	0,034	-3,54	0,000
Constante	1,124	0,449	2,51	0,012
Constante # dummy 2008-2010	-1,250	0,408	-3,07	0,002
Participation decision	Coefficiente	Error est. robusto	z	P> z
Log(Ingresos del hogar)	0,608	0,029	21,06	0,000
Log(Ingresos del hogar) # dummy 2008-2010	-0,071	0,035	-1,99	0,047
Tamaño del municipio				
Menos de 50000 habitantes*	-	-	-	-
De 50000 o más habitantes	0,051	0,017	2,93	0,003
Propiedad de la vivienda				
Propiedad con o sin hipoteca pendiente*	-	-	-	-
Alquiler	-0,155	0,029	-5,37	0,000
Número de miembros del hogar				
Uno o dos miembros*	-	-	-	-
Tres miembros	-0,222	0,029	-7,52	0,000
Cuatro miembros	-0,177	0,032	-5,52	0,000
Cinco o más miembros	-0,214	0,041	-5,27	0,000
Presencia de niños (menores de 15 años) en el hogar				
Hogar sin niños*	-	-	-	-
Hogar con niños	0,084	0,026	3,24	0,001
Nacionalidad del sustentador principal				
Español*	-	-	-	-
No español	-0,198	0,034	-5,84	0,000
Nivel de estudios del sustentador principal				
Sin estudios o primarios*	-	-	-	-
Secundarios primera etapa	0,106	0,029	3,70	0,000
Secundarios segunda etapa	0,262	0,031	8,50	0,000
Universitarios	0,416	0,030	14,05	0,000
Situación laboral en el hogar				
Sustentador principal no está en paro*	-	-	-	-
Sustentador principal en paro	-0,180	0,037	-4,92	0,000
Constante	-4,825	0,214	-22,49	0,000
Constante # dummy 2008-2010	0,518	0,269	1,92	0,055
/athrho	0,044	0,025	1,80	0,071
/lnsigma	0,213	0,008	27,51	0,000

rho	0.044	0.025		
sigma	1.237	0.009		
lambda	0.055	0.030		
Wald chi2(12) = 1.525,82				
log pseudolikelihood = -3,94e+07				
Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 3,25				
Prob. > chi2 = 0,000				
Prob. > chi2 = 0,0715				

Nota: (*) categoría de referencia.

Tabla 4. Elasticidades (para la variable renta y edad) y efectos marginales (para el resto de variables; se han calculado con respecto a la categoría de referencia: como porcentaje en las ecuaciones de gasto y como incremento en puntos porcentuales en la ecuación de participación).

	Efectos marginales incondicionados (muestra total)	Efectos marginales condicionados (gasto condicionado a la participación)	Efectos marginales sobre la participación
Renta			
2006-2010	1,648*	0,697*	0,534*
2006-2007	1,698*	0,608*	0,570*
2008-2010	1,604*	0,771*	0,506*
Nivel de estudios del sustentador principal			
Sin estudios o primarios *	-	-	-
Secundarios 1ª etapa	27,12%*	-0,40%***	11,2*
Secundarios 2ª etapa	97,59%*	17,47%*	26,2*
Universitarios	214,24%*	39,38%*	39,5*
Edad			
Edad 2006-2010	0,018*	0,043*	-
Tamaño del municipio			
De 50,000 o más habitantes	12,75%*	-0,10%	4,8*
Nacionalidad			
Español *	-	-	-
No español	-42,88%*	-21,42%*	-15,0*
Propiedad de la vivienda			
Sin hipoteca pendiente *	-	-	-
Con hipoteca 2006-2010	-1,69%**	-3,82%**	-
Con hipoteca 2006-2007	-	-	-
Con hipoteca 2008-2010	-3,05%**	-6,95%**	-
Alquiler	-37,75%*	-23,51%*	-15,0*
Número de miembros del hogar			
Uno o dos miembros *	-	-	-
Tres miembros	-52,38%*	-37,50%*	-20,5*
Cuatro miembros	-50,49%*	-46,21%*	-16,1*
Cinco o más miembros	-61,63%*	-64,87%*	-19,7*
Presencia de niños (menos de 15 años) en el hogar			
Hogar sin niños *	-	-	-
Hogar con niños	37,85%*	32,84%*	7,9*
Situación laboral en el hogar			
Sustentador principal en paro	-37,12%*	-10,60%*	-17,8*
Sustentador secundario en paro	-4,97%*	-11,22%*	-
Otros miembros en paro	-4,97%*	-11,22%*	-

Nota: (*) categoría de referencia. Se muestran los efectos marginales estimados para los periodos 2006-2007 y 2008-2009 que resultaron significativos. (*), (**) y (***) indica el nivel de significación al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Como se ha comentado previamente la Tabla 3 presenta los resultados obtenidos de la estimación del modelo Heckman. Como es posible observar, el modelo es estadísticamente significativo (p -valor=0,000 en el test de Wald), mientras que al contrastar la hipótesis nula de que los términos aleatorios de las dos ecuaciones están incorrelacionados se obtiene un p -valor de 0,0715.

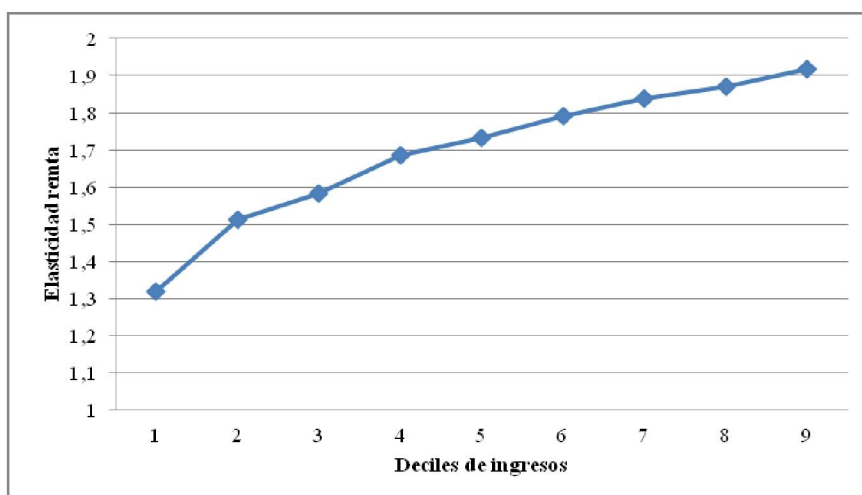
Una de las variables de mayor interés, tanto para explicar la participación como el gasto turístico efectivo, recoge los ingresos del hogar. Esta variable (incluida en logaritmo) es significativa en las dos ecuaciones (p -valor = 0,000) y en ambos casos con el signo positivo esperado. Los resultados de la estimación permiten detectar un cambio estructural de la variable de ingreso durante el período de recesión económica. En la decisión de participación, el efecto de la renta es algo mayor en los años anteriores a la crisis, disminuyendo su influencia en el periodo 2008-2010. Por el contrario, en la ecuación de gasto se estima un efecto mayor en la etapa de crisis económica. Sin embargo, aunque estadísticamente significativa, su efecto es más bien pequeño en términos económicos, como veremos a continuación.

Para la variable ingresos se han estimado las elasticidades sobre el gasto turístico, considerando para la ecuación de gasto tanto la elasticidad no condicionada como condicionada (véase la Tabla 4). La estimación de la elasticidad no condicionada es igual a 1,64 (media en el periodo 2006-2010), indicando que un incremento del 1% en los ingresos supone un incremento medio del 1,64% en el gasto turístico de los hogares. Es decir, nuestros resultados sugieren que el turismo es un bien de lujo para los hogares españoles, lo cual coincide con el trabajo de Melenberg y Van Soest (1996) para los Países Bajos. Por otra parte, los resultados ponen de manifiesto la importancia de examinar los efectos marginales no sólo no condicionados sino también los condicionados del gasto turístico (columnas 1 a 3 de la Tabla 4). De hecho, la media condicionada de la elasticidad de los ingresos toma un valor muy por debajo de uno: 0,697. Es decir, el efecto marginal condicionado es casi la mitad que el no condicionado, lo que sugiere que el efecto final de la renta sobre el gasto turístico, depende en un grado importante de la incorporación (o el abandono) de nuevos hogares al consumo. En la ecuación de participación, la elasticidad media estimada de los

ingresos sobre la probabilidad de participación es igual a 0,53 (el incremento de un 1% de los ingresos aumenta la probabilidad de consumo en un 0,53%). A pesar de que cuantitativamente este efecto no es muy elevado, afecta a la participación efectiva, de manera que su efecto indirecto en la ecuación de gasto (cuando se tiene en cuenta el efecto sobre el gasto de los nuevos hogares que participan) aumenta la importancia de los ingresos.

La Figura 3 muestra la elasticidad media de los ingresos, independientemente del gasto turístico, cuando los hogares se agruparon por deciles de ingreso. La cifra pone de relieve un importante grado de heterogeneidad entre los hogares, por lo que el efecto de un cambio en los ingresos del hogar varía según el decil de ingreso en el que se encuentra el hogar. En resumen, se muestra que en los deciles de mayores ingresos, mayor es la elasticidad renta no condicionada, donde el rango de las elasticidades se encuentra entre un valor de 1,30 para el menor intervalo de ingresos a 1,90 para el mayor (hogares más ricos). Por lo tanto, a pesar de su heterogeneidad, todos los grupos de hogares, cualquiera que sea su decil de ingreso, presentan elasticidades no condicionadas por encima de uno. En consecuencia, estos resultados sugieren que pequeños cambios en los ingresos tendría un gran efecto sobre el gasto turístico para toda la muestra de los hogares españoles, siendo los hogares más ricos más sensible a cambios en sus ingresos.

Figura 3. Elasticidad renta no condicionada por el gasto turístico por deciles de ingresos.



Nota: las elasticidades renta no condicionada fueron calculadas en cada uno de los nueve puntos de corte.

Como se ha indicado, el efecto de los ingresos se ve afectado por un cambio estructural como consecuencia de la crisis. Aunque cuantitativamente el efecto es muy reducido, marca sin embargo, una tendencia que merece destacarse. En la ecuación de participación la elasticidad de los ingresos disminuye de 0,570 a 0,510; por el contrario, la elasticidad condicionada aumenta su valor desde 0,608 a 0,771. Si bien las dos variaciones son pequeñas y se compensan en la estimación de la elasticidad no condicionada, el resultado muestra que en un periodo de crisis los hogares modifican sus criterios de decisión. Mientras que en relación a la decisión de participar, los hogares disminuyen su sensibilidad a las variaciones de ingresos, entre los hogares que consumen, por el contrario, el gasto efectivo es más sensible a los ingresos. En el periodo de crisis, por tanto, el efecto de la renta reduce su importancia sobre la decisión de participar de los hogares españoles, pero es más relevante cuando se trata de decidir el nivel de gasto.

Una variable con una elevada capacidad explicativa es el nivel de estudios del sustentador principal. Esta variable presenta un efecto positivo, como se menciona en la revisión bibliográfica, y es estadísticamente significativo al 1% en ambas ecuaciones. Los efectos marginales de la Tabla 4 sugieren que cuanto mayor es el nivel de estudios, mayor es el nivel de gasto. En concreto, para el caso de los efectos marginales medios no condicionados (ver columna 1) y en comparación a la categoría de referencia (sustentador principal sin estudios o con estudios primarios), tener estudios secundarios de primera etapa eleva el gasto turístico un 27,12%, tener estudios secundarios de segunda etapa hasta un 97,59% y tener estudios universitarios un 214,24%. Al igual que en el caso de los ingresos, el efecto positivo del nivel de estudios sobre la probabilidad de viajar (ver columna 3) es tan importante que provoca que los efectos marginales no condicionados sean mayores que los efectos marginales condicionados. De nuevo, estos resultados enfatizan la necesidad de incorporar ambas decisiones conjuntamente.

La edad del sustentador principal del hogar tiene un efecto significativo en el caso del gasto condicionado a la participación turística, mientras que en la ecuación de participación no es estadísticamente significativa al 10%, por lo que finalmente se optó por no incluirla en la estimación final del modelo. En la ecuación de gasto, la edad se ha

especificado de manera no lineal estimándose un efecto positivo en el consumo hasta alrededor de los 45 años del sustentador principal, edad a partir de la cual un año adicional disminuye el gasto realizado. La elasticidad estimada, en cualquier caso, indica que el impacto de la edad es reducido con un valor medio en la elasticidad no condicionada de 0,018% (ver columna 1 en la Tabla 4).

Los hogares cuyo sustentador principal tiene nacionalidad distinta a la española tienen una menor probabilidad de viajar y un menor gasto medio, siendo ambos efectos estadísticamente significativos al 1%. En cuanto a su efecto marginal, tener una nacionalidad no española disminuye la probabilidad de consumo en 15 puntos porcentuales, reduciendo el gasto no condicionado en un 42,88% (con respecto a la nacionalidad española).

El número de miembros del hogar ejerce un efecto negativo, tanto en la ecuación de participación como en la de gasto condicionado. Este efecto es relevante tan sólo para aquellos hogares con tres o más miembros. El hecho de vivir solo o vivir en pareja no afecta de manera diferente a los hogares españoles. Si el hogar está formado por más de dos miembros, la probabilidad de participación se reduce entre 16 y 30 puntos porcentuales. Asimismo, el gasto no condicionado se reduce en algo más del 50% (con respecto a hogares con uno o dos miembros), mientras que en los hogares con cinco o más miembros se observa una disminución en el gasto del 61,63%.

La existencia de hijos en el hogar (menores de 15 años) se ha incluido como una variable dicotómica que indica la presencia de niños, sin cuantificar su número. Esta característica tiene un efecto positivo sobre la demanda turística, incrementando la probabilidad de participación en casi 8 puntos porcentuales y aumentando el gasto turístico (no condicionado) del hogar en un 37,85%. Por tanto, a pesar de que un hogar con un mayor número de miembros tiende a disminuir la probabilidad de participar y su gasto, este efecto se ve compensado parcialmente si entre ellos hay niños.

Respecto al municipio de residencia, la variable que indica que el tamaño del municipio es mayor de 50.000 habitantes sólo es estadísticamente significativa en la ecuación de

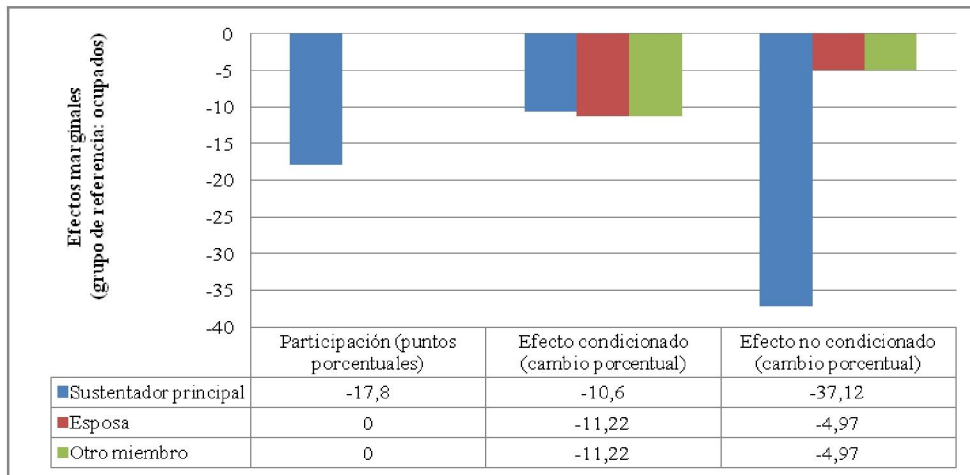
participación, siendo su efecto marginal de 4,8 puntos porcentuales. Los resultados señalan, por tanto, que la probabilidad de viajar es mayor en aquellos hogares que viven en municipios mayores de 50.000 habitantes, pero que esta característica no condiciona el gasto.

En relación a la propiedad de la vivienda, inicialmente no se observan diferencias entre los hogares con su vivienda en propiedad, en función de que tengan o no una hipoteca vigente. No obstante, este comportamiento homogéneo se rompe con la crisis, ya que para la propiedad con hipoteca se estima un cambio en el valor del parámetro correspondiente a la ecuación de gasto. Esto indicaría que la crisis afecta a los hogares con hipoteca vigente, no en la decisión de participación, pero sí en lo que afecta al nivel de gasto realizado, que disminuye en un 3,1%. En la decisión de participación, tener la vivienda en alquiler implica un descenso de 15 puntos porcentuales respecto a un hogar con la vivienda en propiedad (tenga o no hipoteca). Respecto al efecto marginal sobre el gasto, tener la vivienda en alquiler supone un descenso del 37,75% respecto a la vivienda en propiedad.

En cuanto a las variables de desempleo, como se ha comentado anteriormente, en las estimaciones iniciales se incluyeron tres variables dicotómicas que reflejaban la situación de desempleo del sustentador principal y (si existen) de su pareja y del resto de miembros del hogar. Como resultado de su significación estadística, en las estimaciones finales esta especificación se modificó de la siguiente manera: en la ecuación de participación, se ha incluido la única dummy significativa, la correspondiente a la situación de desempleo del sustentador principal; en la ecuación de gasto turístico dado que no se detectó una diferencia significativa entre los coeficientes de las tres dummies, se ha estimado el modelo con la restricción de igualdad de los parámetros de las tres variables. La Figura 4 muestra para las tres categorías de desempleo, el efecto marginal en la ecuación de selección y los efectos marginales medios condicionados y no condicionados en la ecuación de gasto. En la ecuación de participación, el único efecto significativo del desempleo se observa cuando es el sustentador principal el que está parado, lo que reduce en 17,8 puntos porcentuales la probabilidad de participación respecto a la situación de referencia (sustentador principal

con empleo). El efecto sobre el gasto condicionado es aproximadamente el mismo sea quien sea el miembro que está en situación de desempleo, reduciéndose en el 10,6% el gasto turístico cuando el sustentador principal está en paro y un 11,2%, tanto cuando está en paro el sustentador secundario, como si está en paro algún otro miembro del hogar. En cuanto a los efectos marginales no condicionados, la situación de desempleo del sustentador principal supone una reducción del gasto turístico del 37,12% respecto a los hogares en los que está empleado. Este efecto es mucho menor cuando la situación de desempleo afecta al sustentador secundario o a otros miembros del hogar, con reducciones del 4,97% en ambos casos.

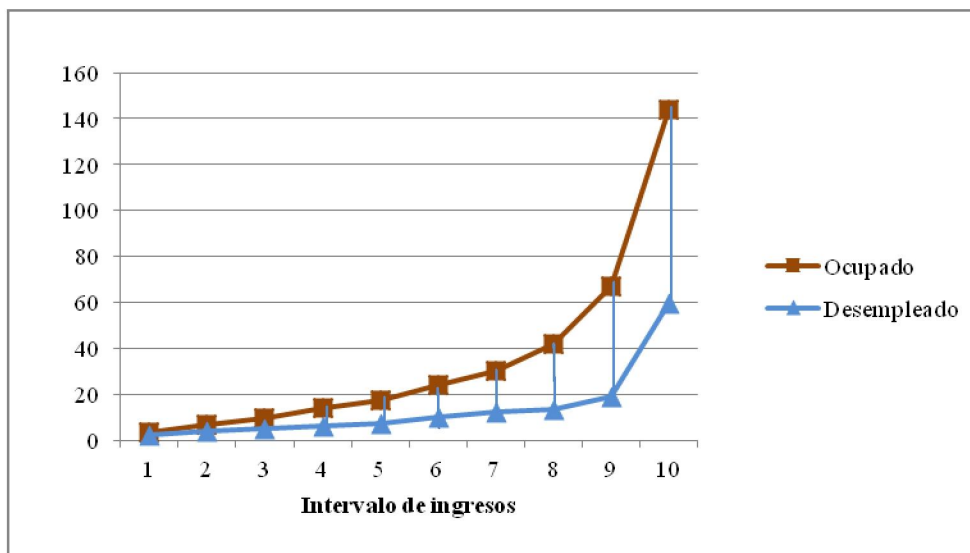
Figura 4. Efectos marginales de los miembros del hogar desempleados.



Nota: Todos los valores fueron calculados tomando como referencia la situación laboral de ocupado.

En la Figura 5 se amplía la información del impacto de la situación de desempleo del sustentador principal sobre el gasto turístico. En concreto, en el gráfico se comparan las predicciones de gasto turístico, calculadas en los distintos deciles de ingreso, correspondientes a hogares con el sustentador principal trabajando y aquellos cuyo sustentador principal está en paro. Como era de esperar, la predicción del gasto turístico sigue un patrón creciente con respecto a la renta del hogar. Para cualquier decil, el hecho de que el sustentador principal esté parado implica un menor gasto turístico, aumentando esa diferencia a medida que los ingresos del hogar son mayores. Estas diferencias se amplían especialmente para los hogares por encima de la mediana de los ingresos. Por lo tanto, un aumento del desempleo tendría un impacto muy diferente en la demanda turística en función de si este se concentra en hogares con mayor o menor nivel de ingresos.

Figura 5. Predicción del gasto turístico medio condicionado a la actividad del sustentador principal (ocupado/desempleado) por deciles de ingresos.



Nota: la predicción del gasto turístico medio condicionado fue calculado para cada uno de los 10 intervalos de renta.

6. Conclusiones

En este trabajo se han analizado las decisiones de gasto turístico con microdatos procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) del Instituto Nacional de Estadística (INE). La estimación de un modelo de Heckman ha permitido examinar tanto la decisión de participar en el gasto turístico como la del gasto efectivo realizado.

Los resultados econométricos han rechazado la hipótesis de que ambas decisiones se puedan analizar independientemente. Además, los resultados estimados confirman algunas de las relaciones establecidas en trabajos anteriores. Tanto para la ecuación de participación turística, como para la de gasto turístico, se detectan efectos positivos de los ingresos, la presencia de niños en el hogar (menores de 15 años) y el nivel de estudios del sustentador principal; por el contrario, se obtienen efectos negativos para el número de miembros del hogar y si la vivienda es de alquiler. La edad del sustentador principal sólo resulta significativa en la ecuación de gasto, con un efecto que cambia su signo (de un efecto medio positivo a uno negativo) alrededor de los 45 años, mientras que el entorno urbano del hogar (tamaño del municipio) sólo es significativo en la ecuación de participación (con un efecto positivo).

La estimación de un modelo de Heckman para el gasto turístico permite calcular los efectos marginales condicionados y no condicionados para el conjunto de la muestra. Es decir, que se pueden estimar los efectos marginales de las variables, tanto para los hogares que en la actualidad realizan un consumo turístico positivo, como para el conjunto de la muestra, teniendo en cuenta que algunos de los hogares pueden cambiar su decisión de participar. Uno de los resultados más destacables es el de la elasticidad renta. Cuando se calcula sobre la muestra con consumo efectivo, la elasticidad renta es relativamente baja, 0,69, pero su estimación para el conjunto de la muestra es bastante mayor, 1.64, indicando que el gasto turístico del conjunto de hogares españoles es altamente sensible a variaciones de los ingresos. Para el primer caso, el gasto turístico sería clasificado como un bien necesario, en el segundo sería un bien de lujo.

Diferencias importantes entre estos dos efectos se detectan también en otras variables. Por ejemplo, el nivel de estudios presenta efectos marginales positivos, pero con grandes diferencias según se consideren o no los dos tipos de efectos. Concretamente, el efecto marginal condicionado muestra que un hogar cuyo sustentador principal tiene estudios universitarios gasta un 39,38% más que un hogar cuyo sustentador principal carece de estudios o éstos sean primarios. Sin embargo, el efecto no condicionado es mucho más alto, del 214,24%, descubriendo la gran relevancia del nivel educativo sobre la demanda turística.

Uno de los objetivos del trabajo ha sido comprobar si en un periodo de crisis económica, los hogares han modificado los determinantes de sus decisiones de gasto. Para ello se ha realizado un contraste de cambio estructural en los parámetros del modelo, tomando como referencia los periodos 2006-2007 y 2008-2010. Únicamente se han detectado cambios significativos en dos variables: los ingresos del hogar y la presencia de una hipoteca sobre la vivienda. En los años de crisis, los ingresos reducen su influencia en la decisión de participar, pero aumentando su efecto cuando se trata de establecer el nivel de gasto. La modificación de estos efectos puede interpretarse en la línea de lo argumentado en Alegre *et al.*, (2010), donde se señala que la decisión de participar no sólo está condicionada por el nivel de renta, sino por toda una serie de variables financieras como la capacidad de ahorro de las familias, la dificultad de llegar a final de mes o las expectativas futuras de ingresos. En este sentido, en un entorno social de crisis económica los hogares otorgan a los ingresos un papel más conservador en la decisión de participación; no obstante, una vez tomada esa decisión, el gasto efectivo es más sensible al nivel de ingresos del hogar.

Respecto a la vigencia de una hipoteca, mientras en los años anteriores a la crisis los hogares con vivienda en propiedad no muestran comportamientos diferentes en función de si tienen o no una hipoteca vigente, en el periodo de crisis la vigencia de una hipoteca, aunque no altera la decisión de participación, afecta negativamente al gasto turístico.

Con la incorporación del desempleo, este artículo trata de extender la literatura que existe sobre la demanda turística. Concretamente, se ha estudiado el efecto de la situación de desempleo sobre las decisiones de gasto turístico, analizando si los patrones de demanda son distintos entre hogares con o sin miembros desempleados. Los resultados de las estimaciones sugieren que la actividad actual afecta a las decisiones sobre el gasto turístico de los hogares.

La situación de desempleo únicamente afecta a la decisión de participación cuando es el sustentador principal el que está en paro, disminuyendo en este caso la probabilidad de participar en 17,8 puntos porcentuales. Sin embargo, el gasto condicionado se ve afectado por igual cualquiera que sea el miembro que está en paro, implicando una disminución del gasto de alrededor del 11%, tanto si el que está en paro es el sustentador principal, como si lo está cualquier otro miembro del hogar. Los efectos no condicionados muestran que si es el sustentador principal el que está parado el efecto sobre el consumo es aún mayor, reduciéndose en un 37,12%. Estos resultados ponen de manifiesto la conveniencia de incluir información sobre la situación laboral de todos los miembros del hogar en el gasto turístico y la participación. En los casos, como se ha señalado anteriormente para la economía española, donde el ciclo económico afecta de manera diferente a la permanencia del empleo de los miembros de los hogares, esta consideración ayuda a obtener una imagen más real.

En resumen, los resultados de este trabajo sugieren que las variables que recogen la situación del hogar con respecto a la actividad presentan un efecto relevante sobre el gasto turístico. Dado que los ingresos del hogar y la situación laboral son dos variables muy sensibles al ciclo económico, nuestros resultados sugieren la conveniencia de incluir información relacionada con la actividad en las ecuaciones de gasto turístico, ya que resulta de gran ayuda para explicar la evolución del gasto turístico a través del ciclo económico.

7. Bibliografía

- Alegre, J. y Pou, Ll., (2004), Microeconomic determinants of the probability of tourism consumption, *Tourism Economics*, 10 (2), 125-144.
- Alegre, J., Mateo, S. y Pou, Ll., (2009), Participation in tourism consumption and the intensity of participation: an analysis of their socio-demographic and economic determinants, *Tourism Economics*, 15 (3), 531-546.
- Alegre, J., Mateo, S. y Pou, Ll., (2010). An analysis of households' appraisal of their budget constraints for potential participation in tourism, *Tourism Management*, 3145-56
- Arranz, J.M., Davia, M.A. y García-Serrano, C., (2005), Labour market transitions and wage dynamics in Europe, *Institute for Social & Economic Research Working paper* 2005-17.
- Arulampalam, W., (2001), Is unemployment really scarring? Effects of unemployment experiences on wages, *The Economic Journal*, 111 (475), 585-606.
- Benito, A., (2006), Does job insecurity affect household consumption? *Oxford Economic Papers*, January, 58(1), 157-181.
- Bentolila, S. y Ichino, A., (2008), Unemployment and consumption near and far away from the Mediterranean, *Journal of Population Economics*, 21(2), 255-280.
- Bloemen, H. G. y Stancanelli, E.G.F., (2005), Financial Wealth, Consumption Smoothing and Income Shocks Arising from Job Loss, *Economica*, 72(3), 431-452.
- Browning, M. y Crossley, T.F., (2001), Unemployment Insurance Levels and Consumption Changes, *Journal of Public Economics*, 80(1), 1-23.
- Browning, M. y Crossley, T.F., (2009), Shocks, stocks and socks: smoothing consumption over a temporary income loss, *Journal of the European Economic Association*, 7(6), 1169-1192.
- Cai, L.A., (1998), Analyzing Household Food Expenditure patterns on Trips and vacations: a Tobit Model, *Journal of Hospitality and Tourism Research*, 22(4), 338-358.
- Cai, L.A., (1999), Relationship of Household Characteristics and Lodging Expenditure on Leisure Trips, *Journal of Hospitality and Leisure Marketing*, 6(2), 5-18.

- Cai, L.A., Hong, G.S. y Morrison, A.M., (1995), Household expenditure patterns for tourism product and services, *Journal of Travel & Tourism marketing*, 4, 15-40.
- Cameron, A.C. y Trivedi, P.H., (2005), *Microeconometrics. Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Carroll, C.D., Dynan, K.E. y Krane, S.D., (2003), Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households' Balance Sheets, *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), 586-604.
- Coenen, M. y Van Eekeren, L., (2003), A study of the demand for domestic tourism by Swedish households using a Two-staged budgeting model, *Scandinavian Journal of Hospitality and Tourism*, 3(2), 114-133.
- Crouch, G.I., (1994), The study of international tourism demand: A survey of practice, *Journal of Travel Research*, 33(4), 41-55.
- Davies, B. y Mangan, J., (1992), Family Expenditure on Hotels and Holidays, *Annals of Tourism Research*, 19, 691-699.
- Deaton, A., (1992), *Understanding Consumption*. Oxford. Oxford University Press, Clarendon Press.
- Dunn, W. (1998), Unemployment Risk, Precautionary Saving, and Durable Goods Purchase Decisions, Federal Reserve Board, FEDS Paper No. 98-49.
- Dynarski, M. y Gruber, J., (1997), Can families smooth variable earnings? *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 229-305.
- Dynarski, M. y Sheffrin, S.M., (1987), Consumption and unemployment, *The Quarterly Journal of Economics*, 102(2), 411-428.
- Eugenio-Martín, J. y Campos-Soria, J.A., (2011), Income and the substitution pattern between domestic and international tourism demand, *Applied Economics*, 43(20), 2519-2531.
- European Union, (2009), Survey on the attitudes of Europeans towards tourism, Eurobarometer núm. 291.
- Fleisher, A. y Pizam, A., (2002), Tourism constraints among Israeli seniors, *Annals of Tourism Research*, 29(1), 106-123.
- Guariglia, A., (2001), Saving behaviour and earnings uncertainty: Evidence from the British Household Panel Survey, *Journal of Population Economics*, 14(4), 619-634.

- Guariglia, A. y Kim, B.Y., (2004), Earnings uncertainty, precautionary saving, and moonlighting in Russia, *Journal of population Economics*, 17, 289-310.
- Hagemann, R.P., (1981), The determinants of household vacation travel: some empirical evidence, *Applied Economics*, 13(2), 225-234.
- Hoffmann, R. y Kassouf, A.L., (2005), Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure, *Applied Economics*, 37, 1303-1311.
- IMF, (2011), World Economic Outlook. World Economic and Financial Surveys
- Kuhn, P., (2002) (ed.), Losing work, moving on: International perspectives on worker displacement. Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn *Institute for Employment Research*.
- Li, G., Song, H. y Witt, S.F., (2005), Recent developments in econometric modeling and forecasting, *Journal of Travel Research*, 44(1), 82-99.
- Lusardi, A., (1997), Precautionary saving and subjective earnings variance, *Economics Letters*, 57(3), 319-326.
- Marcussen, C.H., (2011), Determinants of tourist spending in cross-sectional studies and at Danish destinations, *Tourism Economics*, 17(4), 833-855.
- Melenberg, B. y Van Soest, A., (1996), Parametric and semi-Parametric Modeling of Vacation Expenditures, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 59-76.
- Mergoupis y Steuer, M., (2003), Holiday taking and income, *Applied Economics*, 35(3), 269-284.
- Nicolau, J.L. y Mas, F., (2005a), Stochastic modeling. A three-stage tourist choice process, *Annals of Tourism Research* 32(1), 49-69.
- Nicolau, J.L. y Mas, F., (2005b), Heckit modeling of tourist expenditure: evidence from Spain, *International journal of Service Industry Management*, 16(3), 271-293.
- Nicolau, J.L. y Mas, F., (2009), Simultaneous analysis of whether and how long to go on holidays, *The Service Industries Journal*, 29(8), 1077-1092.
- OCDE, (2011), OECD Employment Outlook 2011, OECD Publishing. Paris.
- OCDE, (2010), Tourism Trends & Policies 2010. OECD Publishing. Paris.
- Song, H. y Li, G., (2008), Tourism demand modeling and forecasting-a review of recent research, *Tourism Management*, 29(2), 203-220.
- Stephens Jr., M., (2001), The Long-Run Consumption Effects of Earnings Shocks, *The Review of Economics and Statistics*, 83(1), 28-36.

- Stephens Jr., M., (2004), Job Loss Expectations, Realizations, and household Consumption Behavior, *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 253-269.
- Toivonen, T., (2004), Changes in the propensity to take holiday trips abroad in EU countries between 1985 and 1997, *Tourism Economics*, 10(4), 403-417.
- Van Soest, A. y Kooreman, P., (1987), A Micro-Economic Analysis of Vacation Behaviour, *Journal of Applied Econometrics*, 2, 215-226.
- Wang, Y. y Davidson, M.C.G., (2010), A review of micro-analyses of tourist expenditure, *Current Issues in Tourism*, 13(6), 507-524.
- Weagley, R.O. y Huh, E., (2004), Leisure expenditures of retired and near-retired households, *Journal of Leisure Research*, 36(1), 101-127.
- WTO (2011), UNWTO Tourism Highlights, 2011 Edition.
- Zanin, L. y Marra, G., (2011), A comparative study of the use of generalized additive models and generalized linear models in tourism research, *International Journal of Tourism Research*, (próximamente).

Capítulo 4

Una aproximación de clases latentes a la demanda turística de los hogares españoles

1. Introducción

La teoría económica del consumidor plantea que la demanda de un bien cualquiera depende de las preferencias de los individuos y de las diferentes restricciones a las que se enfrentan: temporales, económicas, de salud, etc. (Deaton y Muellbauer, 1980). El contraste empírico de estos condicionantes de la demanda se ha ido desarrollando a medida que se ha dispuesto de bases de datos microeconómicas apropiadas, así como de modelos econométricos más acordes con los requerimientos de la teoría económica.

En el caso de la demanda turística, a los condicionantes generales aplicables a cualquier otro bien o servicio hay que añadirle algunas características propias. Por una parte, la demanda de servicios turísticos supone unas circunstancias de consumo muy especiales, implicando un nivel de participación personal más alto que otros tipos de bienes o servicios, especialmente por las necesidades de planificación, de disponibilidad temporal y por el significado emocional del viaje. Se trata de un consumo en el que las preferencias personales juegan un papel fundamental y, por tanto, parece apropiado especificar un modelo de demanda que tenga en cuenta de manera explícita las preferencias.

Por otra parte, un porcentaje relevante de los individuos no consume turismo,¹⁶ estableciéndose su elección de consumo como una solución esquina (Deaton y Muellbauer, 1980). De este modo, cualquier muestra representativa de hogares mostrará dos subgrupos, uno con un gasto en turismo positivo y el otro con un gasto nulo. En cualquier caso, las razones para un gasto nulo pueden ser diversas, estando asociadas tanto a posibles restricciones como a las distintas preferencias del consumidor¹⁷. Cabe tener en cuenta, además, que el turismo es un bien compuesto y que como tal, el nivel de gasto implicado en un viaje puede variar mucho para diferentes individuos (Bull, 1997).¹⁸ Las características propias del consumo turístico plantean como plausible la existencia de diferentes grupos o segmentos de hogares, donde cada uno de ellos comparte unos mismos patrones intragrupo de preferencias en su consumo turístico, pero que se explican por reacciones distintas ante las variables explicativas de la demanda turística.

El principal objetivo de este capítulo es ofrecer una alternativa a la modelización del gasto turístico, especialmente con respecto a los modelos que consideran que los hogares realizan una doble decisión: en primer lugar, una decisión sobre el consumo o no de servicios turísticos y, en el caso de decidir consumir, una segunda decisión que concretaría el gasto monetario. Este tipo de modelo puede estimarse mediante un modelo de Heckman, combinando un modelo logit o probit para la decisión de participación con una regresión sobre la variable censurada de gasto. Otras alternativas para el exceso de ceros pueden ser los modelos cero-inflado que modelizan específicamente el exceso de ceros distinguiendo lo que se denomina ceros estructurales, resultado de la decisión de no participar, de los ceros incidentales, en los que el consumidor que podría tomar la decisión de participar, por cualquier razón acaba no consumiendo. En ambos casos, la decisión de consumo sería producto de una doble decisión, que delimitaría implícitamente un segmento de consumidores caracterizado por un consumo nulo.

¹⁶ A modo de ejemplo, un 29% de los europeos de la UE-27 no realizó ningún tipo de viaje turístico durante el año 2010 (European Commission, 2011).

¹⁷ Por ejemplo, mientras algunos consumidores pueden tener preferencias muy débiles a favor del consumo turístico, y como tal no gastar nunca en el mismo, en otros casos, pueden darse preferencias fuertes a favor de su consumo, pero realizar un único viaje cada dos o tres años. En ambos casos una encuesta anual podría observar un gasto nulo, siendo las preferencias hacia el turismo muy distintas.

¹⁸ Una sola de las principales características del viaje, su duración, puede suponer diferencias importantes en el nivel de gasto del viaje.

Este tipo de alternativas, sin embargo, no resuelven el problema de la presencia de hogares con niveles muy bajos de consumo, que en la práctica serían asimilables a la no participación. Aunque pueden emplearse decisiones *ad hoc* ampliando a valores cercanos al cero la definición de no participación, esta opción conlleva cierta arbitrariedad.

Una alternativa de especificación son los modelos de clase latente. Este tipo de modelos permite considerar segmentos de consumidores con preferencias homogéneas de consumo, clasificando a los consumidores según el nivel de intensidad de su demanda (demandantes de baja, media o alta intensidad). Esta alternativa permite tratar a los hogares que no consumen, o lo hacen en una cantidad muy baja, como demandantes de baja intensidad, con preferencias de consumo muy pequeñas hacia ese bien o servicio. El modelo actúa, en primer lugar, como una técnica de agrupación de observaciones, generando distintos grupos en función de su homogeneidad en términos de un modelo de clasificación probabilístico, en el que la asignación depende del valor de un conjunto de variables. En segundo lugar, el modelo de clases latentes considera que los grupos creados reaccionan cada uno de ellos de manera homogénea a otro conjunto de variables, posibilitando reacciones diversas entre los diferentes grupos o segmentos. Adoptar esta perspectiva en el análisis de la demanda turística permite, por tanto, trabajar sobre el conjunto de hogares buscando distintos segmentos de consumidores, definidos en función de sus preferencias de consumo.

La literatura sobre demanda turística muestra la existencia de un conjunto amplio de variables explicativas.¹⁹ De entre estas destaca la variable de ingresos. Algunos trabajos (Alegre y Pou, 2004; Alegre, Mateo y Pou, 2009 y el capítulo anterior de esta tesis) muestran que si bien la renta de los hogares parece tener una gran capacidad explicativa de las decisiones de demanda turística, las estimaciones de las elasticidades renta toman valores reducidos. En un modelo de participación en turismo de los hogares españoles, Alegre y Pou (2004) obtienen que la capacidad explicativa de los ingresos se basa en un comportamiento diferenciado entre los distintos cuartiles de renta, pero no tanto por la

¹⁹ Véanse las referencias incluidas en Wang y Davidson (2010) y Marcussen (2011).

variaciones en la renta dentro de cada cuartil. Este resultado plantea la posible existencia de grupos de hogares, con comportamientos diferentes, pero con una cierta homogeneidad interna.

En este capítulo se propone analizar la demanda turística en base a un modelo de clases latentes. En la medida que puedan establecerse más de dos grupos de hogares (aquellos que no participan, por un lado, y todos los que presenten un gasto positivo por el otro), las estimaciones pueden aportar un dibujo más rico de los patrones de gasto turístico, así como a su sensibilidad a variables clave, como la renta. A partir de la evidencia empírica disponible en la literatura de gasto turístico, tanto con microdatos españoles²⁰ como internacional,²¹ en este trabajo se plantea una segmentación de los hogares como una respuesta a un conjunto de características sociodemográficas y económicas de los hogares y de sus miembros: desde el entorno urbano del hogar, nivel de gasto familiar, nivel de educación, situación laboral de sus miembros, tipo de familia, etc. Mediante este conjunto de variables es posible asignar un hogar a algún segmento o clase caracterizado por la intensidad de su demanda. Dentro de cada segmento se aplican otro conjunto de variables que determinan finalmente la demanda turística efectiva. En nuestro modelo de demanda se plantea que son los ingresos del hogar, el número de miembros y la presencia de niños, los que determinan en cada clase la cantidad finalmente demandada.

Una de las hipótesis que se pretende contrastar con el modelo de clase latente es que los efectos de las variaciones de la renta difieren en cada uno de los segmentos creados. La introducción de la variable renta en los modelos de consumo no tiene en cuenta que los efectos de las variaciones de los ingresos pueden ser muy diferentes en función del nivel de renta del hogar. Es posible que un hogar en el cuartil inferior de ingresos no reaccione igual ante variaciones de esta variable, que un hogar en un cuartil intermedio o superior de la renta. La pertenencia a un segmento con un nivel de renta alto puede suponer una sensibilidad del consumo a las variaciones de los ingresos muy diferente a la de los hogares con rentas bajas. El modelo de clases latentes permite contrastar esta

²⁰ Véanse Alegre y Pou (2004) y Nicolau y Mas (2005 a,b).

²¹ Véanse Hageman (1981), Van Soest y Kooreman (1987), Davies y Mangan (1992), Melenberg y Van Soest (1996), Cai *et al.* (1995), Cai (1998, 1999), Fleischer y Seiler (2002), Mergoupis y Steuer (2003), Toivonen (2004) y Weagly y Huh (2004).

hipótesis, para lo que se empleará el nivel de gasto (no turístico) del hogar, como uno de los elementos que determinan sus preferencias de consumo, y el nivel de ingresos, como uno de los determinantes finales del gasto turístico, con un efecto que puede diferir entre los diferentes segmentos de consumidores.

La base de datos utilizada es la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) elaborada por el INE. El periodo analizado de la EPF comprende los años 2006 a 2010, habiéndose acotado la muestra utilizada a aquellos hogares cuyo sustentador principal está activo, cuya situación profesional es de asalariado y con edad entre los 25 y 60 años. La muestra utilizada era de 35.911 hogares, repartidos en alrededor de 7.100 hogares por año. La limitación en la tipología de hogares permite trabajar con una muestra más homogénea de pautas de comportamiento, a la vez que da mayor relevancia a la incorporación en el modelo de variables que reflejan la situación laboral de todos los miembros del hogar, característica ésta de especial interés en un periodo de crisis económica como la que cubren los microdatos analizados, que en el caso de la economía española está asociada a una elevada tasa de desempleo.

El resto del capítulo se estructura de la manera siguiente. En el apartado segundo, se repasa la literatura de interés con modelos de clases latentes. En el apartado tercero se discuten algunas cuestiones econométricas relacionadas con estos modelos, mientras que en el apartado cuarto se describe la base de datos y se presenta alguna evidencia descriptiva. En el apartado quinto, se expone el modelo empírico estimado. Los resultados obtenidos se comentan en el apartado sexto. El capítulo finaliza con un último apartado en el que se comentan las principales conclusiones del trabajo.

2. Los modelos de clases latentes en el análisis de la demanda

En el ámbito del consumo, el modelo de clase latente se ha utilizado para distinguir entre grandes consumidores o demandantes intensivos de un bien o servicio, y consumidores de baja demanda. Por ejemplo, en el análisis de la demanda de servicios sanitarios se ha empleado para distinguir entre usuarios de alta intensidad y usuarios moderados de los servicios (Deb y Holmes, 2000; Deb y Trivedi, 1997, 2002; Jiménez-Martín, Labeaga y Martínez-Granado, 2002, 2004; Bago, 2005, 2006) o para analizar el tiempo de estancia hospitalaria (Wang, Yau y Lee, 2002; Yau, Lee y Ng, 2003; Xiang, Yau, Lee y Fung, 2005). El modelo de clase latente ha sido también empleado en marketing como una técnica de segmentación del mercado, dirigida especialmente a explicar la heterogeneidad en las preferencias del consumidor. En particular, el modelo de clase latente se ha aplicado, en el análisis del comportamiento del consumidor, para explorar la relación entre las preferencias del consumidor hacia una marca y la elasticidad precio. Kamakura y Russell (1989) dividen el mercado en segmentos de consumidores que presentan tanto diferencias en sus preferencias de marca como en su sensibilidad al precio. Sus resultados apoyan la hipótesis de que la percepción de los consumidores de la relación calidad-precio crea una estructura distintiva tanto en las preferencias como en las elasticidades. Kamakura, Kim y Lee (1996) identifican segmentos de consumidores que se diferencian en sus preferencias y en la estructura del proceso de elección. Detectan cuatro segmentos: *hard-core loyalists*, que no responden a los precios o las promociones; *brand-type*, para los que la elección de marca precede a la elección de la forma del producto; *form-type*, que primero eligen la forma del producto y a continuación deciden la marca; *IIA-type*, que realizan su elección de acuerdo con la hipótesis de independencia de las alternativas irrelevantes (Pág.: 152). Una de las implicaciones de este modelo es que permite que la elasticidad precio difiera entre segmentos. Sus resultados sugieren que los beneficios de una promoción de precios dependen de la estructura de la elección, que es diferente en los diferentes segmentos de consumidores.

Wedel, *et al.*, (1993) proponen por primera vez un modelo de clase latente para datos de conteo (*latent class Poisson regression*). Frente a otras modificaciones de la regresión de Poisson, el modelo propuesto justifica la heterogeneidad suponiendo que las observaciones provienen de una combinación de distribuciones de Poisson, con diferencias en los coeficientes de regresión que forma parte del modelo. La aplicación empírica de Wedel *et al.*, (1993) analiza los efectos del marketing directo sobre las compras. Dillon y Gupta (1996) identifican distintos segmentos de consumidores, que responden de manera diferente a las actividades de marketing. Suponen que el volumen de compras del consumidor sigue un proceso de Poisson y que el número de compras por marca sigue una distribución multinomial. Sus resultados muestran que es posible distinguir un segmento de compradores fieles, basándose en la sensibilidad al precio. Bucklin, Gupta y Siddarth (1998) segmentan los hogares en función de cómo responden a los precios y a las promociones en sus decisiones sobre elección de marca, frecuencia y volumen de compra. Emplean un modelo multinomial para la elección de marca, logits anidados para la frecuencia y la regresión de Poisson para la cantidad. Los autores determinan las clases latentes de consumidores en base a su respuesta a las acciones de marketing sobre las tres decisiones. El modelo permite descomponer las elasticidades precio según segmentos y comportamiento de compra.

El modelo de clase latente presenta pocas aplicaciones en el área del análisis turístico. Van der Ark y Richards (2006) han empleado el modelo de clase latente para posicionar 19 capitales culturales europeas, de acuerdo a su atractivo y a sus actividades culturales, distinguiendo tres clases de turismo cultural. Mazanec y Strasser (2007) emplean el modelo para controlar la heterogeneidad inobservada en la percepción que tienen los turistas de los productos y servicios de los proveedores. Correia y Pestana (2007) modelizan, empleando un modelo logit de clase latente, la elección de destinos latinoamericanos por parte de turistas portugueses. En el área de la demanda recreativa, los modelos de clase latente se han aplicado en la elección de destino para practicar pesca deportiva (Shonkwiler y Shaw 2003; Provencher *et al.*, 2002; Provencher y Bishop 2004; Morey *et al.*, 2006), parques naturales (Kemperman y Timmermans, 2006; Boxall y Adamowicz, 2002) y escalada (Scarpa y Thiene 2005; Scarpa, Thiene y Tempesta, 2007). Más recientemente, Alegre, Mateo y Pou (2011) estiman una función

de demanda condicionada para el tiempo de estancia en un destino turístico, empleando un modelo de clase latente sobre una regresión de Poisson truncada. El modelo plantea la existencia de dos segmentos de turistas con preferencias distintas hacia la duración de sus vacaciones, resolviendo el problema de multimodalidad característica de esta variable. La heterogeneidad en las preferencias de los turistas se asocia a sus características socioeconómicas y demográficas y a restricciones económicas y de tiempo libre. En el modelo estadístico se asigna a los turistas a uno de los segmentos de demanda y, simultáneamente, se estima un modelo de Poisson que ayuda a explicar el número de días pasado en el destino.

3. El modelo de clase latente: cuestiones econométricas

En el modelo de clases latentes, la variable aleatoria se supone que proviene de una población que es la suma de distintas subpoblaciones o clases. Cada una de estas subpoblaciones puede interpretarse como categorías de una variable categórica latente x , con K posible valores. Cada individuo de la población tiene una determinada probabilidad de pertenecer a una de esas subpoblaciones, aunque en principio se desconoce a qué clase pertenece. En general, esa probabilidad depende del valor de un conjunto de variables (*covariables*). La pertenencia de un individuo a una de las clases de la variable latente, dados los valores de las covariables, se supone que se deriva de una distribución multinomial.

La estructura de probabilidad de un modelo de clase latente se basa en ecuaciones de probabilidad de pertenencia, que asignan los individuos a alguna de las K clases:

$$P[x = x_k | z_i^{COV}] = \pi_{x_k | z_i^{COV}} = \frac{\exp(\eta_{x_k | z_i^{COV}})}{\sum_{j=1}^K \exp(\eta_{x_j | z_i^{COV}})} \quad [1]$$

donde $\pi_{x_k | z_i^{COV}}$ es la probabilidad de que el individuo i pertenezca a la k -ésima clase.

Una especificación lineal para $\eta_{x_j | z_i^{COV}}$ definirá un modelo logístico multivariante.

Cada clase latente se caracteriza por una función de probabilidad condicionada. El término $f(y_i | x_j, z_i^{PRED})$ indica la función de densidad de y_i dada su pertenencia al grupo x_j y los valores de las variables exógenas z_i^{PRED} .²²

²² Por tanto, deben distinguirse dos tipos de variables exógenas: z_i^{COV} , denominadas covariables, son variables que determinan la variable latente; z_i^{PRED} , las variables predictoras, son variables que determinan la variable dependiente.

La función de densidad dependerá del tipo de escala de la variable y . En el caso de la demanda de gasto turístico, se puede especificar como una distribución normal univariante:

$$f(y_i | x_j z_i^{PRED}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{x_j}^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(y_i - \mu_{x_j z_i^{PRED}})^2}{\sigma_{x_j}^2}\right\} \quad [2]$$

donde $\mu_{x_j z_i^{PRED}}$ se especifica mediante una forma lineal de un grupo de variables (*predictoras*), con coeficientes de regresión específicos para cada clase:

$$\eta_{x_j z_i^{PRED}} = \beta_{j0} + \sum_{q=1}^Q \beta_{jq} z_{qi}^{PRED} \quad [3]$$

Dado que la distribución del gasto turístico está censurada por la izquierda, $y_i \geq 0$, resulta apropiado considerar un modelo censurado, suponiendo una distribución normal $f(y_i | x_j z_i^{PRED})$ si $y_i > 0$ y una distribución normal acumulada $F(0 | \mu_{x_j z_i^{PRED}} \sigma_{x_j}^2)$ si $y_i = 0$.

La definición de la estructura de probabilidad se basa en las probabilidades no condicionadas, una mixtura de distribuciones finitas:

$$f(y_i | z_i) = \sum_{j=1}^K P[x = x_j | z_i^{COV}] P(y_i | x_j z_i^{PRED} y_i > 0) \quad [4]$$

donde, $P[x = x_j | z_i^{COV}]$ son los pesos de las mixturas y $P(y_i | x_j z_i^{PRED} y_i > 0)$ las funciones de densidad que se combinan.

4. Descripción de los datos

La base de datos utilizada en este artículo es la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) elaborada por el INE. La EPF es una encuesta representativa de la población española cuya finalidad es recoger información del gasto de los hogares privados, además de información de sus ingresos y sociodemográfica y laboral de sus diferentes miembros. En su formato actual, la EPF se elabora desde enero de 2006, entrevistándose en cada ola alrededor de 24.000 hogares. En este trabajo se utilizan las olas correspondientes a los años 2006 a 2010. El período analizado es especialmente interesante, dado que incorpora información de los años 2006-2007, inmediatamente anteriores al inicio de la actual crisis económica, junto con la de los años 2008-2010, caracterizados por la recesión.

Para trabajar con una base de datos homogénea la muestra total de la EPF se ha filtrado, seleccionando únicamente aquellos hogares cuyo sustentador principal tenía entre 25 y 59 años, estaba activo y su categoría profesional era la de asalariado.²³ Adicionalmente, dado que no se disponía de los identificadores de los hogares que permiten enlazar los dos años posibles de colaboración, todos los análisis se han realizado empleando los hogares en su primer año de colaboración (según información de la EPF, que indica la clave de colaboración efectiva del hogar). De este modo la muestra final utilizada estaba compuesta por un total de 35.911 hogares, distribuidos en alrededor de 7.100 hogares en cada ola.

La información de gasto turístico disponible en la EPF se refiere a dos partidas: por un lado, el gasto en viajes de todo incluido y, por el otro, el gasto en “servicios de alojamiento” para viajes que no son de negocios.²⁴ En este trabajo se define el gasto turístico como la suma de ambas partidas.²⁵ Si bien con ello no se abarca el global del

²³ La no inclusión de los hogares con el sustentador asalariado con edad por encima de los 60 años obedece a evitar que la inclusión de hogares con posibles jubilaciones anticipadas pudiese distorsionar los resultados.

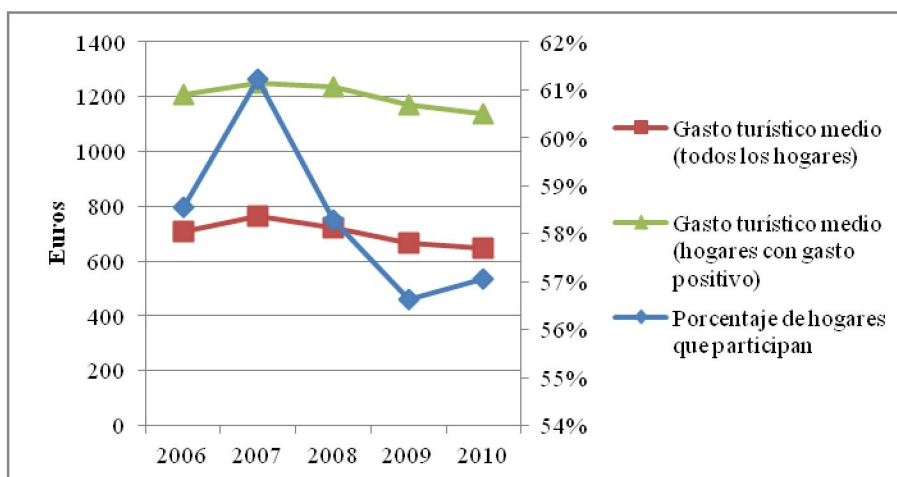
²⁴ La categoría de “servicios de alojamiento” incluye las categorías de hoteles, moteles y hostales, por un lado; las casas de huéspedes, fondas, residencias y albergues, por otro; así como campings, colonias de vacaciones, centros de recreo y servicios de montaña.

²⁵ El gasto (total y en turismo) y los ingresos se presentan deflactados con valores reales del año 2006.

gasto turístico de los hogares, puede considerarse una variable representativa de las decisiones de gasto en turismo de los hogares.

La Figura 1 muestra la evolución anual del porcentaje de hogares con algún gasto en turismo, así como el gasto turístico medio, tanto para el conjunto de hogares de nuestra muestra, como para únicamente aquellos hogares con un consumo positivo de turismo. Como puede observarse, el porcentaje de participación de los hogares oscila en el periodo entre el 56,6% del año 2009 y el 61,2% del 2007.²⁶ Desde un punto de vista temporal, tanto la tasa de participación como las dos series de gasto siguen la senda marcada por el ciclo económico: crecimiento entre los años 2006 y 2007 y caída a partir de 2008.

Figura 1. Tasa de participación y gasto turístico medio, 2006-2010.



La Tabla 1 y la Figura 2 ofrecen información de la distribución del gasto turístico de los hogares de nuestra muestra de la EPF. La gráfica confirma la imagen de la distribución del gasto turístico apuntada en el apartado introductorio. En concreto, la visualización del histograma de esta variable (Figura 2) refleja la importancia de la moda en el valor cero. A pesar de que los porcentajes de participación son elevados, ocultan la existencia de un importante número de hogares con un consumo de servicios turísticos muy bajo. Cuando se consideran únicamente los hogares con consumo positivo, las cifras de gasto

²⁶ La existencia de un alto porcentaje de hogares que no viajan no es un resultado exclusivo de los hogares españoles. Se trata de un resultado habitual en las encuestas de participación en turismo (European Commission, 2011), también observado en la literatura de gasto turístico con otras encuestas de presupuestos familiares (Hageman, 1981; Davies y Mangan, 1992; Melenberg y Van Soest, 1996; Cai *et al.*, 1995; Cai, 1998, 1999).

que se observan en muchos de ellos son muy reducidas. Como puede observarse en la Tabla 2 (datos representados en la Figura 3), los valores del 25 percentil de la variable gasto en el periodo se corresponden a unos 22 a 25 euros anuales, cifras apenas significativas en términos de un gasto efectivo. Como consecuencia, incluso cuando se filtran los hogares con un gasto inferior al 25 percentil, la distribución de la variable (véase la Figura 4) vuelve a presentar una moda en los valores cercanos a cero, y una fuerte asimetría por la derecha.

Tabla 1. Gasto turístico de los hogares de la muestra restringida (Fuente: EPF).

Gasto Turístico						
Año	Todos los hogares				Hogares con gasto positivo	
	Media	25 percentil	mediana	75 percentil	% de hogares que participan	Media
2006	706	0	7	874	0,5856	1.206
2007	765	0	15	970	0,6123	1.250
2008	721	0	6	848	0,5829	1.237
2009	664	0	5	748	0,5663	1.172
2010	649	0	6	797	0,5706	1.136

Figura 2. Histograma del gasto turístico de los hogares con gasto positivo (EPF: 2006-2010).

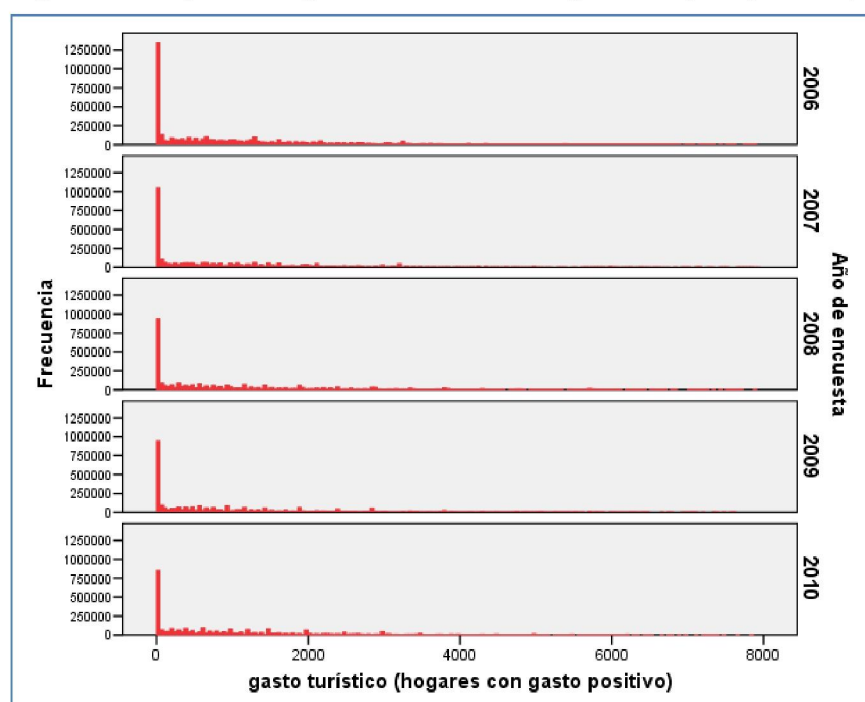


Tabla 2. Percentiles de gasto de los hogares con gasto turístico positivo 2006-2010.

Percentiles de gasto turístico (hogares con gasto positivo)									
Año	1	5	10	25	Mediana	75	90	95	99
2006	0,07	1,38	3,7	22	646	1.652	3.214	4.371	7.866
2007	0,23	1,98	6,25	24	615	1.690	3.192	4.683	8.406
2008	0,23	1,26	3,47	23	571	1.749	3.308	4.649	7.954
2009	0,22	1,65	3,8	22	570	1.571	3.040	4.490	8.420
2010	0,14	1,3	4,75	25	598	1.568	2.988	4.054	7.236

Figura 3. Percentiles de gasto de los hogares con gasto turístico positivo 2006-2010.

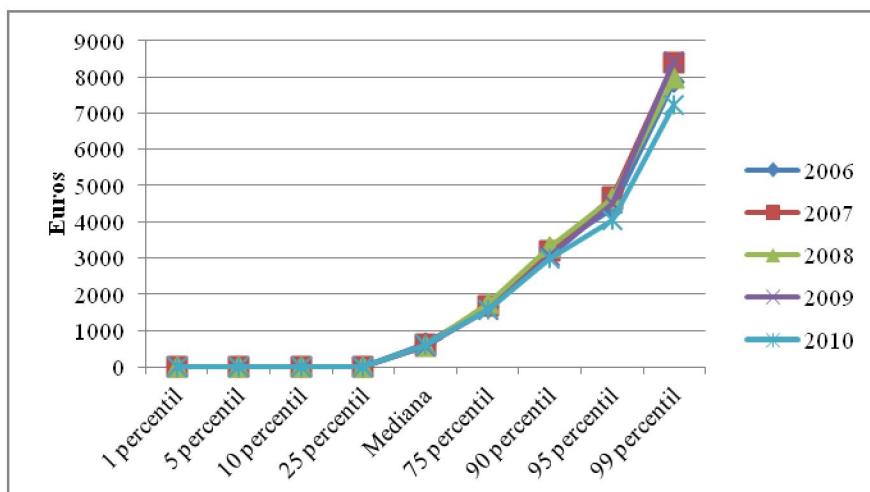
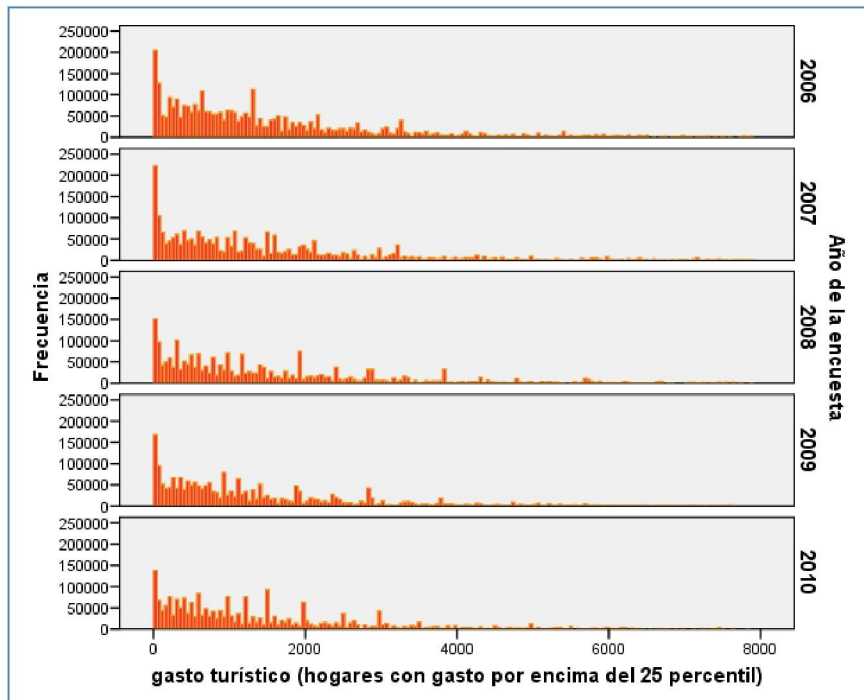


Figura 4. Histograma del gasto turístico de los hogares con gasto positivo y por encima del 25 percentil 2006-2010.



Como se ha comentado anteriormente, el periodo analizado comprende años anteriores a la crisis iniciada en 2008. La crisis ha supuesto para los hogares españoles una caída de sus ingresos, que se refleja en un menor gasto total de los hogares, sea cual sea su situación en la escala de riqueza. Como se observa en la Figura 5, en la que se comparan los años 2006 y 2010, el gasto total no turístico de los hogares disminuye en todos los intervalos de ingresos, y lo hace de manera aparentemente uniforme. Por el contrario, la comparación del gasto turístico en estos dos años para los mismos deciles de renta (Figura 6) parece que afecta algo más a los intervalos de menores ingresos. En la figura 7 se comparan las tasas medias de variación anual (2006-2010) calculadas por intervalos de ingresos. En la misma puede comprobarse cómo, aunque la caída del gasto total no turístico es mayor en los hogares con menores ingresos, en relación al gasto turístico éste cae de manera muy profunda en los tres intervalos de renta inferiores, mientras que el descenso en el resto de hogares es menor que el observado para el resto de gasto del hogar.

Figura 5. Gasto no turístico de los hogares por intervalos de ingresos 2006-2010.

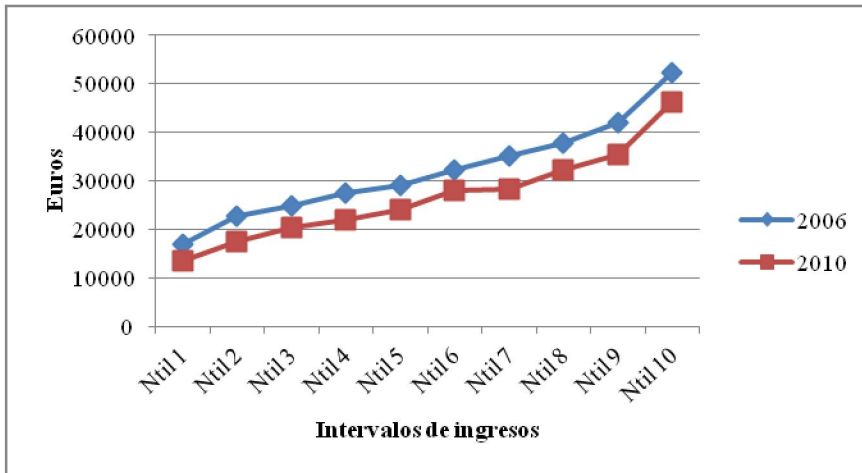


Figura 6. Gasto turístico de los hogares por intervalos de ingresos 2006-2010.

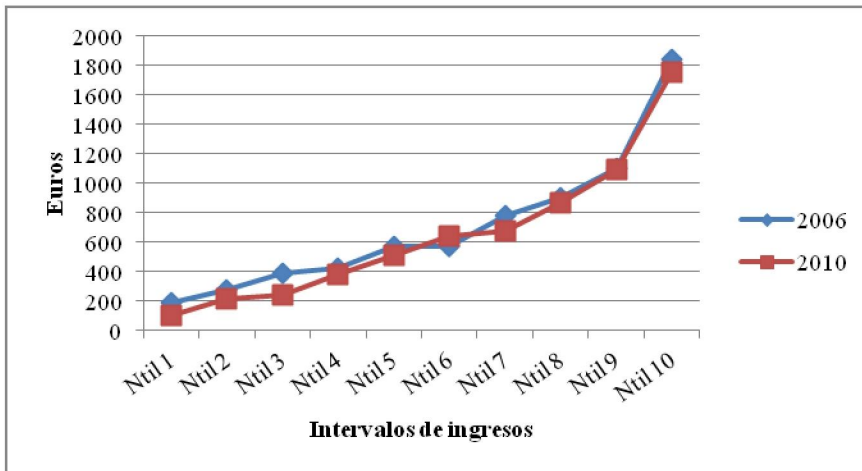
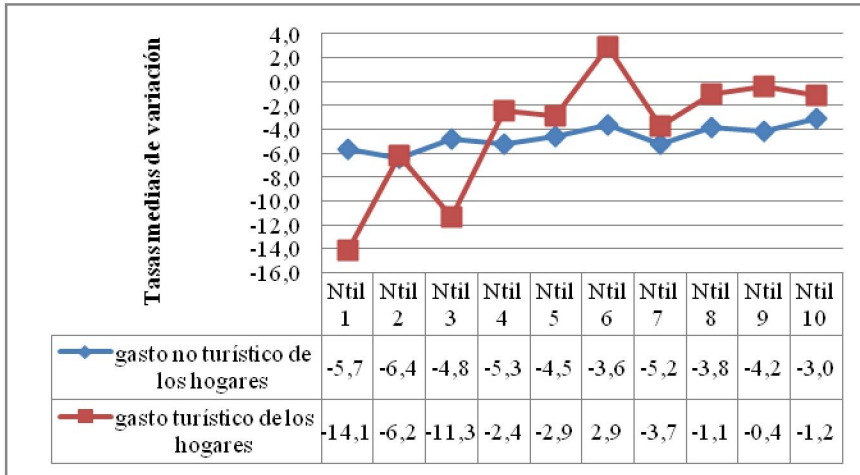
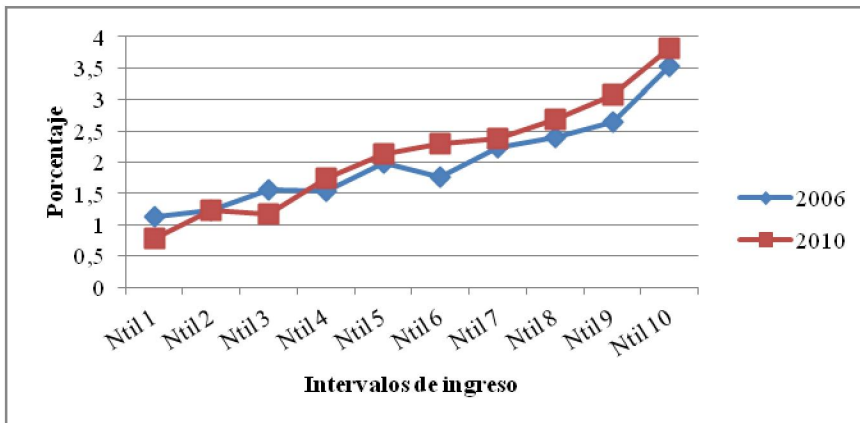


Figura 7. Tasas medias de variación anual acumulativa del gasto turístico y del gasto no turístico de los hogares por intervalos de ingresos 2006-2010.



Como consecuencia de la diferente evolución del gasto en los distintos intervalos de ingresos, el peso del gasto turístico en el presupuesto de los hogares ha tendido a aumentar ligeramente su peso en los hogares con mayores ingresos (véase la Figura 8), mientras que en las rentas menores ha tendido a disminuir su importancia.

Figura 8. Porcentaje del gasto turístico respecto al resto de gasto familiar, por intervalos de ingresos 2006-2010.



5. Modelo empírico

Como se ha indicado en el apartado anterior, la distribución del gasto turístico se caracteriza por un alto contenido de ceros, así como de una alta frecuencia de hogares con un gasto turístico apenas simbólico. Con el modelo de clase latente se reconoce la existencia de grupos o segmentos con diferentes preferencias. En relación al gasto turístico en este trabajo se han seleccionado tres segmentos: demandantes de nulo o muy bajo gasto, demandantes de gasto intermedio y demandantes de gasto alto. La asignación de un individuo a uno de estos segmentos está determinada, esencialmente, por las características socio-demográficas y económicas del individuo y del hogar. Además, el modelo analiza, para cada grupo, cuál es el efecto de otro conjunto de variables sobre el gasto final, asumiendo que ese efecto puede ser distinto en cada segmento. En el modelo, por tanto, se distinguen dos tipos de variables exógenas. Un primer tipo de variables, *covariables*, explican las diferentes preferencias y son las que determinan la pertenencia de cada hogar a una clase. El segundo tipo de variables, *predictores*, influyen en la variable dependiente según el segmento de demanda al que pertenezca el hogar. Teniendo en cuenta que las variables disponibles en nuestra base de datos son limitadas, se han considerado algunas variables como determinantes de la pertenencia de un hogar a una clase (*covariables*) y otras afectando al gasto turístico, condicionado a la pertenencia a una clase (*predictores*).

5.1 Variables incluidas en el modelo

Trabajos anteriores (Hageman, 1981; Van Soest y Kooreman, 1987; Melenberg y Van Soest, 1996; Cai, 1998; Mergoupis y Steuer, 2003; Alegre y Pou, 2004; Nicolau y Mas, 2005a,b, 2009; Alegre *et al.*, 2009; Eugenio-Martín y Campos-Soria, 2011) señalan la importancia de las variables sociodemográficas como determinantes de las preferencias sobre el gasto turístico: la edad, la renta, el nivel de educación, la situación en la actividad (trabajando o parado) o incluso el tipo de contrato de la persona que trabaja. En el modelo que se ha especificado se han incorporado además como covariables la nacionalidad del sustentador principal del hogar, el régimen de tenencia de la vivienda y el tamaño del municipio en el que se ubica el hogar. Como variables predictoras deben

incluirse aquellas que, sea cuál sea el segmento o clase a la que pertenece el hogar, pueden determinar el nivel final de gasto turístico. La hipótesis de comportamiento que se plantea en el modelo es que dentro de cada segmento el gasto viene determinado por los ingresos del hogar, el número de miembros y si entre éstos hay presencia de niños. En el modelo se asume que el efecto de los ingresos sobre el gasto turístico se da por dos vías. En primer lugar, indirectamente, afectando a la definición de las preferencias del hogar y, en segundo lugar, estableciendo una relación causal directa entre los ingresos y el gasto turístico, con un efecto que está condicionado por la clase en la que se sitúa el hogar.

Adicionalmente, definidas como covariables o como predictores se han incluido variables que indican el año al que se refiere la información del hogar. Como covariable se ha incluido únicamente una variable ficticia que distingue el periodo anterior y posterior a la crisis. Como predictores se ha incluido una serie de ficticias anuales (tomando como variable de referencia el año 2006) y una interacción de los ingresos del hogar con la ficticia que indica si el año se encuentra en el periodo de crisis económica.

5.1.1 Covariables

Edad

Mientras que algunas de las covariables se pueden definir unívocamente para el conjunto del hogar (por ejemplo, los ingresos familiares), la variable edad está referida a un individuo. Para preservar el sentido de esta variable (que refleja la situación del hogar en términos del ciclo de vida²⁷) se ha incluido referida únicamente al sustentador principal del hogar. La variable edad se ha incorporado de forma cuadrática en el modelo.

Nivel de educación

Como en el caso de la variable edad, se ha optado por referirla al sustentador principal del hogar. Los niveles de educación empleados se basan en cuatro categorías: (i) sin

²⁷ Véanse los trabajos de Lawson (1989) y Opperman (1995a, b).

estudios o estudios primarios; (ii) estudios secundarios de primera etapa; (iii) estudios secundarios de segunda etapa; (iv) estudios universitarios.

Situación en la actividad laboral

Teniendo en cuenta que la muestra está restringida a hogares cuyo sustentador principal es una persona activa y con la condición de asalariado, la situación profesional se ha limitado a indicar si los miembros del hogar se encuentran trabajando o están en situación de paro. Concretamente, se han incluido tres variables ficticias: (i) una primera variable ficticia indica si el sustentador principal está trabajando (valor 0) o se encuentra en paro (valor 1); (ii) una segunda variable ficticia señala si es el sustentador secundario está parado²⁸; (iii) una última ficticia indica si entre los restantes miembros del hogar, alguno de ellos se encuentre en paro.

Tipo de contrato

Se ha incluido una variable ficticia para indicar si el sustentador principal tiene o no un contrato laboral indefinido.

Tipo de hogar

Con base a las clasificaciones disponibles en la EPF, se distingue entre: (i) hogares de un solo adulto; (ii) hogares con un adulto y con niños menores de 16 años; (iii) pareja sin hijos; (iv) pareja con hijos menores de 16 años; (v) Otras familias.

Nacionalidad

Para el sustentador principal, se distingue entre nacionalidad española o extranjera.

Régimen de tenencia de la vivienda principal

Se distingue entre vivienda en propiedad sin préstamo o hipoteca en curso, vivienda en propiedad con préstamo o hipoteca en curso y vivienda en alquiler.

²⁸ Nótese que en el caso del sustentador secundario (si existe) la situación de referencia (valor cero) consiste en estar bien inactivo u ocupado.

Tamaño del municipio

El tamaño del municipio se ha incorporado empleando variables ficticias según las siguientes categorías: (i) municipios con menos de 10.000 habitantes; (ii) municipios con entre 10.000 y 50.000 habitantes; (iii) municipios de entre 50.000 y 100.000 habitantes; (iv) municipios de 100.000 o más habitantes.

Indicador del inicio de la crisis

Variable ficticia, con valor cero en los años 2006-2007 y valor 1 en 2008-2010.

Gasto total del hogar

El gasto total del hogar se introduce en el modelo como variable *proxy* de sus ingresos. Problemas de identificación de los parámetros del modelo impiden incluir directamente la renta del hogar como predictor y covariable. La variable se ha incluido en forma logarítmica.

5.1.2 Predictores

Número de miembros del hogar

Definida como variable categórica: de 1, 2, 3, 4 y 5 o más miembros.

Presencia de niños en el hogar menores de 15 años

Definida como una ficticia: 0 no hay niños en el hogar; 1, presencia de niños.

Ingresos mensuales del hogar

Importe de los ingresos mensuales netos totales del hogar. La variable se define en logaritmos.

Año

El año de la encuesta se recoge con ficticias anuales, con año de referencia el primer año (2006).

Interacción de los ingresos mensuales con el indicador anual de crisis económica

Se define como la multiplicación del logaritmo de los ingresos mensuales por el indicador del inicio de la crisis.

El número de grupos con preferencias diferentes no es un parámetro a estimar, sino que se determina previamente a la estimación de los restantes parámetros del modelo. Aunque se pueden emplear criterios de ajuste estadístico para determinar el número, en nuestro caso se ha optado *a priori* por un modelo con tres clases de hogares: hogares con bajo, medio y alto gasto turístico. No obstante, se han probado otras estimaciones con un número menor o mayor de grupos, que no suponían una mejora del modelo.

6. Resultados de la estimación

El modelo ha sido estimado empleando el programa LatentGold 4.0 (Vermunt y Magidson, 2005). Un primer problema del modelo de clases latentes es la determinación del número de clases. Aunque se ha considerado a priori que tres clases podían recoger correctamente los perfiles de demanda, se han estimado también los modelos con un número distinto de clases. En la Tabla 3 se presentan los resultados de los ajustes de estos modelos alternativos.

Tabla 3. Estadísticos de ajuste de los modelos propuestos

Número de clases	LL	BIC(LL)	AIC(LL)	AIC3(LL)	Número parámetros	Error clasificación	R ²
1	-19.891,5	39.796,6	39.785,6	39.786,9	13	0,000	0,1117
2	-18.368,9	36.788,1	36.747,3	36.752,1	48	0,1484	0,3024
3	-18.033,0	36.153,1	36.082,6	36.090,9	83	0,1840	0,5925
4	-17.968,7	36.061,2	35.961,1	35.972,8	118	0,1967	0,6712
5	-17.934,1	36.028,6	35.898,7	35.914,0	153	0,2010	0,7107
6	-17.921,7	36.040,6	35.881,0	35.899,8	188	0,2518	0,7007

Los estadísticos de ajuste pueden ayudar a determinar el número correcto de clases. En la Tabla 3 se presentan, para distintas alternativas del número de clases, los siguientes estadísticos: el logaritmo de la función de verosimilitud (LL); los valores de los estadísticos BIC, AIC, AIC3, basados en el logaritmo de la función de verosimilitud; el número de parámetros; la proporción de errores de clasificación (definida más adelante); y el R². Los estadísticos basados en la función de verosimilitud parecen apoyar un número de clases latentes mayor que el número (tres) seleccionado en la estimación. Sin embargo, la proporción de errores de clasificación con tres clases presenta un valor inferior a los modelos con más clases, presentando también un R² elevado (0,59). Estas tres clases latentes en los hogares se describen correctamente en función de sus niveles de gasto turístico, siendo la primera clase la de menor gasto, la segunda de gasto intermedio y la tercera clase de alto gasto turístico. Desde el punto de vista de los estadísticos de ajuste, la estimación de un modelo con cuatro clases podría ser una alternativa. Respecto al modelo con tres clases, la estimación del modelo con

cuatro clases provoca la división de una de las clases en dos grupos, lo que aunque mejoraba el ajuste, no conllevaba una interpretación distinta del modelo de demanda.

De las tres clases o segmentos finalmente considerados, la media de las probabilidades de pertenencia de cada hogar a cada uno de los grupos (que puede considerarse como una estimación del tamaño del grupo) es del 44,5%, en el primer grupo, con un predicción del gasto turístico medio de 5,7 euros; 43,0% para el segundo grupo, con una media de 838 euros, y del 12,5% en el tercer grupo, con el mayor gasto turístico (3.027 euros de media). Es posible también valorar el tamaño de cada segmento basándose en la asignación efectiva de los hogares a cada grupo, que proporciona un resultado algo diferente. Con este criterio, el primer segmento agrupa al 55,2% de los hogares de la muestra (4,2 euros de gasto turístico medio), el segundo al 36,7% (1.040 euros) y el tercero al 8,1% (4.271 euros). En la Tabla 4 se muestran los resultados obtenidos bajo los dos criterios.

Tabla 4. Porcentaje de cada clase y gasto turístico medio.

	Probabilidades de pertenencia		Asignación efectiva	
	Porcentaje	Gasto medio (euros)	Porcentaje	Gasto medio (euros)
Clase 1	44,5%	5,7	55,2%	4,2
Clase 2	43%	838	36,7%	1.040
Clase 3	12,5%	3.027	8,1%	4.271

Tabla 5. Estadísticos de ajuste del modelo

Estadísticos de clasificación			
Errores de clasificación	0,1840		
R^2 - Reduction of errors	0,6685		
R^2 - Entropy R-squared	0,5558		
R^2 - Standard R-squared	0,5668		
Estadísticos de clasificación de las covariables			
Errores de clasificación	0,4193		
R^2 - Reduction of errors (Lambda)	0,2444		
R^2 - Entropy	0,1526		
R^2 - Standard	0,1389		
Estadísticos de predicción			
	Baseline	Model	R^2
Squared Error (MSE)	2236812,36	911434,819	0,5925
Absolute Error (MAE)	947,4386	483,3822	0,4898
Class 1 (MSE)			0,0621
Class 2 (MSE)			0,1024
Class 3 (MSE)			0,0963

En la estimación del modelo todas las variables introducidas ejercen un efecto significativo sobre el nivel de gasto turístico. En la Tabla 5 se muestran los estadísticos de ajuste del modelo. Se distinguen dos tipos de estadísticos, los relacionados con la clasificación y los relacionados con la predicción. En primer lugar, se muestran los *estadísticos de clasificación* del modelo estimado. Estos estadísticos contienen información del grado en que los valores observados de y_i y z_i permiten predecir a qué clase latente pertenece un individuo. Se interpretan como medidas del grado de separación de las clases latentes. Los estadísticos están basados en la clasificación latente o probabilidades a posteriori de pertenencia a una clase:

$$\hat{P}(x|z_i, y_i) = \frac{\hat{P}(x|z_i) \hat{f}(y_i|x, z_i)}{\hat{f}(y_i|z_i)} \quad [5]$$

donde en el numerador y denominador aparecen los correspondientes estimadores máximo verosímiles. Estas cantidades se emplean para calcular dos tipos de estadísticos: la proporción de errores de clasificación y tres medidas tipo- R^2 .

La proporción de *errores de clasificación* se define como:

$$E = \frac{\sum_{i=1}^N [1 - \max \hat{P}(x|z_i, y_i)]}{N} \quad [6]$$

Las medidas de tipo R^2 indican cómo predicen las covariables la pertenencia a las clases. Cada uno de estos R^2 se basan en la misma estructura:

$$R^2 = \frac{Error(x) - Error(x|z, y)}{Error(x)} \quad [7]$$

donde $Error(x)$ es el error medio cuando se predice x sin emplear la información de z e y , y $Error(x|z, y)$ es el error medio de predicción del modelo cuando se utiliza toda la información disponibles sobre el caso.

Las tres medidas R^2 se diferencian en la definición del error de predicción del modelo (Vermunt y Megidson, 2005, pág.: 62). En el R^2 -*Reduction of errors* el error de predicción se define como $1 - \max \hat{P}(x|z_i, y_i)$; en el R^2 -*Entropy* como $\sum_{x=1}^K -\hat{P}(x|z_i, y_i) \log \hat{P}(x|z_i, y_i)$; y en el R^2 -*Standard* como $1 - \sum_{x=1}^K [\hat{P}(x|z_i, y_i)]^2$.

Los valores obtenidos para estos estadísticos son iguales a 0,6685 (*Reduction of errors*), 0,5558 (*Entropy*) y 0,5668 (*Standard*) indicando que las tres clases latentes están separadas entre sí sólo de manera moderada.

Los *estadísticos de clasificación de las covariables* indican la capacidad de las covariables para predecir la pertenencia a cada clase. Se definen de manera parecida a los estadísticos de clasificación, pero en lugar de las probabilidades a posteriori $\hat{P}(x|z_i, y_i)$, se basan en las predicciones $\hat{P}(x|z_i)$. Los resultados, con un porcentaje de error en la clasificación igual a 0,42 y R^2 iguales a 0,2444 (*Reduction of errors*), 0,1526 (*Entropy*) y 0,1389 (*Standard*) ponen de manifiesto que las variables incluidas como covariables predicen de manera no muy precisa la pertenencia a las clases latentes.

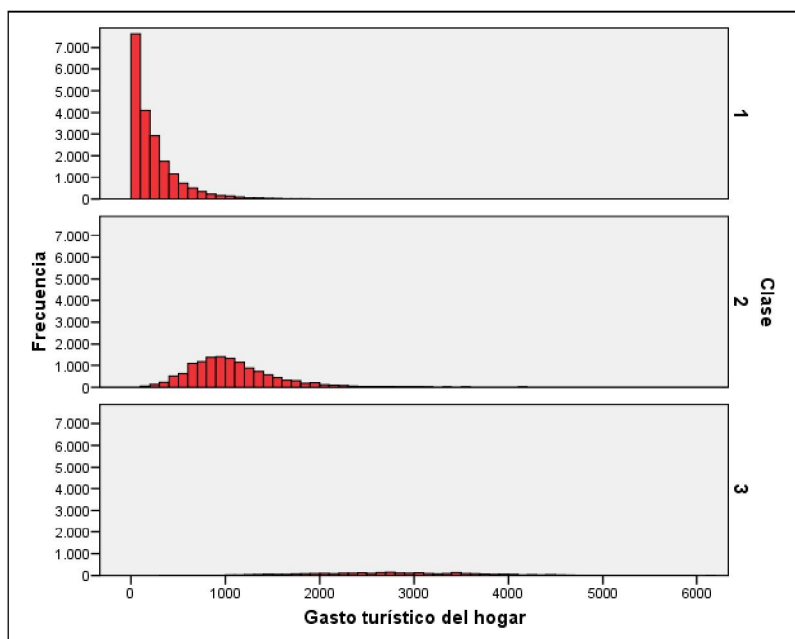
Un segundo grupo de estadísticos, denominados *estadísticos de predicción* comparan las predicciones y los valores observados del gasto. Las predicciones de y_i se obtienen ponderando las estimaciones específicas en las diferentes clases:

$$\hat{y}_i = \sum_{i=1}^K \hat{P}(x|z_i, y_i) \hat{E}(y_i | x, z_i^{PRE}, y_i > 0) \quad [8]$$

Se presentan dos medidas de predicción del error: *mean squared error* (MSE) y *mean absolute error* (MAE). Para cada una de estas medidas, aparece el error de predicción del modelo con únicamente la constante, el error de predicción del modelo estimado, y un R^2 , que es la reducción proporcional del error cuando el modelo estimado se compara con el modelo básico. Los R^2 obtenidos presentan valores de 0,59 (MSE) y 0,49 (MAE). Asimismo, se presentan R^2 específicos de cada clase, basados en el MSE.

En el cálculo de los errores específicos de cada clase, el valor observado de la variable endógena se compara con la predicción específica dada por el modelo. Los valores obtenidos son de 0,0621 (primer segmento), 0,1024 (segundo segmento) y 0,0963 (tercer segmento). En la Figura 9 se muestran las predicciones finales del modelo para el conjunto del periodo, separando los hogares en los tres segmentos de preferencias.

Figura 9. Predicciones del gasto turístico, distinguiendo los tres segmentos de preferencias.



En las Tablas 6 y 7 se muestran las estimaciones de los coeficientes de las covariables y predictores, junto con los correspondientes p-valores de significación individual y conjunta de la variable (en la columna *Wald*). Asimismo, se han estimado los efectos marginales (para las variables cualitativas) y elasticidades (variables continuas) que indican cómo se modifican las probabilidades de pertenencia a cada clase latente (con respecto a la clase de referencia, en las variables cualitativas). Estos efectos marginales (en la Tabla 8, junto con su significación estadística) se han obtenido de la posterior estimación de un modelo logit multinomial (empleando el programa STATA 11), basado en la asignación de cada hogar a una clase latente. Para discutir el efecto que tienen las covariables en la pertenencia del hogar a uno de los segmentos se emplean estos efectos marginales, junto con la descripción de las clases latentes que se deriva de las distribuciones de frecuencias de las covariables en relación a las clases (Tabla 10: distribución de porcentajes columna; Tabla 11: porcentajes fila).

Edad del sustentador principal

Según las estimaciones de las elasticidades (Tabla 8), la mayor edad del sustentador principal incrementa la probabilidad de pertenecer a la clase de menor gasto (elasticidad estimada de 0,431), disminuyendo las probabilidades de la segunda y tercera clase (-0,585 y -0,283, respectivamente). A pesar de que la edad media de los tres grupos es

muy similar (alrededor de los 43 años), la representación gráfica de las probabilidades de pertenencia a cada grupo (Figura 10) muestra que la probabilidad correspondiente al primer grupo, tras disminuir en los primeros años, aumenta ligeramente hasta los 60 años. Por el contrario, la probabilidad de pertenencia al segundo grupo (tras aumentar en los primeros años) disminuye a lo largo de la vida. En el tercer grupo, el de mayor gasto turístico, la probabilidad de pertenencia se incrementa suavemente con la edad, para disminuir a partir de los 54 años.

Nivel de estudios del sustentador principal

Con respecto a la categoría de referencia (sin estudios o primarios), los efectos marginales muestran cómo niveles de estudios más altos disminuyen la probabilidad de pertenencia a la primera clase (-4,97 puntos porcentuales para los estudios secundarios de primera etapa; -11,35 puntos los estudios secundarios de segunda etapa; -16,06 puntos los estudios universitarios), aumentando las probabilidades de la clase de mayor gasto (1,2 , 3,08 y 6,18 puntos porcentuales respecto a la categoría de referencia) y de la clase de gasto medio (4,84; 8,27 y 9,89 puntos porcentuales, respectivamente). En la Figura 11 se representan las probabilidades de las tres clases, confirmando la importancia del nivel de estudios como determinante de las preferencias hacia un mayor gasto turístico.

Situación en la actividad laboral

Si en el hogar hay algún miembro en paro, sea el sustentador principal, el secundario u otros miembros del hogar, la probabilidad de que pertenezca a la clase de menor gasto se incrementa (con efectos marginales iguales a 7,06, 2,20 y 2,01 puntos porcentuales respectivamente, aunque para esta última variable el coeficiente no es significativo al 5%). Si se trata del sustentador principal, la probabilidad de pertenecer a la clase 2 disminuye en 6,12 puntos porcentuales, pero no parece afectar a la pertenencia a la clase 3. Si se trata del sustentador secundario, disminuye significativamente en 2,44 puntos porcentuales la probabilidad de pertenencia a la clase 3. Cuando se encuentra en paro alguno de los restantes miembros del hogar, los efectos sobre las clases 2 y 3 no resultan significativos. La Figura 12 muestra en un diagrama de barras las probabilidades medias de pertenencia a cada clase en función de si está parado el sustentador principal, el

secundario u otros miembros del hogar. Puede comprobarse que las probabilidades medias del sustentador principal y de otros miembros son similares (aunque con una probabilidad mayor de pertenecer a la clase 1 si es el sustentador principal el que está en paro). La situación de paro del sustentador secundario se diferencia al presentar una mayor probabilidad de que el hogar pertenezca a la clase 2.

Tipo de contrato

Si el sustentador principal posee un contrato laboral indefinido aumenta la probabilidad de pertenencia a los grupos 2 (5,39 puntos porcentuales) y 3 (2,16 puntos porcentuales), disminuyendo (en 7,54 puntos) la probabilidad de pertenencia al grupo 1. En la Figura 13 se muestran las medias de probabilidad que complementan estos efectos.

Tipo de hogar

La categoría de referencia para este variable son los hogares de un solo adulto. Respecto a esta categoría, los efectos marginales sobre la probabilidad de pertenencia a la primera clase son elevados, con efectos marginales entre 10,16 puntos porcentuales (pareja sin niños) y 26,34 (otras familias). Los hogares de un adulto y menores de 16 años, junto con la categoría general de otras familias son las que presentan mayores probabilidades de pertenencia a la clase de menor gasto (véase la Figura 14). Para la clase 2, todas las categorías de hogar presentan un efecto marginal negativo, menos importante en el caso de un adulto con menores, pero del orden de 14 a 17 puntos porcentuales para el resto de categorías. En la clase 3 un efecto marginal negativo de entre 6 a 9 puntos se observa para todas las categorías, con excepción de parejas sin niños, con un efecto marginal positivo de 4 puntos porcentuales. Si se analiza la composición de las tres clases (Tabla 11), puede observarse que las parejas con menores de 16 años forman parte en un porcentaje similar de las tres clases (57,19%, 57,48% y 59,15%, respectivamente). La clase 1 se caracteriza por un mayor peso relativo de otras familias (13,47%) y hogares con un adulto y menores (10,02%). La clase 2 presenta un mayor porcentaje de hogares con un solo adulto (11,37%) y también un porcentaje alto de hogares con un adulto y menores (8,15%). La clase 3 se caracteriza por el mayor peso relativo de parejas sin niños (23,71%).

Nacionalidad

La nacionalidad española del sustentador principal incrementa la probabilidad de pertenecer a la clase 2 en 11,01 puntos porcentuales (categoría de referencia nacionalidad extranjera), disminuyendo la probabilidad de la clase 1 en 9,26 puntos. Respecto a la clase 3, el efecto marginal es igual a -0,0175, a pesar de que la probabilidad media para esta clase es algo mayor en la nacionalidad española (véase la Figura 15). De hecho, el porcentaje de extranjeros en las tres clases va disminuyendo desde el 15,63% de la clase 1, al 6,37% (clase 2) y 4,57% (clase 3).

Tenencia de la vivienda principal

Con respecto a la categoría de referencia (vivienda en propiedad sin préstamo o hipoteca pendiente), la vivienda en alquiler tiene un efecto marginal de 7,42 puntos porcentuales en la probabilidad de la clase 1 y efectos negativos (-3,96 y -3,46) para las clases 2 y 3. La propiedad con hipoteca pendiente no es significativa en las clases 1 y 2, pero sí en la clase 3, con -1,68 puntos porcentuales. La clase 1 se caracteriza (véase la Figura 16) por un alto número de hogares en alquiler (21,25%) y un bajo porcentaje de propiedad con hipoteca pendiente (29,46%). Por el contrario, las clases 2 y 3 presentan un elevado porcentaje de viviendas con hipoteca (alrededor del 50%) y, en el caso de la clase 3, un mayor porcentaje de viviendas de propiedad sin hipoteca (43,4%).

Tamaño del municipio

De los efectos marginales en la clase 1 (categoría de referencia municipios con menos de 10.000 habitantes) sólo es significativo el que corresponde a los municipios más grandes, con un valor de -1,86 puntos porcentuales. En la clase 2 los efectos son significativos y similares (entre -2 y -3 puntos), mientras que en la clase 3, los municipios de mayor tamaño ven aumentar las probabilidades de pertenencia cuanto mayor es el tamaño del municipio (1,38, 3,62 y 3,73 puntos porcentuales). Las probabilidades medias (Figura 17) muestran un efecto claro del tamaño del municipio para las clases 1 y 3, con (respectivamente) menores y mayores probabilidades de pertenencia a medida que el tamaño del municipio es mayor.

Indicador del inicio de la crisis

La estimación del efecto marginal detecta un incremento de las probabilidades de pertenencia de las clases 2 y 3 al iniciarse la crisis, disminuyendo la probabilidad de pertenencia a la clase 1 en 5,3 puntos porcentuales. No se detecta, por tanto, un incremento de la probabilidad correspondiente a la clase 1, como podría esperarse en un período de crisis.

Gasto total

En la Figura 18 se muestran las probabilidades de pertenencia a cada clase en relación a los percentiles de gasto del hogar. La probabilidad de la primera clase disminuye fuertemente con los niveles de gasto, aumentando en los primeros percentiles la probabilidad de la clase 2. Es a partir del tercer cuartil cuando la probabilidad de la clase 3 aumenta radicalmente. Las elasticidades medias sobre la probabilidad en las tres clases son de -0,934, 0,384 y 1,988. En la Figura 19 se muestran las elasticidades medias obtenidas sobre los deciles de ingresos del hogar. En la clase 1 las elasticidades son negativas en todos los intervalos, superando el valor de -1 en los tres últimos intervalos. Para la clase 2 las elasticidades son positivas e inferiores a la unidad, decreciendo en los últimos intervalos, hasta alcanzar en el último una elasticidad negativa. En la clase 3 las elasticidades son positivas y superiores a la unidad, incrementando su valor a medida que aumenta el gasto del hogar, con una elasticidad máxima de 2,34 en el último intervalo.

Tabla 6. Estimaciones de los coeficientes de las covariables.

	Clase 2	p-valor	Clase 3	p-valor	Wald	p-valor
Constante	-11,006	0,000	-37,686	0,000	848,49	0,000
Crisis						
2006-2007	-	-	-	-	-	
2008-2010	0,02492	0,000	0,4688		51,825	0,000
Edad sust. principal	-0,0215	0,133	0,1475	0,000	16,732	0,000
Edad al cuadrado sust. principal	-0,0000	0,481	-0,0019	0,000	17,893	0,000
Nacionalidad sust. principal					70,770	0,000
Extranjero	-		-			
Español	0,5534	0,000	0,0543	0,364		
Tamaño del municipio					46,799	0,000

Menos de 10.000 habitantes	-	-	-				
Entre 10.000 y 50.000	-0,0811	0,043	0,1754	0,044			
Entre 50.000 y 100.000	-0,0224	0,351	0,5193	0,000			
De 100.000 y más	-0,0285	0,265	0,5169	0,000			
Régimen tenencia vivienda					33,443	0,000	
Propiedad sin hipoteca	-	-	-	-			
Propiedad con hipoteca	-0,0013	0,487	-0,1941	0,003			
En alquiler	-0,2118	0,000	-0,6461	0,000			
Nivel de estudios sust. principal					301,17	0,000	
Sin estudios o primarios	-	-	-				
Secundarios primera etapa	0,2589	0,000	0,2095	0,092			
Secundarios segunda etapa	0,4791	0,000	0,8497	0,000			
Universitarios	0,6284	0,000	1,3352	0,000			
Situación actividad sust. principal					8,3125	0,016	
Trabajando	-	-	-	-			
En paro	-0,1911	0,004	-0,2701	0,121			
Tipo de contrato sust. principal					47,058	0,000	
Sin contrato indefinido	-	-	-	-			
Contrato indefinido	0,2529	0,000	0,4982	0,000			
Situación actividad sust. secundario					6,662	0,036	
Trabajando	-	-	-	-			
En paro	-0,0188	0,364	-0,3479	0,005			
Otros miembros en paro					3,479	0,18	
No	-	-	-	-			
Sí	-0,1167	0,047	-0,1682	0,169			
Tipo de familia					344,92	0,000	
Hogar con un solo adulto	-	-	-	-			
Un adulto y menores de 16 años	-0,8747	0,000	-2,1909	0,000			
Pareja sin niños	-0,7386	0,000	-0,6431	0,003			
Pareja con menores de 16 años	-1,1257	0,000	-2,0244	0,000			
Otras familias	-1,4251	0,000	-2,8627	0,000			
Ln(gasto del hogar)	1,1344	0,000	3,2173	0,000	1262,7	0,000	

Tabla 7. Estimaciones de los coeficientes de las variables predictoras.

Predictores	Clase 1	p-valor	Clase 2	p-valor	Clase 3	p-valor	Wald	p-valor
Constante	-68,6	0,000	-4330	0,000	-14098	0,000	458,775	0,000
Año							66,917	0,000
2006	-	-	-	-	-	-		
2007	4,07	0,000	-58,76	0,049	578,16	0,006		
2008	22,86	0,002	-785,31	0,018	39,52	0,186		
2009	24,25	0,001	-844,65	0,012	-125,09	0,181		
2010	22,53	0,002	-686,55	0,033	-120,29	0,172		
Número de miembros							743,480	0,000
1 miembro	-	-	-	-	-	-		
2 miembros	23,00	0,000	25,87	0,329	578,16	0,043		

3 miembros	32,96	0,000	-120,77	0,027	39,52	0,459		
4 miembros	39,76	0,000	-206,00	0,001	-125,09	0,376		
5 y más miembros	48,43	0,000	-514,39	0,000	-120,29	0,392		
Presencia de niños							82,763	0,000
No	-	-	-	-	-	-		
Sí	-5,50	0,000	211,93	0,000	628,72	0,004		
Ln(ingresos)*Crisis	-2,8015	0,004	80,4474	0,052	230,942	0,200	9,614	0,022
Ln(ingresos)	3,3594	0,000	675,322	0,000	2062,47	0,000	427,60	0,000

Tabla 8. Estimaciones de los efectos marginales de las covariables (elasticidades para las variables edad y el gasto del hogar).

	Clase 1	p-valor	Clase 2	p-valor	Clase 3	p-valor
Crisis						
2006-2007	-	-	-	-	-	-
2008-2010	-0,0530	0,000	0,0344	0,000	0,0186	0,000
Nacionalidad sust. principal						
Extranjero	-	-	-	-	-	-
Español	-0,0926	0,000	0,1101	0,000	-0,0175	0,004
Tamaño del municipio						
Menos de 10.000 habitantes	-	-	-	-	-	-
Entre 10.000 y 50.000	0,0098	0,156	-0,0235	0,001	0,0138	0,000
Entre 50.000 y 100.000	-0,0070	0,405	-0,0291	0,001	0,0362	0,000
De 100.000 y más	-0,0186	0,005	-0,0188	0,006	0,0373	0,000
Régimen tenencia vivienda						
Propiedad sin hipoteca	-	-	-	-	-	-
Propiedad con hipoteca	0,0066	0,228	0,0102	0,070	-0,0168	0,000
En alquiler	0,0742	0,000	-0,0396	0,000	-0,0346	0,000
Nivel de estudios sust. principal						
Sin estudios o primarios	-	-	-	-	-	-
Secundarios primera etapa	-0,0545	0,000	0,0523	0,000	0,0024	0,608
Secundarios segunda etapa	-0,1242	0,000	0,0917	0,000	0,0325	0,000
Universitarios	-0,1761	0,000	0,1095	0,000	0,0665	0,000
Situación actividad sust. principal						
Trabajando	-	-	-	-	-	-
En paro	0,0706	0,000	-0,0612	0,000	-0,0094	0,255
Tipo de contrato sust. principal						
Sin contrato indefinido	-	-	-	-	-	-
Contrato indefinido	-0,0754	0,000	0,0539	0,000	0,0216	0,000
Situación actividad sust. secundario						
Trabajando	-	-	-	-	-	-
En paro	0,0220	0,005	0,0024	0,774	-0,0244	0,000
Otros miembros en paro						
No	-	-	-	-	-	-
Sí	0,0201	0,066	-0,0188	0,104	-0,0013	0,863
Tipo de familia						

Hogar con un solo adulto	-	-	-	-	-	-
Un adulto y menores de 16 años	0,1758	0,000	-0,0976	0,000	-0,078	0,000
Pareja sin niños	0,1016	0,000	-0,1432	0,000	0,0415	0,000
Pareja con menores de 16 años	0,2064	0,000	-0,1475	0,000	-0,0589	0,000
Otras familias	0,2634	0,000	-0,1748	0,000	-0,0885	0,000
Edad sust. principal	0,431	0,000	-0,585	0,000	-0,283	0,016
Gasto del hogar	-0,934	0,000	0,384	0,000	1,988	0,000

Tabla 9. Contrastes de Wald de igualdad de parámetros entre clases.

Predictores	Wald(=)	p-value
Constante	-68,6	0,000
Año	32,71	0,000
Número de miembros	117,01	0,000
Presencia de niños	45,90	0,000
Ln(ingresos)*Crisis	3,991	0,14
Ln(ingresos)	377,53	0,000

Tabla 10. Distribución de las covariables entre las clases (porcentajes columna).

	Clase 1	Clase 2	Clase 3
Edad sustentador principal			
25-34	18,82	21,03	16,35
35-40	19,20	21,34	19,91
41-46	22,10	21,85	22,12
47-51	17,75	16,53	20,01
52-59	22,13	19,25	21,61
Edad media	43,51	42,67	43,85
Nacionalidad sustentador principal			
Extranjero	15,63	6,37	4,57
Español	84,37	93,63	95,43
Tamaño del municipio			
Menos de 10.000 habitantes	21,49	21,07	13,77
Entre 10.000 y 50.000	29,05	27,18	23,34
Entre 50.000 y 100.000	12,87	12,84	14,61
De 100.000 y más	36,58	38,91	48,28
Régimen tenencia vivienda			
Propiedad sin hipoteca	39,29	39,51	43,40
Propiedad con hipoteca	29,46	49,09	50,69
En alquiler	21,25	11,40	5,91
Nivel de estudios sustentador principal			
Sin estudios o primarios	21,92	10,79	4,51
Secundarios primera etapa	35,09	27,70	13,27
Secundarios segunda etapa	19,62	22,16	19,49
Universitarios	23,36	39,35	62,73
Situación actividad sust. principal			
Trabajando	88,71	94,51	97,96
En paro	11,29	5,49	2,04
Tipo de contrato sustentador principal			
Sin contrato indefinido	31,20	17,74	8,01
Contrato indefinido	68,80	82,26	91,99
Sustentador secundario en paro			
No	87,19	89,66	94,21
Sí	12,81	10,34	5,79
Otros miembros en paro			
No	91,50%	95,30	97,15
Sí	8,50%	4,70	2,85
Tipo de familia			
Hogar con un solo adulto	7,35	11,37	8,64
Un adulto y menores de 16 años	10,02	8,15	3,54
Pareja sin niños	11,97	15,06	23,71
Pareja con menores de 16 años	57,19	57,48	59,15
Otras familias	13,47	7,94	4,95
Crisis			
2006-2007	46,40	43,29	42,61

2008-2010	53,60	56,71	57,39
Gasto del hogar			
Por debajo del primer cuartil	35,33	14,65	1,41
Entre primer y segundo cuartil	27,62	25,15	6,42
Entre segundo y tercer cuartil	22,41	29,86	20,60
Por encima del tercer cuartil	14,64	30,34	71,57
Gasto medio	24.228	30.757	46.203

Tabla 11. Distribución de las covariables entre las clases (porcentajes fila).

	Clase 1	Clase 2	Clase 3
Global	44,50	42,98	12,51
Edad sustentador principal			
25-34	43,04	46,44	10,52
35-40	42,28	45,39	12,33
41-46	44,71	42,71	12,58
47-51	45,12	40,58	14,30
52-59	47,29	39,72	12,98
Nacionalidad sustentador principal			
Extranjero	67,75	26,68	5,57
Español	41,84	44,85	13,31
Tamaño del municipio			
Menos de 10.000 habitantes	47,01	44,51	8,47
Entre 10.000 y 50.000	46,96	42,43	10,61
Entre 50.000 y 100.000	43,81	42,21	13,98
De 100.000 y más	41,69	42,83	15,47
Régimen tenencia vivienda			
Propiedad sin hipoteca	43,83	42,56	13,61
Propiedad con hipoteca	39,02	46,88	14,10
En alquiler	62,64	32,47	4,90
Nivel de estudios sustentador principal			
Sin estudios o primarios	65,23	31,00	3,77
Secundarios primera etapa	53,51	40,80	5,69
Secundarios segunda etapa	42,19	46,03	11,78
Universitarios	29,57	48,10	22,33
Situación actividad sustentador principal			
Trabajando	42,74	43,98	13,27
En paro	65,78	30,87	3,34
Tipo de contrato sustentador principal			
Sin contrato indefinido	61,68	33,87	4,45
Contrato indefinido	39,51	45,63	14,86
Sustentador secundario en paro			
No	43,53	43,24	13,23
Sí	52,45	40,88	6,67
Otros miembros en paro			
No	43,39	43,65	12,96
Sí	61,39	32,81	5,80

Tipo de familia			
Hogar con un solo adulto	35,40	52,89	11,71
Un adulto y menores de 16 años	53,05	41,68	5,27
Pareja sin niños	36,07	43,84	20,10
Pareja con menores de 16 años	44,22	42,92	12,86
Otras familias	59,79	34,03	6,18
Crisis			
2006-2007	46,31	41,73	11,96
2008-2010	43,05	43,99	12,96
Gasto del hogar			
Por debajo del primer cuartil	78,01	21,53	0,46
Entre primer y segundo cuartil	60,97	36,96	2,07
Entre segundo y tercer cuartil	49,47	43,89	6,65
Por encima del tercer cuartil	32,31	44,59	23,10

Figura 10. Probabilidad media de pertenencia a las clases latentes en función de la edad del sustentador principal.

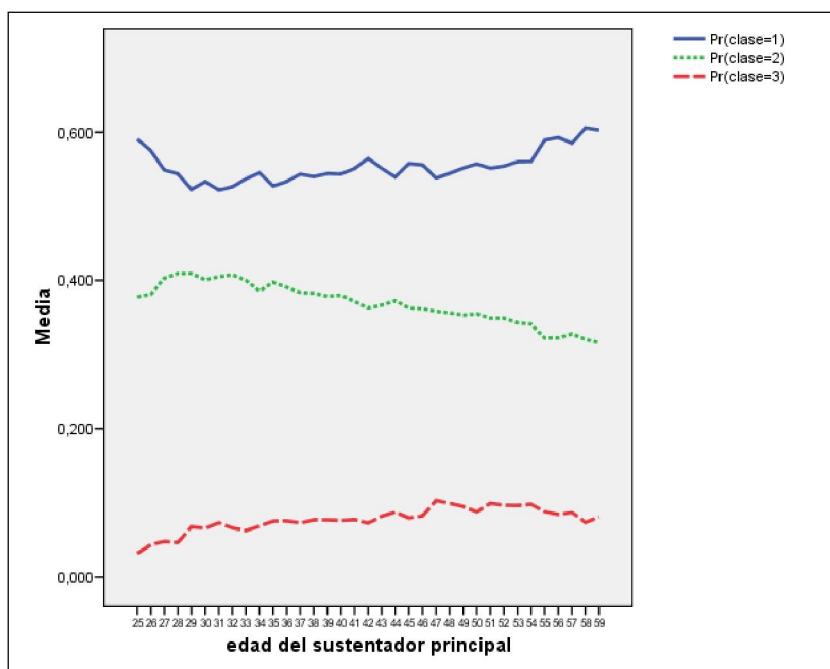


Figura 11. Probabilidad media de pertenencia a las clases latentes en función del nivel de estudios del sustentador principal.

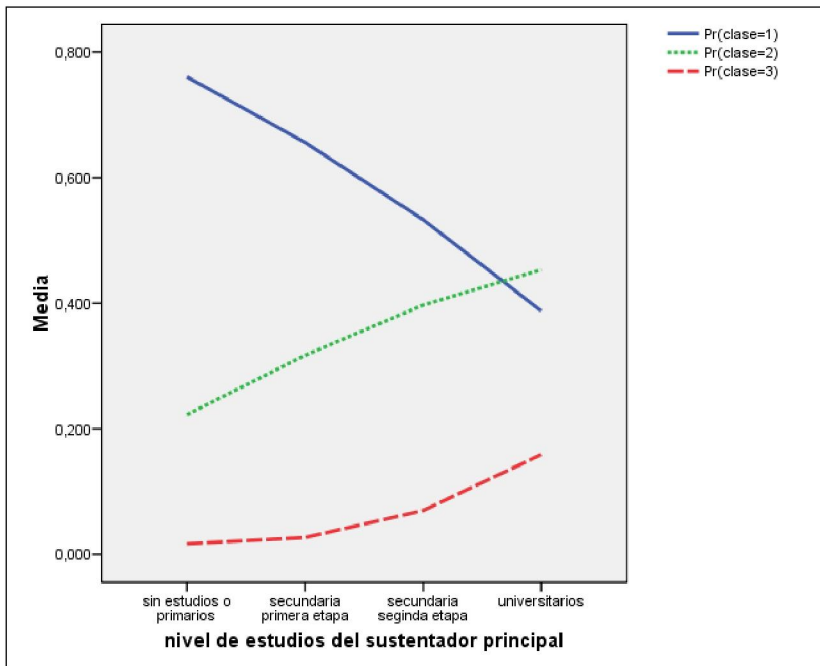


Figura 12. Probabilidad de pertenencia a cada clase cuando se encuentra parado: el sustentador principal, el sustentador secundario o hay otros miembros del hogar parados.

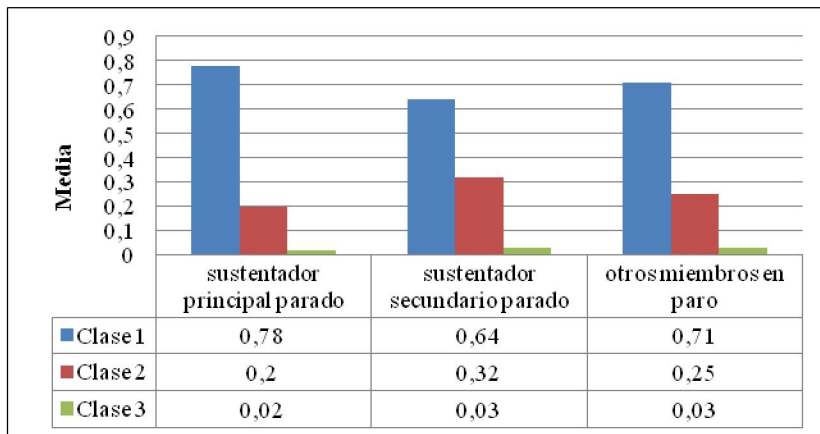


Figura 13. Probabilidad media de pertenencia a las clases latentes en función de si el sustentador principal tiene o no un contrato indefinido.

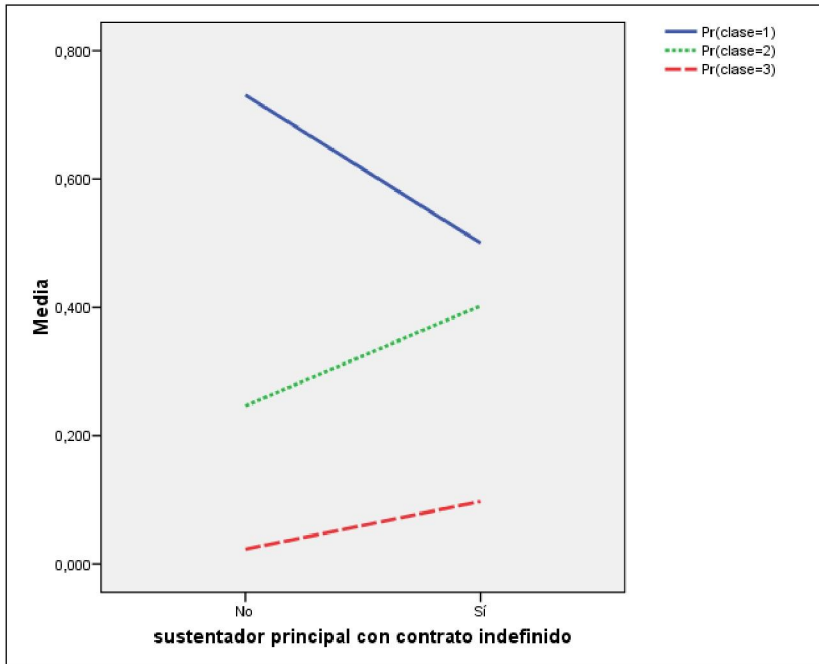


Figura 14. Probabilidad de pertenencia a cada clase según tipo de hogar.

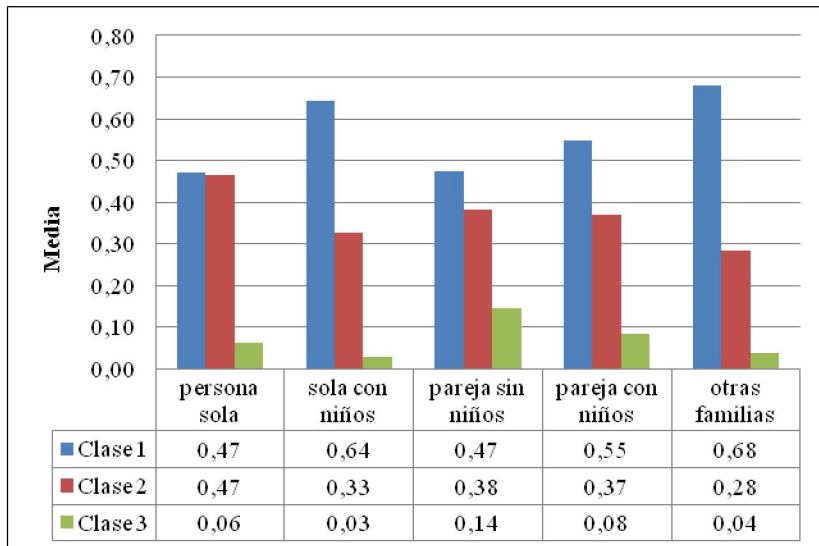


Figura 15. Probabilidad media de pertenencia a las clases latentes en función de la nacionalidad del sustentador principal.

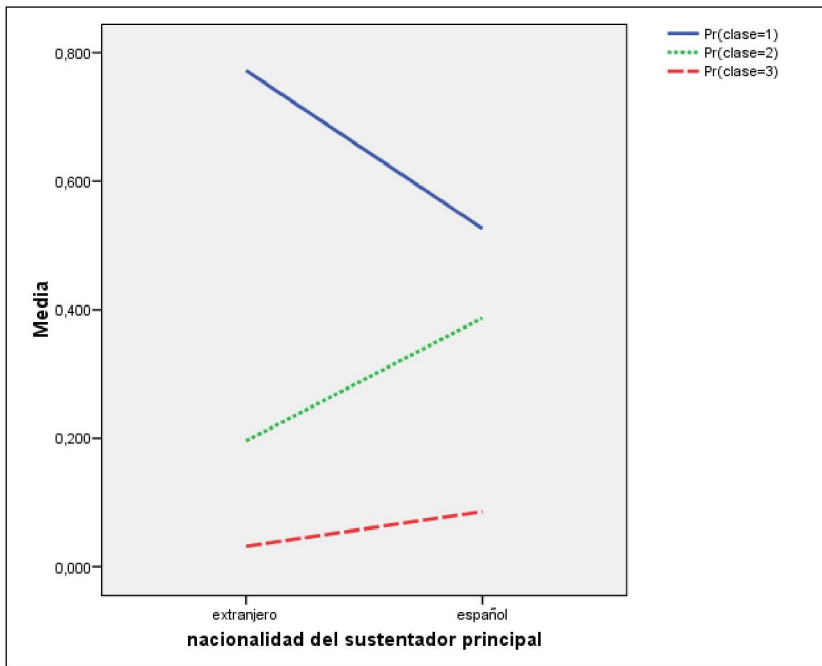


Figura 16. Probabilidad media de pertenencia a las clases latentes en función del régimen de tenencia de la vivienda.

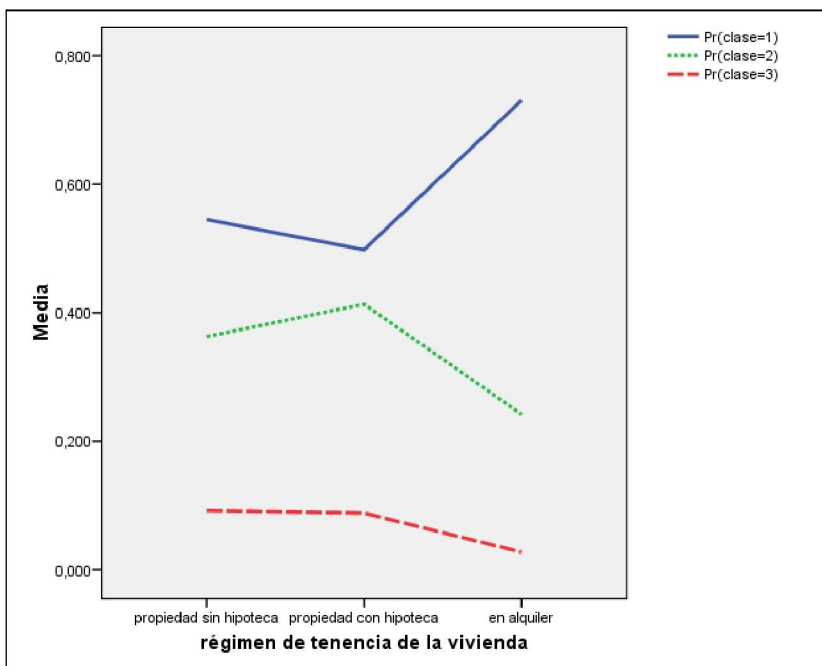


Figura 17. Probabilidad media de pertenencia a las clases latentes en función del tamaño del municipio.

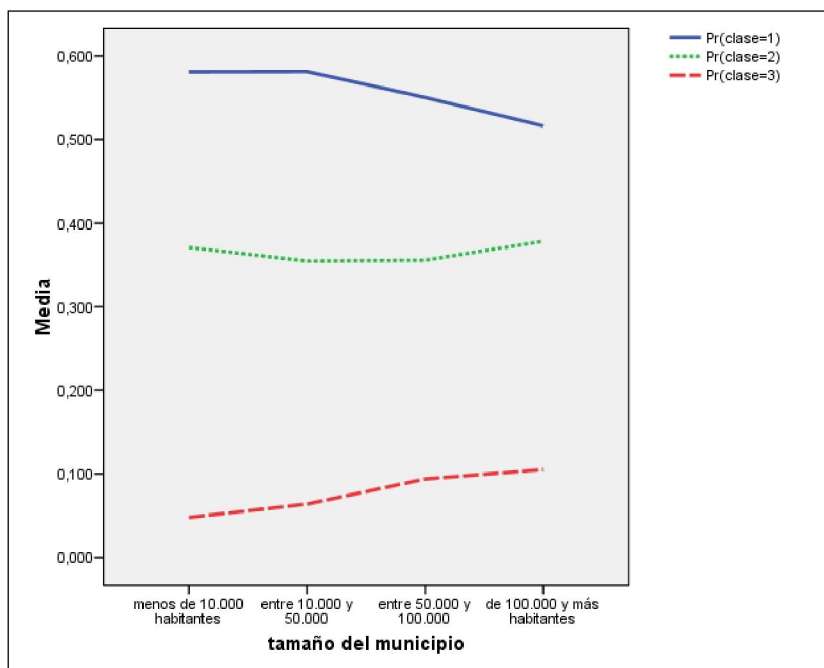


Figura 18. Probabilidad media de pertenencia a las clases latentes en función de los percentiles del gasto total de los hogares.

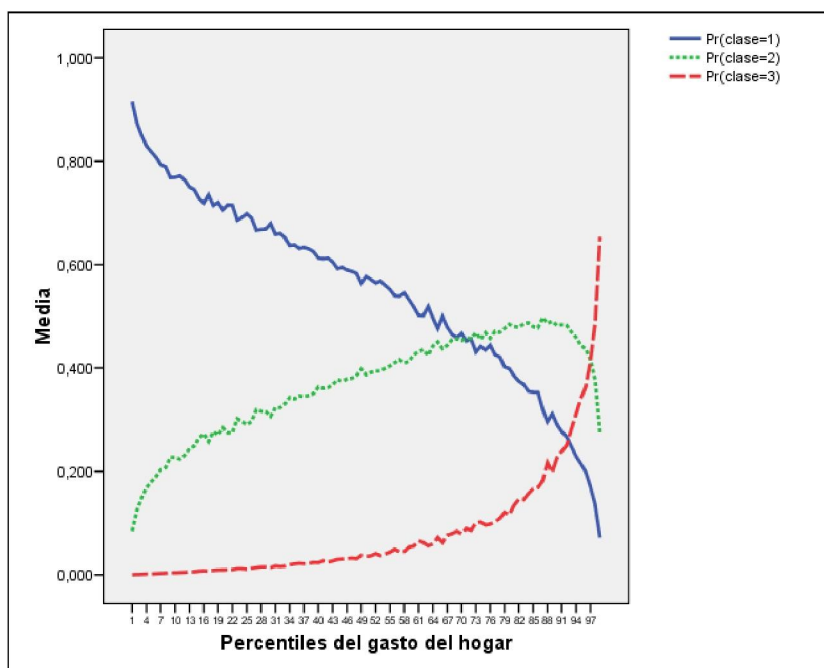
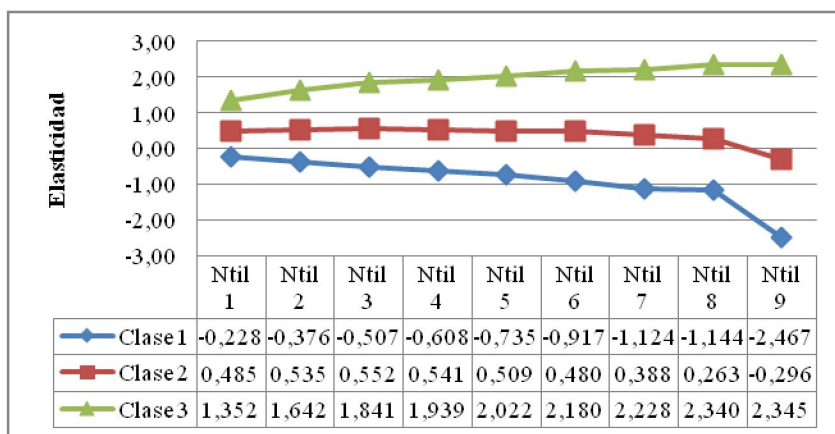


Figura 19. Elasticidades medias del gasto en función de los percentiles de ingresos del hogar.



Respecto a las variables predictoras (*número de miembros del hogar, presencia de niños, ingresos mensuales del hogar* y las variables temporales) los resultados de la estimación se presentan en la Tabla 7. En la Tabla 9 se muestran los resultados del contraste de igualdad de parámetros entre las tres clases. La hipótesis nula de igualdad se rechaza para todas las variables, con excepción de la interacción entre el indicador del inicio de la crisis y el logaritmo de los ingresos.

A continuación se comentan los principales resultados de las variables predictoras:

Número de miembros del hogar

El efecto del número de miembros sobre el gasto turístico difiere en los tres grupos. Mientras que esta variable puede considerarse no significativa en la clase 3, en las clases 1 y 2, siendo estadísticamente significativas, actúa de manera inversa. En la clase 1 el incremento del número de miembros aumenta el gasto turístico, aunque lo hace en cantidades que pueden considerarse pequeñas. Por el contrario, en la clase 2, el incremento del número de miembros disminuye el gasto turístico (a partir de los 3 miembros).

Presencia de niños menores de 15 años en el hogar

Definida como una ficticia (0 si no hay niños; 1, si hay niños), presenta un valor negativo muy pequeño (-5,5 euros) en la clase 1, con valores positivos en las otras dos

clases, siendo mucho mayor su efecto en la clase 3 (629 euros más) que en la clase 2 (212 euros).

Ingresos mensuales del hogar

Resulta significativa en las tres clases y, aunque su efecto difiere entre ellas, en ningún caso supera la unidad. Las elasticidades medias respectivas (obtenidas a partir de los coeficientes estimados) son iguales a 0,0018, 0,2978 y 0,6482, todas ellas positivas e inferiores a la unidad. Estas bajas estimaciones apoyarían la hipótesis de que los ingresos determinan, junto con un conjunto de características socio-demográficas las preferencias del hogar y que, una vez establecidas éstas, el efecto que pueden tener las variaciones de los ingresos, aunque positivo, es muy limitado.

Crisis

El efecto directo de la crisis sobre el gasto puede considerarse, en primer lugar, a partir de las variables ficticias que recogen el año de la encuesta y, en segundo lugar, en la interacción del indicador de la crisis y los ingresos. Las ficticias anuales (referencia en el año 2006) son significativas en la clase 1, con valores positivos que señalarían para los años de crisis una pequeña variación positiva del gasto (del orden de 23 euros). En la clase 2, por el contrario, la entrada en la crisis supone una disminución del gasto turístico en alrededor de 770 euros. En la clase 3, no se observa ningún efecto significativo desde el año 2008. Respecto a la interacción del indicador de la crisis y los ingresos, es la única variable para la que no se rechaza la igualdad del coeficiente entre las tres clases, lo que implicaría que su efecto es independiente de la clase a la que pertenece el hogar. Sin embargo, el parámetro de la clase 3 no es significativo (al 5%), por lo que también puede considerarse la estimación de las elasticidades imponiendo esta restricción. Las estimaciones de la elasticidad renta bajo las diversas hipótesis (Tabla 12) apenas varían de valor.

Tabla 12. Estimaciones de la elasticidad renta intraclases.

		Efecto de la crisis		
		Dependiente de la clase	Independiente de la clase	Restricción a cero en la clase 3
Periodo	2006-2010	2008-2010	2008-2010	2008-2010
Clase 1	0,0018	0,0003	0,0006	0,0333
Clase 2	0,2978	0,3340	0,2968	0,2978
Clase 3	0,6481	0,7196	0,6475	0,6481

7. Conclusiones

Desde el punto de vista metodológico, el modelo de clase latente parece adecuado para analizar la demanda de los hogares, al construirse sobre la hipótesis de que los hogares no sólo reaccionan como agentes económicos a precios e ingresos, sino que su consumo está previamente determinado por sus preferencias (o restricciones). En este sentido, el modelo no sólo pretende una segmentación de los hogares en función de su volumen de consumo, sino que intenta describir las clases de consumidores a partir de los condicionantes sociales, demográficos y económicos. En el caso de la demanda turística, las motivaciones, los factores psicológicos y económicos que se encuentran detrás del viaje hacen aún más necesario el tratamiento explícito de las diferentes preferencias.

El modelo de clases latentes facilita además resolver un problema de carácter más estadístico, relacionado con la presencia de hogares cuyo nivel de demanda no puede considerarse significativo, aunque no por ello presenten una demanda nula. De manera simétrica: el modelo de clase latente no define necesariamente a los hogares con gasto nulo como no demandantes, siendo compatible una observación circunstancial de gasto cero, con el reconocimiento de un nivel potencial alto de demanda.

La aplicación del modelo de clases latentes a la muestra de hogares de la EPF confirma la utilidad del modelo, tanto en relación a la presencia de consumos nulos o casi-nulos, como a la detección de clases de consumidores con distintas preferencias de consumo. Aunque la estimación del modelo no es todo lo satisfactoria de lo que pudiera ser desde el punto de vista del ajuste a los datos, se trata posiblemente de una insuficiencia en el número de variables disponibles. La información de la EPF es apreciable, pero limitada en relación a la exposición de las restricciones o condicionantes del consumo o las preferencias personales. Aceptando esa limitación, los resultados del modelo resultan satisfactorios al detectar los distintos segmentos de hogares. No sólo se trata de clasificar a los hogares en función de su baja, media o alta demanda turística, sino de garantizar la homogeneidad de sus características. Con ello se amplía la división más rígida, implícita por ejemplo en los modelos de doble decisión, entre hogares que no

participan y hogares que consumen. Respecto a este modelo, la metodología de clases latentes reconoce la posibilidad de segmentar los hogares, pero lo hace con criterios más amplios que la propia decisión de consumir o no consumir.

El empleo de una muestra restringida de la EPF, limitada a hogares cuyo sustentador principal es asalariado y en un rango de edad entre los 25 y 60 años, exige más al modelo de clases latentes, al trabajar con una muestra que tiene ya rasgos homogéneos. Los resultados muestran que los hogares pueden segmentarse en tres clases latentes, en las que destaca substancialmente la diferencia de niveles de gasto e ingresos. Los tamaños de cada clase, estimados a partir de las medias de las probabilidades de pertenencia, representan, para la clase 1, un 44,5% de los hogares, con un gasto turístico medio de 5,7 euros, cantidad que supone una proporción del 0,015% del gasto total del hogar; para la clase 2, un 43% de los hogares, con 838 euros de gasto turístico y un porcentaje medio del 3,39% de su gasto total; y para la clase 3, un 12,5%, con 3.027 euros de media, un 8,83% del gasto total del hogar. Aunque la importancia del gasto turístico sea uno de los aspectos más destacables, las diferencias de las clases no se limitan a esta variable. Otras características del hogar o de sus miembros contribuyen a definir el perfil de los hogares. De hecho, debe resaltarse que en las tres clases hay hogares con gasto turístico nulo: del conjunto de hogares que no realizan gasto turístico, el 92,5% están asignados a la clase 1, un 5,4% a la clase 2 y un 2,14% a la clase 3.

La pertenencia de los hogares a la clase 1 (la de menor gasto turístico) es más probable cuando el sustentador principal está por encima de los 50 años, tiene un nivel de estudios bajo (con gran peso de sustentadores principales sin estudios, hasta primaria o secundarios de primera etapa) y, si trabaja, lo hace con contratos temporales. En esta clase, el origen no español del sustentador principal es más frecuente que en las otras dos. También en esta clase se encuentra un mayor porcentaje de hogares en los que el sustentador principal se encuentra en paro, detectándose también una mayor presencia de hogares en los que es posible que el sustentador secundario u otros miembros del hogar se encuentren en paro. Tienen mayor probabilidad de pertenecer a esta clase los hogares compuestos por un adulto y algún menor de 16 años o los catalogados como “otros hogares”, que vivan en municipios pequeños (menores de 50.000 habitantes) y

que habiten en una vivienda en régimen de alquiler. Se trata de hogares con un gasto total situado en el 83% de la media e ingresos netos en el 87,85% de la media de hogares. Los años de crisis económica no han aumentado la probabilidad de asignación a esta clase.

La pertenencia a la clase 2 (gasto turístico intermedio) es más probable cuando el sustentador principal tiene menos de 40 años y es de nacionalidad española, con un nivel de estudios medio-alto (secundario y universitario) y si posee un contrato indefinido. Mientras que no le afecta la situación de paro del sustentador secundario o de otros miembros de la familia, la condición de parado del sustentador principal reduce significativamente la probabilidad de estar en esta clase. En este segmento hay una proporción alta de hogares con un solo adulto y también un mayor peso relativo de hogares con un adulto y menores de 16 años; respecto a la clase 1, hay también un mayor porcentaje de parejas sin niños. Vivir en municipios grandes reduce la probabilidad de pertenencia, no diferenciándose en esta variable de la clase 1. Aunque entre sus miembros hay también un porcentaje relativamente alto de hogares con su vivienda en alquiler (el 11,4%), tener la vivienda en propiedad, tanto con hipoteca como sin hipoteca pendiente, hace más probable la pertenencia a este grupo. Los hogares de esta clase tienen un nivel medio de gasto total que representa el 109% de la media de la muestra, porcentaje similar al de sus ingresos, el 107%. La llegada de la crisis ha aumentado la probabilidad de pertenencia a esta clase.

Los hogares de la clase 3 (gasto turístico alto) se caracterizan por tener el porcentaje más reducido de sustentadores principales de nacionalidad extranjera, siendo de mayor edad que los de la clase 2, con un gran peso de sustentadores principales con estudios de nivel universitario y con contrato laboral indefinido. En esta clase, el porcentaje de parados es muy bajo, tanto referido al sustentador principal, como al secundario o a los restantes miembros del hogar. Además de representar un bajo peso en la clase, la condición de parado del sustentador principal o secundario no parece influir en la probabilidad de pertenencia a este grupo. Respecto al tipo de familia, el rasgo diferencial de este segmento es la mayor frecuencia de parejas sin niños. Vivir en municipios grandes (mayores de 100.000 habitantes), con la vivienda en propiedad (con

o sin hipoteca pendiente) aumenta la probabilidad de pertenencia. Los hogares en esta clase tienen un gasto e ingresos que representan el 172% y 150% de las medias respectivas de todos los hogares. El periodo de crisis ha supuesto, como para la clase 2, un aumento de la probabilidad de pertenencia.

Las clases detectadas, incluso teniendo en cuenta el limitado número de variables empleadas en el análisis, demuestran que la demanda turística de los hogares está determinada, en primer lugar, por sus características sociales, demográficas y económicas. Estas características pueden estar relacionadas con preferencias o hábitos de consumo, pero también con restricciones, especialmente cuando se refieren a variables económicas. La respuesta del hogar a circunstancias específicas de la oferta (precios, destinos,...) estará condicionada, por tanto, a la clase a la que pertenece.

En este sentido, la cuantificación del tamaño de las tres clases no es una cuestión menor. Las previsiones genéricas de crecimiento de la demanda turística de los hogares españoles suele descansar en la comparación de las tasas de participación españolas con las de otros países. El porcentaje de la población española que realizaba un viaje turístico de al menos 4 noches era para el año 2010 del orden del 29%. Este porcentaje no es muy distinto al observado para el conjunto de la EU-27 (32%), pero inferior a algunos de los países más ricos: Dinamarca (38%), Alemania (34,7%), Holanda (41%), Suecia (44%), Finlandia (50%), Noruega (52%).²⁹ Este tipo de comparación permite suponer que el crecimiento de la economía española estaría acompañado de una mayor demanda turística. El modelo de clases latentes pone un condicionante a este tipo de predicción al hacer patente que además del crecimiento de la riqueza agregada de un país, el aumento de la demanda turística implica la modificación de las preferencias de los consumidores, un hecho que depende de múltiples factores. La estimación de que un porcentaje elevado de hogares (en el caso de la muestra restringida que se ha analizado, el 45%) puede estar constituido como un segmento con preferencias bajas hacia el turismo hace patente la debilidad de ese tipo de predicciones.

²⁹ Véase European Commission (2011).

El perfil diferencial de las clases presenta rasgos más fuertes en algunas de las variables empleadas para construir las clases. Este puede ser el caso del nivel de estudios del sustentador principal o del gasto familiar. Esta última variable, equiparada en el modelo empírico a una medida indirecta de los ingresos del hogar, resulta de especial interés en el modelo. Como se ha señalado, el nivel de ingresos del hogar juega un doble papel, en primer lugar, (aproximada por el gasto total) ayudando a definir la clase de pertenencia y, en segundo lugar -condicionado a esa clase-, determinando el gasto turístico del hogar. El primer efecto puede considerarse importante. Un mayor gasto familiar incrementa la probabilidad de pertenecer a la clase 3 (la que realiza un mayor consumo turístico), con una elasticidad estimada de 1,988, disminuyendo la probabilidad de estar en la clase 1 (la de menor consumo) en -0,93. En su segundo papel, el ingreso familiar tiene una facultad menor. Las elasticidades renta condicionadas a la clase presentan valores positivos y por debajo de la unidad, siendo estadísticamente diferentes entre clases. La demanda correspondiente a la clase 1 es, en términos prácticos, inelástica, con una elasticidad estimada cercana a cero, poniendo de manifiesto la casi nula respuesta de los hogares a las variaciones de ingresos. Aunque las elasticidades en las otras dos clases son mayores (0,298 y 0,648), no pueden considerarse cuantitativamente relevantes. Por tanto, el efecto real de los ingresos sobre el gasto parece quedar especificada correctamente como una doble influencia. Siendo, en el caso de la demanda turística, más explicativo el papel que ejerce como variable discriminante de la pertenencia a una clase -y por tanto como creadora de preferencias-, que como determinante del gasto intraclases.

Esta conclusión ayudaría a explicar algunos resultados encontrados en anteriores trabajos. Por ejemplo, Alegre y Pou (2004) en un análisis de la participación turística de los hogares españoles concluían que la capacidad explicativa de la renta sobre la probabilidad de participación de los hogares españoles era muy alta. Sin embargo, de manera semejante a lo que ocurre en el modelo de clases latentes, el principal efecto de la renta no se detectaba sobre las variaciones de los ingresos, sino sobre una variable que identifica el nivel de ingresos del hogar en términos de los intervalos definidos por la mediana de los ingresos. La elasticidad renta sobre la participación se estimaba inferior a la unidad, para cualquier intervalo de renta; sin embargo, la posición del hogar

en relación a la mediana de ingresos justificaba variaciones en la probabilidad de participación de 5 puntos porcentuales.

Los modelos de doble valla o los modelos de Heckman ponen de relieve la diferente influencia que los ingresos tienen sobre la participación y sobre el gasto. La estimación en el capítulo anterior de un modelo de Heckman con datos empleados en el modelo de clases latentes, permite una cierta comparación. El modelo de Heckman analiza las decisiones discreta de participación y continua de gasto suponiendo que ambas decisiones están correlacionadas. La elasticidad renta estimada sobre los hogares con gasto turístico efectivo proporciona una elasticidad renta de 0,69, un valor relativamente bajo, pero cuando se estima el efecto sobre toda la muestra (incluyendo los hogares que no realizan gasto) se obtiene un valor de 1,64, evidenciando una mayor sensibilidad de la demanda a los ingresos. Conceptualmente, la primera estimación, la elasticidad condicionada, sería equivalente a lo que en este capítulo nos hemos referido como una elasticidad intraclases, correspondiendo en este caso a un segmento de hogares con gasto positivo. La segunda estimación, la elasticidad no condicionada, incorpora información del efecto que tienen los ingresos sobre la probabilidad de participación. Lo que en el modelo de clases latentes supondría añadir a la elasticidad intraclases, el efecto de los ingresos en la traslación de un hogar de la clase 1 a las siguientes.

Finalmente, la estimación del modelo de clases latentes ha permitido confirmar la influencia que tienen los indicadores de la situación laboral sobre la demanda turística. Como se ha puesto en evidencia en el capítulo anterior al estimar el modelo de Heckman, la situación de parado de alguno de los miembros del hogar es importante para explicar el gasto turístico, aunque en el modelo de clases latentes esta variable actúa sobre la asignación del hogar a una clase. Los resultados confirman, sin embargo, que la pérdida de empleo asociada a la crisis económica va a alterar de manera importante el peso de los segmentos de consumo, incrementando el tamaño de la clase latente de menor gasto. Este segmento es el que, previsiblemente, va a tener un mayor crecimiento como consecuencia no sólo de la presencia de parados entre los miembros del hogar, sino también del menor gasto atribuible a la pérdida de ingresos.

En aparente contradicción con lo anterior, en la estimación del modelo se observa que la crisis económica ha aumentado la probabilidad de que un hogar sea asignado a las clases 2 y 3, disminuyendo la probabilidad de la clase 1. Como reflejo de estas probabilidades, en el periodo 2008-2010 se asigna una menor proporción de hogares a la clase 1. Se trata de un resultado espurio, consecuencia de que en el periodo 2008-2010 se produce una importante disminución del gasto turístico y, sin embargo, esta reducción no se observa en la mayoría de los hogares de la clase 1, ya que presentan valores muy reducidos ya en el periodo anterior de la crisis. Por el contrario, tanto la clase 2 como la 3 experimentan una disminución del gasto turístico medio, por lo que la estimación del efecto de la crisis tiende a asignar a los hogares que reducen su gasto a estas dos clases (especialmente a la 3, que es la que más pierde). Como se ha detectado también en el modelo de Heckman, el cambio económico del año 2008 ha modificado la relación entre ingresos y gasto turístico para algunos hogares. Concretamente, la clase 1 ve disminuir (aunque en cifras muy bajas) el efecto de los ingresos, mientras que en la clase 2 el gasto es, en la crisis, más sensible a las variaciones de los ingresos. No obstante, como se ha indicado, estos cambios que se originan en la crisis son cuantitativamente reducidos.

En definitiva, la principal conclusión de este artículo es que las estimaciones de demanda de bienes como el turismo mediante modelos de clases latentes permiten una caracterización de los patrones de gasto que pueden ser más ricas en comparación a otros modelos econométricos como los de doble valla. El turismo se caracteriza, por ser un bien con soluciones esquina para un porcentaje importante de hogares, a la vez que presenta una significativa dispersión del gasto entre aquellos otros hogares con un consumo positivo como resultado de ser un bien compuesto. En este contexto, la estimación del gasto mediante modelos con una mayor flexibilidad permite relajar algunas restricciones impuestas por otros modelos econométricos. En este sentido, la diferente importancia que algunos modelos otorgan a los ingresos del hogar, puede interpretarse como un error de especificación, al considerar que no identifican el segmento adecuado sobre el que se mide la elasticidad renta.

8. Bibliografía

- Alegre, J., Mateo, S. y Pou, Ll., (2011), A latent class approach to tourist' length of stay, *Tourism Management*, 32, 555-563.
- Alegre, J., Mateo, S. y Pou, Ll., (2009), Participation in tourism consumption and the intensity of participation: an analysis of their socio-demographic and economic determinants, *Tourism Economics*, 15 (3), 531-546.
- Alegre, J. y Pou, Ll., (2004), Micro-economic determinants of the probability of tourism consumption, *Tourism Economics*, 10(2), 125-144.
- Bago, T., (2005), Latent class models for use of primary care: evidence from a British panel, *Health Economics*, 14(9), 873-892.
- Bago, T., (2006), Latent class models for utilisation of health care, *Health Economics*, 15(4), 329-343.
- Boxall, P.C. y Adamowicz, W.L., (2002), Understanding heterogeneous preferences in random utility models: a latent approach, *Environmental and Resource Economics*, 23(4), 421-446.
- Bull, A., (1997), *The Economics of Travel and Tourism*, Melbourne : Longman.
- Buckin, R.E., Gupta, S. y Siddarth, S., (1998), Determining segmentation in sales response across consumer purchase behaviors, *Journal of Marketing Research*, XXXV (May), 189-197.
- Cai, L.A., (1998), Analyzing Household Food Expenditure patterns on Trips and vacations: a Tobit Model, *Journal of Hospitality and Tourism Research*, 22(4), 338-358.
- Cai, L.A., (1999), Relationship of Household Characteristics and Lodging Expenditure on Leisure Trips, *Journal of Hospitality and Leisure Marketing*, 6(2), 5-18.
- Cai, L.A., Hong, G.S. y Morrison, A.M., (1995), Household expenditure patterns for tourism product and services, *Journal of Travel & Tourism marketing*, 4, 15-40.
- Correia, A. y Pestana, C., (2007), Heterogeneity in Tourism Choice Behavior: a latent class logit model. First Conference of the International Association for Tourism Economics. October. University of the Balearic Islands. Palma de Mallorca.

- Davies, B. y Mangan, J., (1992), Family Expenditure on Hotels and Holidays, *Annals of Tourism Research*, 19, 691-699.
- Deaton, A. y Muellbauer, J., (1980), *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press.
- Deb, P., y Trivedi, P.K., (1997), Demand for medical care by elderly: a finite mixture approach, *Journal of Applied Econometrics*, 12(3), 313-336.
- Deb, P. y Holmes, A.M. (2000), Estimates of use and costs of behavioural health care: a comparison of standard and finite mixture models, *Health Economics*, 9(6), 475-489.
- Deb, P. y Trivedi, P.K, (2002), The structure of demand for health care: latent class versus two-part models, *Journal of Health Economics*, 21(4), 601-625.
- Dillon, W. y Gupta, S., (1996), A Segment-Level Model of Category Volume and Brand Choice, *Marketing Science*, 15, 38-59.
- Eugenio-Martín, J. y Campos-Soria, J.A., (2011), Income and the substitution pattern between domestic and international tourism demand, *Applied Economics*, 43(20), 2519-2531.
- European Commission (2011), Survey on the attitudes of Europeans towards tourism, *Analytical Report wave*, Flash EB Series 328.
- Fleischer, A. y Seiler, E., (2002), Determinants of Vacation Travel among Israeli Seniors: Theory and Evidence, *Applied Economics*, 34, 421-430.
- Hagemann, R.P., (1981), The determinants of household vacation travel: some empirical evidence, *Applied Economics*, 13(2), 225-234.
- Jiménez-Martín, S., Labeaga, J.M. y Martínez-Granado, M., (2002), Latent class versus two-part models in the demand for physician services across the European Union, *Health Economics*, 11(4), 301-321.
- Jiménez-Martín, S., Labeaga, J.M. y Martínez-Granado, M., (2004), An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union, *European Journal of Health Economics*, 5(2), 150-165.
- Kamakura, W.A., Kim, B.-D. y Lee, J., (1996), Modeling preference and structural heterogeneity in consumer choice, *Marketing Science*, 15(2), 152-172.

- Kamakura, W.A. y Russell, G.J., (1989), A probabilistic choice model for market segmentation and elasticity structure, *Journal of Marketing Research*, XXVI (Nov.), 379-390.
- Kemperman, A.D.A.M. y Timmermans, H.J.P., (2006), Preferences, benefits, and park visits: a latent class segmentation analysis, *Tourism Analysis*, 11(4), 221-230.
- Lawson, R., (1989), Family life cycle, in Witt, S. F., and Moutinho, L., eds, *Tourism Marketing and Management Handbook*, Prentice Hall, Hemel Hempstead, 147-151.
- Marcussen, C.H., (2011), Determinants of tourist spending in cross-sectional studies and at Danish destinations, *Tourism Economics*, 17(4), 833-855.
- Melenberg, B. y Van Soest, A., (1996), Parametric and semi-Parametric Modelling of Vacation Expenditures, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 59-76.
- Mergoupis y Steuer, M., (2003), Holiday taking and income, *Applied Economics*, 35(3), 269-284.
- Morey, E., J. Thacher y W., Breffle (2006), Using Angler Characteristic and Attitudinal Data to Identify Environmental Preference Classes: A Latent-Class Model, *Environment and Resource Economics*, 34(1), 91-115.
- Nicolau, J.L. y Mas, F., (2005a), Stochastic modeling. A three-stage tourist choice process, *Annals of Tourism Research*, 32(1), 49-69.
- Nicolau, J.L. y Mas, F., (2005b), Heckit modeling of tourist expenditure: evidence from Spain, *International journal of Service Industry Management*, 16(3), 271-293.
- Mazanec, J.A. y Strasser, H., (2007), Perceptions-Based Analysis of Tourism Product and Service Providers, *Journal of Travel Research*, 54(4), 387-401.
- Oppermann, M., (1995a), Family life cycle and cohort effects: a study of travel patterns of German residents, *Journal of Travel and Tourism Marketing*, 4(1), 23-44.
- Oppermann, M., (1995b), Travel life cycle, *Annals of Tourism Research*, 22(3), 535-552.
- Pestana Barrosa, C. y Correia, A., (2007), Survival Analysis in Tourism Demand: The length of stay in Latin American destinations, *Working Paper*
. Universidade
Técnica de Lisboa.

- Provencher, B., Barenklau, K. y Bishop, R., (2002), A finite mixture logit model of recreational angling with serially correlated random utility, *American Journal of Agricultural Economics*, 84(4), 1066-1075
- Provencher B. y Bishop, R., (2004), Does accounting for preference heterogeneity improve the forecasting of a random utility model? A case study, *Journal of Environment and Economic Management*, 48(1), 793-810.
- Scarpa, R. y Thiene, M., (2005), Destination choice models for rock climbing in the Northeastern Alps: A latent-class approach based on intensity of preferences, *Land Economics*, 81(3), 426-444.
- Scarpa R., Thiene, M. y Tempesta, T., (2007), Latent class count models of total visitation demand: days out hiking in the eastern Alps, *Environmental and Resource Economics*, 38(4), 447-460.
- Shonkwiler J. y Shaw, W., (2003), A finite mixture approach to analyzing income effects in random utility models: reservoir recreation along the Columbia river. In: Hanley N, Shaw W, y Wright R (eds) *The new economics of outdoor recreation*. Edward Elgar, UK.
- Toivonen, T., (2004), Changes in the propensity to take holiday trips abroad in EU countries between 1985 and 1997, *Tourism Economics*, 10 (4), 403-417.
- Van Soest, A. y Kooreman, P., (1987), A Micro-Economic Analysis of Vacation Behaviour, *Journal of Applied Econometrics*, 2, 215-226.
- Van der Ark, L.A. y Richards, G., (2006), Attractiveness of cultural activities in European cities: A latent class approach, *Tourism Management*, 27(6), 1408-1413.
- Van Soest, A. y Kooreman, P., (1987), A Micro-Economic Analysis of Vacation Behaviour, *Journal of Applied Econometrics*, 2, 215-226.
- Vermunt, J.K. y Magidson, J., (2005), *Technical Guide for Latent GOLD 4.0: Basic and Advanced*. Belmont Massachusetts: Statistical Innovations Inc.
- Wang, Y. y Davidson, M.C.G., (2010), A review of micro-analyses of tourist expenditure, *Current Issues in Tourism*, 13(6), 507-524.
- Wang, K., Yau, K.K.W. y Lee, A.H., (2002), A hierarchical Poisson mixture regression model to analyse maternity length of hospital stay, *Statistics in Medicine*, 21(23) 3639-3654.

- Weagly, R.O. y Huh, E., (2004), Leisure Expenditures of Retired and Near-Retired Households, *Journal of Leisure Research*, 36(1), 101-127.
- Wedel, M., Desarbo, W.S., Bult, J.R. y Ramaswamy, V., (1993), A latent class Poisson regression model for heterogeneous count data, *Journal of Applied Econometrics*, 8(4), 397-411.
- Xiang, L., Yau, K.K.W., Lee, A.H., y Fung, W.K., (2005), Influence diagnostics for two-component Poisson mixture regression models: application in public health, *Statistic in Medicine*, 24(19), 3053-3071.
- Yau, K.K.W., Lee, A.H. y Ng, A.S.K., (2003), Finite mixture regression model with random effects: application to neonatal hospital length of stay, *Computational Statistics & Data Analysis*, 41(3-4), 359-366.

Conclusiones Generales

Los trabajos que investigan el comportamiento turístico de los hogares son relativamente escasos. La mayoría de trabajos relacionados con el turismo se centran en el estudio de macromagnitudes económicas que tratan de medir el impacto del turismo sobre la economía en general, lo que ha supuesto un cierto abandono de los análisis microeconómicos. Esta tesis contribuye a ampliar la literatura sobre consumo turístico desde una perspectiva microeconómica. El análisis microeconómico de la demanda de servicios turísticos permite estudiar la influencia de variables esenciales en los procesos de decisión, que se ignoran en los análisis agregados. Este tipo de modelos reconoce la heterogeneidad de características y preferencias de los hogares, lo que permite una aproximación más realista cuando se analizan las decisiones de consumo turístico y gasto. En este sentido, la incorporación de estos modelos supone una contribución a la investigación en economía del turismo.

Los resultados demuestran la relevancia que tienen las restricciones (económicas y no económicas) y las preferencias de los hogares en la decisión de consumo turístico. Es precisamente la heterogeneidad que presentan los hogares en sus decisiones de consumo lo que hace tan interesante el análisis de la demanda turística vinculada a determinadas características económicas y sociodemográficas. El efecto atribuido a los ingresos del hogar y a su situación económica en el consumo turístico parece evidente, sin embargo, es importante conocer hasta qué punto este tipo de variables influyen en su consumo.

En todos los capítulos se estudia especialmente el efecto de los ingresos del hogar sobre la demanda turística. La segmentación de los hogares, desde los que consumen servicios turísticos a los que no y, la que se efectúa basándose en sus preferencias de consumo permite determinar el impacto de los ingresos de manera más real que tratándolos a todos de manera homogénea. Estas diferencias en las especificaciones de los modelos

estimados arrojan importantes conclusiones: los ingresos son la variable que mayor poder explicativo tiene sobre la demanda turística; sin embargo, las variaciones en el nivel de renta no presentan los mismos efectos en la variación del consumo turístico de los hogares. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de otros factores económicos y sociodemográficos que pueden compensar o restringir el consumo turístico efectivo.

El análisis de gasto turístico junto a la elección de participación en el consumo permite determinar hasta qué punto los ingresos de un hogar afectan a su demanda turística. Mientras que la elasticidad renta calculada para los hogares que consumen servicios turísticos es relativamente baja e inferior a la unidad, su estimación para el conjunto de hogares es bastante mayor. Estos resultados indican que el gasto turístico del conjunto de hogares españoles es altamente sensible a variaciones de sus ingresos.

La especificación de un modelo de clases latentes para modelizar el gasto turístico permite tener en cuenta las preferencias de los hogares. Así se consigue realizar una segmentación de los hogares en función de su volumen de consumo, dadas sus preferencias, estableciendo al mismo tiempo las clases de consumidores a partir de los condicionantes sociales, demográficos y económicos. Los resultados muestran que los ingresos actúan como factor discriminante entre los diferentes hogares modificando las preferencias que afectan a las decisiones de consumo turísticos. Sin embargo, no ejercen un papel demasiado significativo en la determinación del gasto final de cada grupo.

Con todo lo anterior es posible obtener algunas conclusiones generales: [1] la valoración que un hogar hace de su situación económica no sólo dependerá del nivel de ingresos, sino que en ella influyen diversos factores sociodemográficos y económicos. En la valoración de la posibilidad de viajar, dada su situación económica, el hogar realiza un juicio complejo en el que intervienen variables no estrictamente económicas específicas de cada hogar y de cada uno de sus miembros; [2] la evolución futura de los movimientos turísticos podría ser más dependiente de la frecuencia con la que los hogares viajan convirtiéndose en la clave del crecimiento futuro de la demanda. Sin embargo, para los hogares españoles la distribución de frecuencias de los trimestres con

gasto muestra que estos no son demandantes intensivos. La baja intensidad de participación no tiene por qué ser una garantía de su potencial crecimiento. Ni siquiera una evolución favorable de sus ingresos tendría efectos considerables en el aumento de su frecuencia de viaje; [3] las variaciones de los ingresos en los hogares, debido a factores externos como la crisis o el desempleo, o a otros factores del hogar y sus miembros, no tienen el mismo efecto en las variaciones de la demanda turística final. Para el análisis de la demanda turística será necesario utilizar herramientas de estimación que permitan recoger la heterogeneidad de los consumidores. Adicionalmente, el análisis de los efectos de la crisis, especialmente el incremento del paro y la caída de los ingresos son fenómenos que deben mejorar las predicciones de demanda del sector. En un entorno social de crisis económica la importancia del efecto de la renta se reduce en la decisión de participar de los hogares españoles, por el contrario este efecto se vuelve más relevante cuando se trata de decidir su nivel de gasto. En cuanto al desempleo, los resultados obtenidos revelan la conveniencia de incluir información sobre la situación laboral del sustentador principal, y si cabe, del resto de miembros en las decisiones de participación, frecuencia de viaje y gasto turístico. En España, donde su economía se caracteriza por las elevadas tasas de desempleo y donde el ciclo económico afecta a la permanencia de empleo de los individuos, esta consideración ayuda a obtener una imagen más real sobre el comportamiento del hogar; [4] el tratamiento de la segmentación de los hogares, señalando las características de los consumidores potenciales y el diferente efecto que tienen algunos factores en cada segmento, son necesarios para generar predicciones más precisas de la demanda turística; [5] las decisiones anteriores no deben analizarse como meras variables exógenas. La tendencia de crecimiento de la economía mundial y los cambios que se prevén en todos los ámbitos afectan de manera significativa al desarrollo de la actividad turística; cuestiones como el envejecimiento demográfico, las nuevas estructuras familiares, la mayor disponibilidad de tiempo de ocio, cambios en el poder adquisitivo familiar o el cambio en el mercado laboral son un buen ejemplo de ello. Será necesario que el seguimiento y análisis de la demanda turística se realice en un entorno de constantes cambios y, en la actualidad, con perspectivas de estancamiento.

La tesis contribuye al análisis de la demanda turística señalando la heterogeneidad de comportamiento y preferencias de los consumidores, para los que el nivel de ingresos es sólo un factor en el conjunto de determinantes económicos y sociodemográficos que afectan a sus decisiones de consumo.