

LA PARTICIPACIÓN DE LAS FAMILIAS ESPAÑOLAS EN EL CONSUMO TURÍSTICO

Joaquín ALEGRE MARTÍN

Llorenç POU GARCIA (*)

Universitat de les Illes Balears
y unidad asociada al CSIC (UIB-IMEDEA)

Resumen

En este artículo se analiza la demanda turística de las familias españolas, estudiando los determinantes de su decisión de consumo. Se emplea para ello un modelo *logit* de elección discreta con datos de la *Encuesta continua de presupuestos familiares* del período 1985-1996. Los resultados apuntan a que las restricciones de tiempo libre, los factores culturales, los ingresos (con una elasticidad renta inferior a la unidad), la edad y el efecto generacional son determinantes esenciales en la decisión de viajar. Se detecta, además, una importante heterogeneidad en la intensidad con que las anteriores variables influyen en la decisión de consumo.

Palabras clave: demanda turística, modelo de participación turística, análisis de elección discreta, *Encuesta de presupuestos familiares*.

Abstract

This article analyses the tourism demand of Spanish families and examines the factors determining their consumption decision. For this purpose a discrete choice logit model with data of the *Continuous Family Budget Survey* for the period 1985-1996 is used. The results indicate that restrictions on free time, cultural factors, income (with an income elasticity below one), age and the generational effect are essential determining factors in the decision to travel. A considerable heterogeneity is also found in the degree to which the foregoing variables affect the consumption decision.

Key words: tourist demand, model of tourist participation, discrete choice analysis, *Continuous Family Budget Survey*.

JEL classification: C25, D12.

I. INTRODUCCIÓN

EL hecho de que España sea uno de los principales países receptores de turistas a escala mundial ha provocado que buena parte de la literatura económica que ha analizado la demanda turística en España se haya centrado en la evolución de las series de llegadas de turistas y en los determinantes que explican su variabilidad (Padilla, 1988; Espasa, Gómez y Jareño, 1990; González y Moral, 1996). El análisis de las familias españolas en tanto consumidoras de bienes y servicios turísticos, en cambio, no ha merecido la misma atención, a pesar de que su gasto en este tipo de actividades pueda cifrarse en alrededor del 5 por 100 del consumo agregado final (INE, 2001) y de que la inmensa mayoría de viajes, alrededor de un 91 por 100 (IET, 2002), sean interiores.

El propósito de este trabajo es analizar los determinantes más importantes de la probabilidad de consumir bienes y servicios turísticos de los hogares españoles. Aunque las principales razones para no viajar son económicas (1), existen múltiples condicionantes que restringen el consumo turístico (Hudson y Gilbert, 2000). Desde una perspectiva microeconómica, la participación en el consumo puede depender no sólo del nivel de renta, sino también de la edad, el nivel educativo o el número de miembros y la composición de la familia. En este sentido, este trabajo pretende

analizar el efecto tanto de las variables económicas (principalmente los ingresos) como de las sociodemográficas. Las tendencias sociodemográficas de las familias españolas, y en general de las europeas, se caracterizan por un incremento de los hogares unipersonales y de las parejas sin hijos, la masiva participación de la mujer en el mercado laboral, un aumento de los niveles de estudios de los ciudadanos y un mayor peso de las personas de mayor edad, con un incremento del número de retirados. La influencia de estas variables sobre la propensión al consumo turístico puede ser tan importante como el efecto del crecimiento económico en sí mismo.

Los resultados de nuestro análisis facilitan una reflexión sobre el grado de madurez del mercado turístico español. Graham (2001) supone que, como consecuencia de circunstancias familiares o de trabajo, posiblemente existe una proporción máxima de la población dispuesta a realizar algún viaje turístico. Una vez que un país alcanza ese límite, la proporción de gente que viaja se mantendrá constante, incluso si la renta aumenta o los precios del viaje disminuyen, dependiendo el crecimiento de la demanda del incremento del número de vacaciones anuales o de su mayor extensión en el tiempo. La evidencia empírica presentada por Graham (2001) para algunos países europeos muestra una tendencia creciente en el porcentaje de la población que realiza algún

viaje turístico, aunque presenta valores diferentes (en la década de los noventa, alrededor del 60 por 100 en los mercados británico y francés; 70-80 por 100 en el mercado alemán y 70 por 100 en el mercado holandés). En el mercado español, en el año 2000, el 47 por 100 de los españoles realizó algún viaje turístico, correspondiendo a un 58,7 por 100 de los hogares españoles (IET, 2001). En relación con los valores presentados por Graham (2001), estas cifras están muy por debajo de los mercados europeos y de los valores máximos señalados por Schmidhauser (1975), Pearce (1989) y Cooper y Boniface (1994).

Para el análisis empírico de las cuestiones anteriores se han empleado los datos de la *Encuesta continua de presupuestos familiares* para el período 1985-1996. La utilización de información microeconómica ha hecho posible contrastar la capacidad explicativa de un conjunto amplio de variables sociodemográficas, difícilmente abordable con datos agregados. Asimismo, la disposición de un número importante de hogares nos ha permitido detectar la existencia de una fuerte heterogeneidad en el comportamiento de las familias.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: en el apartado II, se revisan algunos trabajos anteriores sobre el tema; en el III, se presenta brevemente la base de datos y se aborda la descripción de la participación de las familias españolas en la demanda turística, atendiendo a su relación con variables como la edad, los ingresos familiares o el nivel de estudios; a continuación, en el apartado IV, se discute el modelo teórico y algunas cuestiones económicas; en el V, se presentan los resultados de la estimación econométrica y se destaca la heterogénea respuesta de las familias ante variaciones de sus ingresos. El trabajo finaliza con una discusión de las principales conclusiones que se derivan del mismo.

II. LITERATURA ECONÓMICA

La literatura internacional con datos microeconómicos que ha tratado los determinantes de consumir turismo es escasa. Un primer grupo de trabajos se ha centrado en la incidencia del concepto del ciclo de vida de la familia para, entre otros aspectos, predecir la propensión a viajar, la distancia del viaje o el gasto turístico efectuado (Zimmermann, 1982; Lawson, 1989, 1991; Romsa y Blenman, 1989; Bojanic, 1992; Oppermann, 1995a, b; Collins y Tisdell, 2001, entre otros). Estos trabajos muestran cómo la proporción de hogares que viajan varía en función de la edad de los individuos y, en consecuencia, está re-

lacionada con variables como el estado civil, la situación laboral, el número de hijos, etc., lo que permitiría detectar comportamientos diferentes según la fase del ciclo de vida de la familia.

Un segundo grupo de trabajos ha adoptado la perspectiva del análisis económico, estimando modelos explicativos bien sobre la decisión de consumo, bien sobre el gasto turístico realizado (Dardis, Derrick, Lehfeld y Wolfe, 1981; Van Soest y Kooreman, 1987; Davies y Mangan, 1992; Cai, Hong y Morrison, 1995; Fish y Waggle, 1996; Cai, 1998; Hong, Kim y Lee, 1999; Coenen y van Eekeren, 2001). La mayoría de estos trabajos estiman los determinantes del gasto turístico teniendo en cuenta que se trata de una variable censurada. En términos generales, sus resultados muestran que tanto los ingresos como las características sociodemográficas (edad y nivel educativo del sustentador principal, número de miembros del hogar, tamaño de la población de residencia, etc.) son factores explicativos del gasto turístico de los hogares. En concreto, en todos los trabajos se observa un efecto positivo y significativo sobre el gasto del nivel educativo, de la condición de estar casado y del tamaño de la población (grado de urbanización). Por el contrario, el número de hijos incide negativamente sobre el gasto. En Cai (1998) se obtiene un efecto positivo y no lineal de la edad sobre el gasto turístico en alimentos. En cuanto a los ingresos, se obtiene una relación causal positiva entre los ingresos y el gasto en turismo, con un valor de la elasticidad inferior a la unidad en Cai, Hong y Morrison (1995) y Cai (1998), alrededor de uno en Coenen y van Eekeren (2001), y superior a la unidad en Van Soest y Kooreman (1987) y Davies y Mangan (1992) (2).

Cai (1998) y Hong, Kim y Lee (1999), ambos con datos microeconómicos del *Consumer Expenditure Survey* americano, han analizado específicamente la probabilidad de viajar de las familias. Mientras el primero incluye hogares de todas las edades, el segundo se circunscribe a los hogares con el sustentador principal mayor de 54 años. En ambos casos se obtiene una relación positiva y significativa de los ingresos, el nivel educativo, estar casado, estar jubilado y poseer la vivienda principal en régimen de propiedad. En cambio, estar desempleado y el número de hijos influye negativamente en la probabilidad de viajar, mientras que la edad describe un efecto positivo, pero no lineal. Hong, Kim y Lee (1999) incluyen una variable de gasto en sanidad, si bien no resulta estadísticamente significativa. Cai (1998) estima una elasticidad renta inferior a la unidad, lo que supondría que si bien la renta afectaría positivamente a la probabilidad de viajar, su efecto sería menos que proporcional.

En lo que respecta a los trabajos con datos españoles, Usach (2001) ha analizado la demanda turística de los hogares españoles, considerando explícitamente cuáles son los determinantes de la decisión de consumo a partir de la información disponible en la *Encuesta básica de presupuestos familiares* (1990-1991). Este autor concluye que la renta disponible es el componente con mayor peso explicativo, si bien no calcula la elasticidad renta sobre la probabilidad de viajar. En su trabajo, los ingresos, el tamaño del municipio de residencia y la posesión de un vehículo inciden positivamente sobre la probabilidad de viajar, mientras que la condición de parado del sustentador principal reduce la probabilidad; la condición de ser pensionista, que presenta un signo negativo, no es estadísticamente significativa.

III. BASE DE DATOS Y EVIDENCIA DESCRIPTIVA

1. La base de datos

La base de datos utilizada es la *Encuesta continua de presupuestos familiares* (ECPF), en el período 1985 a 1996. La ECPF, elaborada por el INE, entrevista cada trimestre a 3.100 hogares españoles, anotándose el total de gastos efectuados, así como sus ingresos, e información sociodemográfica y laboral de los hogares (3). La ECPF se establece como un panel rotatorio representativo de la población española en el que cada trimestre un 12,5 por 100 de los hogares es reemplazado, de forma que es posible seguir a los hogares hasta un máximo de ocho trimestres. En este trabajo se han incluido todos los hogares que contestaron un mínimo de cuatro trimestres, utilizándose la información de los cuatro últimos trimestres entrevistados. Con ello se disminuye la posibilidad de clasificar erróneamente hogares como no consumidores turísticos, lo que podría producirse si se emplea la información de un único trimestre. Dado el fuerte sesgo estacional del gasto turístico, la utilización de información anual permite obviar esta cuestión.

Entre las diferentes categorías de bienes y servicios que componen el gasto total, en la ECPF se especifica el gasto realizado por algún miembro del hogar al alojarse en un establecimiento hotelero o al contratar un paquete turístico. Aunque ambas partidas no agotan todos los posibles viajes turísticos (se excluyen, por ejemplo, los realizados a segundas residencias o a viviendas de familiares o amigos), en este trabajo se ha considerado que la familia ha rea-

lizado un viaje turístico si se recoge un gasto en cualquiera de estas dos categorías en alguno de los cuatro trimestres del año. Para evitar posibles errores de anotación en la encuesta, sólo se considera que un hogar ha viajado si anota un gasto en turismo por valor igual o superior a seis euros reales de 1985 (4).

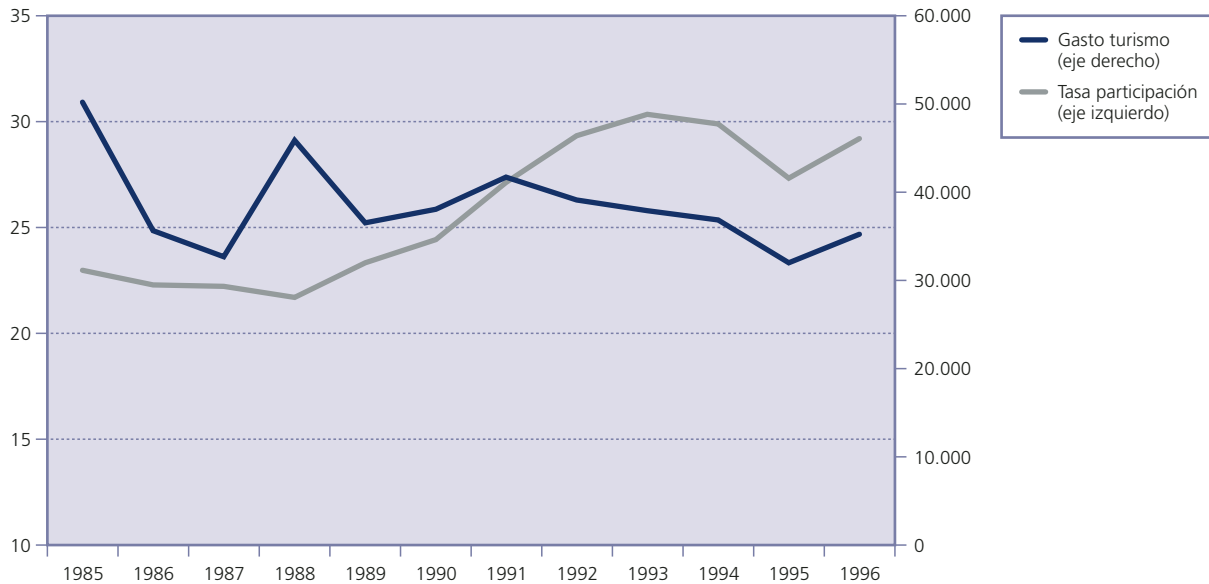
2. Evidencia descriptiva

A partir de la información disponible en la ECPF, y según nuestra definición de gasto turístico, el porcentaje de hogares que han participado en el consumo de turismo ha crecido del 23 al 29,2 por 100 entre 1985 y 1996, con un máximo del 30,3 por 100 en 1993. Sin embargo, el gasto medio por hogar (calculado únicamente sobre las familias que viajan) ha permanecido prácticamente estable a lo largo del período. La distinta evolución de ambas series (véase el gráfico 1) proporciona apoyo a la hipótesis de que la demanda turística responde a una doble decisión: a) la decisión de participar en este tipo de gasto, y b) el nivel de gasto condicionado a la participación, sin que necesariamente ambas decisiones deban depender del mismo conjunto de variables ni con la misma intensidad (Graham, 2001).

Como se ha visto en el apartado anterior, entre los factores que pueden explicar estas variables se encuentran el nivel de ingresos de las familias y sus características sociodemográficas. Dado que la edad del sustentador principal de la familia es la dimensión sobre la que se define el ciclo de vida familiar, resulta interesante estimar las tasas de participación y el gasto turístico en función de la misma. En el gráfico 2 se relaciona, para el conjunto de la muestra, la edad del sustentador principal con las tasas de participación y las medianas, en cada año de edad, de los ingresos y del gasto turístico (en este último caso, teniendo en cuenta únicamente los hogares que han realizado gasto).

El gráfico 2 ilustra cómo la proporción de hogares que viajan y el nivel de ingresos familiar siguen la misma forma de V invertida a lo largo del ciclo de vida, situándose el valor máximo en la etapa intermedia del mismo. La serie de gasto, por el contrario, permanece aproximadamente igual en los diferentes tramos de edad. Este resultado, similar al obtenido por Cai (1998) para los hogares americanos, no sólo sugeriría la importancia de los ingresos como base explicativa de la participación, sino que plantea además que es quizás esta última variable la clave de la evolución futura de la demanda turística de las familias españolas, dada su sensibilidad

GRÁFICO 1
TASA DE PARTICIPACIÓN Y GASTO MEDIO CONDICIONADO A VIAJAR, 1985-1996



Fuente: Elaboración propia a partir de la ECPF.

a las características que subyacen en el ciclo de vida de las familias.

Centrándonos en la decisión de viajar, uno de los objetivos de este trabajo es cuantificar la importancia relativa que sobre la misma tienen tanto los ingresos, calculando la correspondiente elasticidad renta, como las características familiares. De manera descriptiva, en el gráfico 3 se resalta la importancia del efecto de la renta. En él se muestran, para los cuatro intervalos de ingresos definidos por los cuartiles, los niveles de participación para diversos tramos de edad. El porcentaje de participación se incrementa radicalmente con el intervalo de ingresos, con medias del 11,64 por 100 en el intervalo de ingresos más bajos, 19,09 por 100 (ingresos medios bajos), 29,73 por 100 (medios altos) y 43,73 por 100 (altos). El resultado de esta segmentación pone de manifiesto que las restricciones a la participación son mayores en los hogares con menores ingresos y, como consecuencia de ello, que la influencia del ciclo de vida se ve reducida en este tipo de hogares.

Una de las principales características del consumidor, a la hora de definir sus motivaciones y necesidades, es posiblemente su nivel de estudios. Aunque se trata de una variable muy correlacionada con los ingresos, su capacidad para determinar las pre-

ferencias del consumidor hace que sea relevante por sí misma. En el gráfico 4 se muestra la evolución de la tasa de participación a lo largo del ciclo de vida según el nivel de estudios terminados del sustentador principal. La tasa de participación presenta el patrón esperado, con valores más elevados cuanto mayor es el nivel de estudios: los porcentajes medios son del 13,24 por 100 (sustentador principal sin estudios), 25,84 por 100 (estudios primarios), 42,45 por 100 (estudios medios) y 52,10 por 100 (superiores o universitarios). De nuevo debe destacarse la existencia de un ciclo de vida que no es homogéneo en todos los segmentos de la muestra, siendo su presencia casi inexistente cuando el sustentador principal carece de estudios.

El efecto de las variables anteriores, así como el de la mayoría de variables sociodemográficas, es detectable con datos de corte transversal. Existe otro factor de preferencias, sin embargo, que es independiente de la fase del ciclo de vida de la familia y cuya detección requiere de información longitudinal, que son los efectos generacionales (Deaton, 1997). La existencia de un efecto generacional, atribuible a hechos sociales o económicos, implica que individuos que nacieron en períodos diferentes presentarán una propensión a viajar diferente para la misma edad.

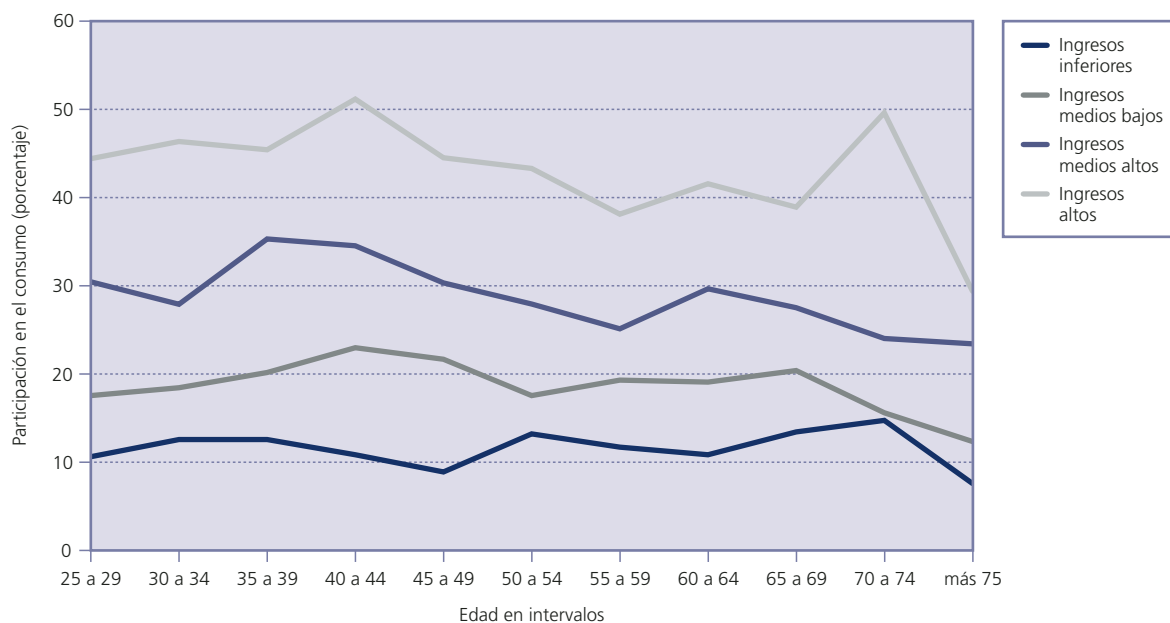
GRÁFICO 2
EVOLUCIÓN POR EDADES DE LA TASA DE PARTICIPACIÓN, EL NIVEL DE INGRESOS
Y EL GASTO EN TURISMO DE LOS HOGARES QUE VIAJAN



Nota: Los valores del gasto turístico de los que participan y del nivel de ingresos se corresponden con la mediana de cada año de edad, mientras que la participación se define sobre un porcentaje.

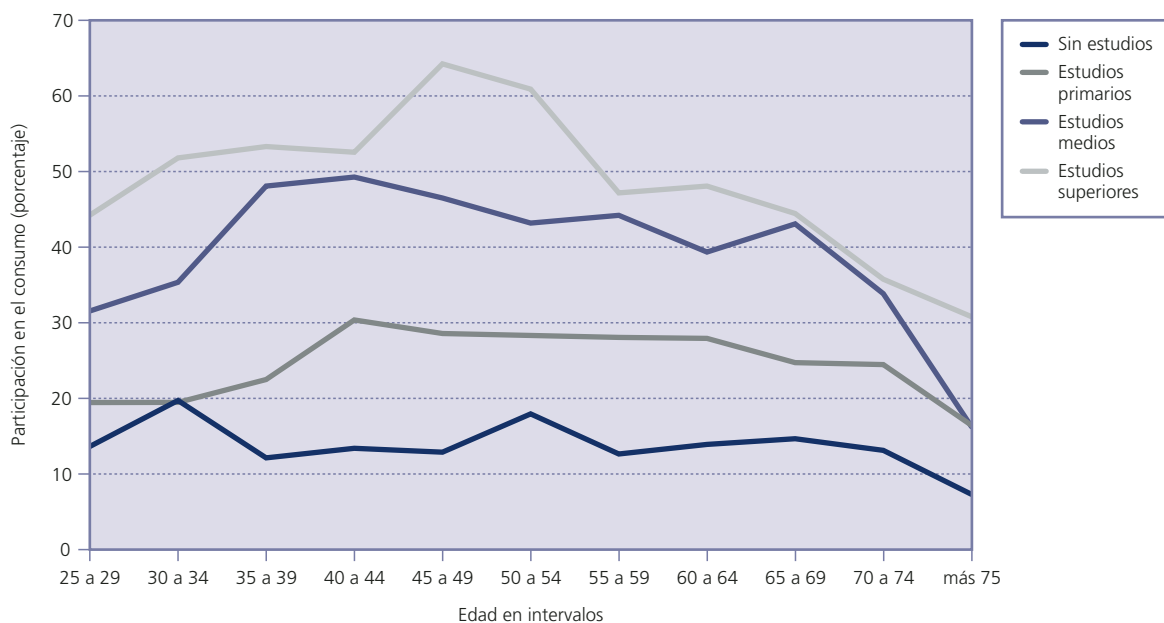
Fuente: Elaboración propia a partir de la ECPF, 1985-1996.

GRÁFICO 3
PARTICIPACIÓN EN EL CONSUMO DE TURISMO POR TRAMOS DE EDAD Y NIVEL DE INGRESOS



Fuente: Elaboración propia a partir de la ECPF, 1985-1996.

GRÁFICO 4
TASA DE PARTICIPACIÓN EN TURISMO POR TRAMOS DE EDAD Y NIVEL DE ESTUDIOS



Fuente: Elaboración propia a partir de la ECPF, 1985-1996.

En el gráfico 5 puede seguirse la evolución de la tasa de participación en función de la edad, cuando se agrupan los hogares según el año de nacimiento de su sustentador principal (cohortes). En el gráfico se muestran cinco cohortes, correspondientes a los hogares que en 1985 tenían entre 25 y 29 años, entre 35 y 39 años, entre 45 y 49 años, entre 55 y 59 años, y entre 65 y 69 años. Puede comprobarse que la tasa de participación para una determinada edad no es fija a lo largo del tiempo, sino que, en términos generales, aumenta con el paso de los años. De hecho, si se comparan las cohortes contiguas se observa que, para una misma edad, la tasa de participación de la cohorte más joven es superior a la de la cohorte mayor. Aunque parte de la diferencia entre esas dos observaciones pueda asignarse al efecto agregado del crecimiento económico, esta imagen sugiere la posible existencia de un efecto generacional.

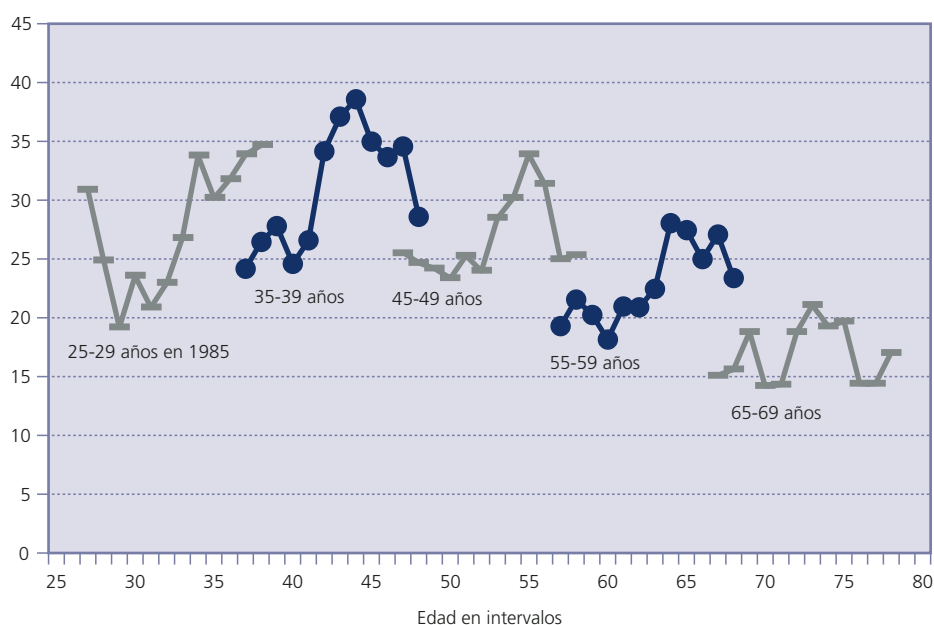
En cuanto al resto de variables sociodemográficas, en el cuadro n.º 1 se muestran los diferentes perfiles existentes entre los hogares que viajan y los que no lo hacen. Las estimaciones microeconómicas deben confirmar la incidencia de esas variables sobre la probabilidad de viajar.

IV. EL MODELO DE ELECCIÓN DISCRETA

1. Introducción al modelo

Desde el punto de vista de la teoría del consumo, la decisión de consumir un bien o servicio depende esencialmente de las preferencias del consumidor. Éste se enfrenta a unos ingresos y a unos precios de los bienes y servicios que determinan su restricción presupuestaria. Entre las distintas alternativas de consumo a las que puede optar, un individuo elegirá aquella combinación que le reporte la mayor utilidad (McFadden, 1974; Manski, 1977). En el caso de que las alternativas a elegir sean únicamente dos, nos encontramos ante un modelo de elección binaria. En el modelo de participación en el mercado turístico, el consumidor elige entre la opción de consumir servicios turísticos, T , o bien no consumirlos, NT . Se supone que el consumidor que elige realizar un gasto en turismo es porque percibe una mayor utilidad en la opción de realizar el viaje, mientras que, por el contrario, el consumidor que no viaja debe percibir una mayor utilidad renunciando a este tipo de gasto. Siendo U la utilidad que obtiene el individuo, la probabilidad de que un consumidor elija la opción T será $P(T) = P(U_T \geq U_{NT})$, y la

GRÁFICO 5
EVOLUCIÓN DE LA TASA DE PARTICIPACIÓN POR COHORTES, 1985-1996



Fuente: Elaboración propia a partir de la ECPF.

CUADRO N.º 1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES
(ECPF, 1985-1996)

	Todos los hogares	Hogares que no participan	Hogares que participan
Número total de hogares	18.038	13.339	4.699
Gasto en turismo	9.941 (36.463)	0	38.107 (63.493)
Gasto en turismo/gasto total (porcentaje)	0,6 (1,9)	—	2,4 (3,2)
Ingresos.....	1.239.020 (783.183)	1.109.021 (680.872)	1.608.046 (924.433)
Nivel educativo (porcentaje) (*):			
Analfabeto o sin estudios.....	26,8	56,2	13,6
Primaria	56,0	7,2	55,5
Secundaria.....	9,3	5,0	15,1
Superior o universitaria.....	7,7	9,0	15,5
Tipo de hogar (porcentaje):			
Hogares unipersonales	8,4	9,0	6,7
Pareja sin niños	15,4	16,6	12,1
Pareja con niños.....	19,1	18,3	21,3
Pareja con hijos (>14 años).....	56,9	55,9	59,6
Género femenino sust. prin. (porcentaje) (*)	16,6	17,6	13,7
Edad (*).....	52,9 (14,4)	53,87 (14,4)	50,51 (13,07)
Número perceptores ingresos.....	1,73 (0,82)	1,71 (0,82)	1,79 (0,84)
Activo (porcentaje) (*).....	62,5	59,4	71,4
Desempleado (porcentaje) (*)	7,2	8,1	4,7
Retirado (porcentaje) (*)	37,5	40,6	28,6
Casado (porcentaje) (*).....	0,803	78,9	84,1
Regimen vivienda —en propiedad— (porcentaje).....	86,7	86,1	88,1
Poseen al menos un coche (porcentaje).....	69,7	65,6	81,2
Municipios excluyendo Madrid y Barcelona (porcentaje).....	61,1	64,8	50,6

Nota: (*) Indica que esa variable se refiere al sustentador principal.
Los valores corresponden a la media, y entre paréntesis a la desviación estándar.
El gasto y los ingresos se miden en pesetas constantes de 1985.

probabilidad de la opción NT será $P(NT) = 1 - P(T)$. Si suponemos que la función de utilidad indirecta de un individuo, U , es aleatoria, y que puede expresarse como la suma de una parte determinista, V , y una parte aleatoria, ε , se tiene:

$$P(T) = P(U_T \geq U_{NT}) = P(V_T + \varepsilon_T \geq V_{NT} + \varepsilon_{NT}) = \\ = P(V_T - V_{NT} \geq \varepsilon_T + \varepsilon_{NT})$$

Si se especifica la parte determinista como una función lineal de un conjunto de variables x , entonces se obtiene la expresión:

$$P(T) = P(\beta'_T x - \beta'_{NT} x + \varepsilon_T - \varepsilon_{NT} | x) = P(\beta' x + \varepsilon | x)$$

La probabilidad de elegir la opción T depende, por tanto, del valor de las variables x (que recogerán las características sociodemográficas, económicas, preferencias y movilidad de la unidad familiar) y de la especificación del término aleatorio. La aceptación para este último término de una distribución logística conduce a la especificación de un modelo *logit* de elección discreta.

Para discutir los resultados obtenidos en el modelo se analizan los efectos marginales y, en el caso de la variable ingresos, la elasticidad. El efecto marginal de una variable j se define como la variación en la probabilidad consecuencia de incrementar en una unidad esa variable, manteniendo constantes las res-

tantes. Siguiendo a Greene (1998), los efectos marginales se pueden calcular para cada observación, obteniendo después la media de los efectos individuales para distintos segmentos de la muestra.

2. Variables explicativas en el modelo

A continuación, en primer lugar, se definen las variables y su especificación en el modelo. En segundo lugar, se discute cuál es el signo esperado de los coeficientes estimados.

a) Los ingresos se computan como el global de ingresos después de impuestos de todos los miembros de la familia en pesetas constantes de 1985, introduciéndose en forma logarítmica. Asimismo, se incluye una aproximación adicional al nivel económico de la familia, incorporando la pertenencia de la familia al grupo de hogares con ingresos superiores o inferiores a la mediana (5).

b) La edad del sustentador principal del hogar, definida en años, se introduce de manera aditiva y elevada al cuadrado para permitir su efecto no lineal.

c) Respecto al número de miembros de la familia y su composición, la clasificación del tipo de hogar sigue la propuesta de la ECPF, que distingue entre hogares unipersonales, parejas sin niños, parejas con niños y parejas con adultos (mayores de catorce años).

d) El nivel de estudios (del sustentador principal) se ha resumido en cuatro grados: analfabetos o sin estudios, estudios básicos (hasta ocho años de escolarización), medios (hasta doce años estudiados) y superiores (universitarios).

e) La información laboral del hogar se recoge en tres variables. En primer lugar, una variable con el número de perceptores de ingresos. En segundo lugar, se incorpora una variable cualitativa relativa a la relación del sustentador principal con la actividad económica, que distingue si éste está o no retirado (6). Asimismo, se introduce una variable específica para recoger la situación de paro del sustentador principal.

f) En cuanto a la ubicación geográfica, se conoce el tamaño del municipio en el que vive el hogar. Siguiendo la clasificación de la ECPF, se generan variables ficticias para recoger si el municipio es eminentemente rural (menos de 10.000 habitantes), urbano de tamaño medio (mayores de 10.000 habi-

tantes excepto Madrid y Barcelona) o se trata de una gran urbe (Madrid y Barcelona). Finalmente, en el modelo únicamente se ha mantenido la variable correspondiente a las grandes urbes, debido a que la variable correspondiente a ciudades de tamaño medio no resultaba significativa.

g) Se incorpora información sobre el régimen de propiedad de la vivienda (propia o en alquiler) y, en el caso de que sea de propiedad, si mantiene pendiente alguna hipoteca. En las estimaciones preliminares del modelo, el pago de una hipoteca no resultaba estadísticamente significativo, por lo que no se incluye en la estimación final.

h) Como un indicador de movilidad se incluye una variable cualitativa que recoge si el hogar dispone de al menos un coche.

i) Se han creado variables cualitativas que permiten asociar cada hogar a una generación (cohorte) en función de la fecha de nacimiento del sustentador principal, generando los grupos a partir de un intervalo de cinco años. Así, se han creado doce cohortes según los siguientes intervalos: 1906-1910, 1911-1915, ..., 1961-65, 1966-1970 (7).

j) Por último, se introducen variables cualitativas anuales para recoger los efectos agregados del ciclo económico comunes a toda la muestra (8).

Se ha probado además la capacidad explicativa del género del sustentador principal, que, en función de anteriores análisis del consumo familiar, podía resultar significativa, pero finalmente ha sido descartada en la estimación definitiva del modelo por no ser estadísticamente significativa.

En cuanto al signo esperado de las variables, éste depende de si la variable se clasifica como una restricción (monetaria o temporal) o si se relaciona con las preferencias de los individuos. Respecto a las restricciones monetarias, dado que el turismo es un bien normal, el signo esperado de los ingresos sobre la probabilidad de viajar es positivo. Una segunda variable es la situación de ocupado/desempleado del sustentador principal; puesto que estar desempleado podría suponer una reducción en el consumo como consecuencia del motivo precaución (Deaton, 1997), es de esperar un efecto negativo cuando el sustentador principal está en situación de desempleo. Una tercera variable económica está conformada por el régimen de tenencia de la vivienda principal (en propiedad/alquiler). Algunos autores (Jappelli, 1990; Rumkole, 1991) sugieren que los hogares con

CUADRO N.º 2

ESTIMACIÓN DEL MODELO DE LA PROBABILIDAD
DE CONSUMO TURÍSTICO

Variables	β	Wald	Sig.	Exp. (B)
Constante	-17,747	170,08	0,000	0,000
Ingresos inferiores a la mediana (*)	—	—	—	—
Ingresos superiores a la mediana.....	0,238	16,08	0,000	1,268
Log (ingresos)	1,011	250,34	0,000	2,749
Sin estudios (*)	—	—	—	—
Estudios primarios	0,457	74,55	0,000	1,580
Estudios medios.....	0,816	111,92	0,000	2,261
Estudios superiores	0,881	111,45	0,000	2,413
Hogar unipersonal (*).....	—	—	—	—
Pareja sin niños.....	-0,627	49,66	0,000	0,534
Pareja con niños	-0,874	78,87	0,000	0,417
Pareja con adultos (mayores de 14 años).....	-0,789	81,20	0,000	0,454
Número de perceptores de ingresos.....	-0,202	49,06	0,000	0,817
Edad.....	0,067	7,53	0,006	1,069
Edad al cuadrado.....	-0,0005	5,80	0,016	1,000
Cohorte 75 a 79 en 1985 (*)	—	—	—	—
Cohorte 25 a 29 en 1990	1,178	2,56	0,110	3,249
Cohorte 25 a 29 en 1985	1,249	3,39	0,065	3,485
Cohorte 30 a 34 en 1985	1,096	3,11	0,078	2,991
Cohorte 35 a 39 en 1985	0,973	2,95	0,086	2,645
Cohorte 40 a 44 en 1985	0,896	3,06	0,080	2,450
Cohorte 45 a 49 en 1985	0,668	2,15	0,143	1,950
Cohorte 50 a 54 en 1985	0,681	2,88	0,090	1,976
Cohorte 55 a 59 en 1985	0,620	3,21	0,073	1,860
Cohorte 60 a 64 en 1985	0,653	4,95	0,026	1,922
Cohorte 65 a 69 en 1985	0,323	1,69	0,193	1,382
Cohorte 70 a 74 en 1985	0,283	1,55	0,214	1,327
Municipios excluyendo Madrid y Barcelona (*).....	—	—	—	—
Madrid y Barcelona.....	0,257	45,76	0,000	1,293
Activo (*).....	—	—	—	—
Retirado	0,169	7,87	0,005	1,185
Sustentador principal trabajando (*)	—	—	—	—
Sustentador principal en paro	-0,227	7,04	0,008	0,797
Vivienda en propiedad (*).....	—	—	—	—
Vivienda en alquiler	-0,183	10,52	0,001	0,832
Sin coche (*).....	—	—	—	—
Al menos un coche.....	0,276	28,54	0,000	1,317

R² de Cox & Snell = 0,12.R² de Nagelkerke R² = 0,17.

Test de Hosmer & Lemeshow = 0,344.

Nota: (*) Grupos de referencia.

la vivienda principal en alquiler tienen una mayor probabilidad de estar sujetos a restricciones de liquidez. En este contexto, ser inquilino, en comparación con la condición de propietario, debería afectar negativamente a la probabilidad de viajar.

Por otra parte, la existencia de restricciones temporales debería reducir la probabilidad de consumir bienes y servicios turísticos. Así, tanto el número de perceptores de ingresos como el de miembros del hogar deberían presentar un signo negativo, puesto que posiblemente implican disponer de menos tiempo de ocio y enfrentan a la familia a mayores dificultades para combinar el tiempo de ocio disponible (Ghez y Becker, 1975; Juster, 1985; Browning y Meghir, 1991). Por la misma razón, la condición de retirado, en comparación con la de trabajador en activo, debería aumentar la probabilidad de viajar.

Finalmente, las variables relacionadas con las preferencias deberían presentar un efecto positivo. Juster (1985) argumenta que un mayor nivel educativo, como consecuencia del conjunto de conocimientos adquiridos y de las habilidades desarrolladas en el proceso de educación, aumenta la probabilidad de viajar. Respecto al efecto generacional, dado que las generaciones jóvenes valoran el consumo en general, y el ocio en particular, más que las generaciones mayores (Deaton, 1997), es de esperar una relación positiva entre la probabilidad de viajar y el año de nacimiento del sustentador principal, en concordancia con los resultados de Sakai, Brown y Mak (2000). A partir del concepto del ciclo de vida de la familia y la evidencia empírica de las decisiones globales de gasto de los hogares, que apuntan a un efecto de V invertida (Deaton, 1997), se espera un signo positivo con la variable edad y negativo con su cuadrado. Por último, puesto que la mayoría de viajes son de interior, la posesión de al menos un vehículo implica relajar la restricción de movilidad, por lo que para esta variable se espera un signo positivo sobre la probabilidad de viajar.

V. RESULTADOS

El modelo *logit* de elección binaria presenta un nivel de ajuste aceptable (R^2 de Cox & Snell y de Nagelkerke iguales a 0,12 y 0,17, respectivamente, y la prueba de Hosmer y Lemeshow con un nivel de significación de 0,344). El modelo obtiene un porcentaje de predicción global del 75,3 por 100, repartido en un 95,1 por 100 de aciertos cuando no se han consumido servicios turísticos y un 19 por 100 cuando se han consumido. En el cuadro n.º 2

se muestran las estimaciones y significación de los coeficientes del modelo; la significación estadística de los grupos de variables incluidas en el modelo (contrastos de razón de verosimilitud) se muestra en el cuadro n.º 3; en el cuadro n.º 4, junto con los valores medio, mínimo y máximo de la probabilidad estimada en cada categoría de la variable, se presentan las estimaciones de los efectos marginales medios. A continuación se comentan los resultados propiamente estadísticos correspondientes a las principales variables del modelo, ordenados según se trate de restricciones monetarias, de tiempo libre o de preferencias de los hogares.

La capacidad explicativa de los ingresos es elevada, presentando la relación positiva esperada. Considerando en primer lugar la división basada en la mediana de los ingresos, la pertenencia al grupo de ingresos superiores modifica el cociente de probabilidades, respecto al de ingresos por debajo de la mediana, en un 1,268. El efecto marginal medio es igual a 0,0512, es decir, que situarse entre las familias con ingresos por encima de la mediana incrementa la probabilidad de consumo en un 5,12 por 100. Si consideramos las variaciones de los ingresos, el efecto marginal medio (calculado para incrementos de 100.000 pesetas anuales) es de 1,62 por 100, presentando para los cuatro intervalos de ingresos una relación decreciente: desde un 2,12 por 100 de las familias con menores ingresos hasta el 1,08 por 100 de las familias con mayores ingresos (véase cuadro n.º 4). La elasticidad media calculada sobre toda la muestra es inferior a la unidad e igual a 0,748 (9). Si bien este resultado puede estar condicionado por la definición

CUADRO N.º 3

CONTRASTES DE SIGNIFICACIÓN CONJUNTA POR GRUPOS DE VARIABLES

	χ^2	<i>gdl</i>	<i>Sig.</i>
Ingresos.....	569.862	2	0,000
Educación.....	147.163	3	0,000
Tipo hogar.....	87.095	3	0,000
Número perceptores.....	49.901	1	0,000
Ciudad.....	45.496	1	0,000
Cohortes.....	17.937	11	0,083
Coche.....	29.007	1	0,000
Años.....	22.146	11	0,023
Vivienda en alquiler.....	10.708	1	0,001
Edad.....	7.598	1	0,022
Retirado.....	7.854	1	0,005
Sustentador principal en paro.....	7.227	1	0,007
Modelo.....	2.239.177	38	0,000

CUADRO N.º 4

PROBABILIDADES ESTIMADAS Y EFECTO MARGINAL MEDIO

	PROBABILIDAD			EFECTO MARGINAL MEDIO (**)
	Media	Mínima	Máxima	
Ingresos por debajo de la mediana (*).....	0,150	0,007	0,584	—
Ingresos por encima de la mediana.....	0,371	0,068	0,945	0,0512
Intervalo ingresos inferior.....	0,114	0,008	0,485	0,0212
Intervalo ingresos medios bajos.....	0,186	0,042	0,584	0,0170
Intervalo ingresos medios altos.....	0,304	0,068	0,740	0,0157
Intervalo ingresos altos.....	0,438	0,081	0,945	0,0108
Sin estudios (*).....	0,132	0,008	0,574	—
Estudios primarios.....	0,258	0,026	0,902	0,0818
Estudios medios.....	0,424	0,021	0,841	0,1847
Estudios superiores.....	0,521	0,095	0,945	0,2039
Hogar unipersonal (*).....	0,208	0,031	0,945	—
Pareja sin niños.....	0,205	0,008	0,902	-0,0885
Pareja con niños.....	0,291	0,019	0,801	-0,1593
Pareja con adultos (mayores de 14 años).....	0,273	0,013	0,843	-0,1391
Un perceptor de ingresos (*).....	0,237	0,019	0,945	—
Dos perceptores de ingresos.....	0,277	0,025	0,843	-0,0353
Tres perceptores de ingresos.....	0,278	0,026	0,812	-0,0366
Cuatro o más perceptores de ingresos.....	0,282	0,026	0,757	-0,0377
Edad 25 a 34.....	0,281	0,019	0,839	0,0085
Edad 35 a 44.....	0,314	0,019	0,814	0,0071
Edad 45 a 54.....	0,295	0,019	0,841	0,0055
Edad 55 a 64.....	0,253	0,022	0,945	0,0041
Edad 65 a 74.....	0,203	0,021	0,815	0,0031
Edad 75 a 84.....	0,129	0,008	0,742	0,0020
Cohorte 75 a 79 en 1985 (*).....	0,087	0,008	0,672	—
Cohorte 25 a 29 en 1990.....	0,291	0,027	0,839	0,3603
Cohorte 25 a 29 en 1985.....	0,307	0,019	0,793	0,3718
Cohorte 30 a 34 en 1985.....	0,321	0,024	0,801	0,3480
Cohorte 35 a 39 en 1985.....	0,316	0,019	0,841	0,3112
Cohorte 40 a 44 en 1985.....	0,307	0,024	0,835	0,2820
Cohorte 45 a 49 en 1985.....	0,270	0,025	0,843	0,2156
Cohorte 50 a 54 en 1985.....	0,253	0,019	0,945	0,1979
Cohorte 55 a 59 en 1985.....	0,236	0,022	0,902	0,1670
Cohorte 60 a 64 en 1985.....	0,223	0,021	0,815	0,1525
Cohorte 65 a 69 en 1985.....	0,158	0,025	0,742	0,0675
Cohorte 70 a 74 en 1985.....	0,138	0,022	0,618	0,0449
Municipios excluyendo Madrid y Barcelona (*).....	0,216	0,008	0,841	—
Madrid y Barcelona.....	0,330	0,025	0,945	0,0497
Activo (*).....	0,308	0,019	0,843	—
Retirado.....	0,193	0,008	0,945	0,0235
Sustentador principal trabajando (*).....	0,268	0,013	0,945	—
Sustentador principal en paro.....	0,170	0,008	0,812	-0,0295
Vivienda en propiedad (*).....	0,265	0,013	0,945	—
Vivienda en alquiler.....	0,232	0,008	0,794	-0,0286
Sin coche (*).....	0,161	0,008	0,832	—
Con coche.....	0,304	0,019	0,945	0,0519

Nota:

(*) Grupo de referencia.

(**) Para la variable ingresos, el efecto marginal se ha calculado sobre incrementos de 100.000 pesetas anuales.

restrictiva de gasto turístico efectuada en este trabajo, está en consonancia con la evidencia con datos microeconómicos para otros países (Cai, Hong y Morrison, 1995; Cai, 1998; Van Soest y Kooreman, 1987). Igualmente, las elasticidades medias son inferiores a la unidad para todos los tramos de ingresos, descendiendo desde un valor igual a 0,895 en el intervalo de ingresos más bajos, a valores estimados de 0,818 y 0,707 en los intervalos intermedios, y 0,572 en el intervalo de ingresos más altos (10). Las elasticidades renta estimadas en el modelo presentan, por tanto, dos características: son positivas e inferiores a la unidad y decrecientes en términos de los ingresos.

Por su parte, la tenencia de la vivienda en régimen de alquiler es estadísticamente significativa y con el signo negativo esperado, lo que confirmaría la interpretación de esta variable como un indicador de restricciones de liquidez, y un efecto marginal de -2,86 por 100.

Los resultados de las estimaciones indican la importancia de las restricciones temporales que la composición del hogar lleva implícitas. Concretamente, en las estimaciones del modelo se concluye que la probabilidad de consumir turismo respecto a no consumirlo es mayor en las personas que viven solas respecto a las personas que viven en pareja (véanse las *odds ratios* de la última columna del cuadro n.º 2). En consecuencia, los efectos marginales medios para toda la muestra presentan, respecto a los hogares unipersonales, un descenso en la probabilidad de consumo: del 8,85 por 100 en las parejas sin niños, del 15,93 por 100 en las parejas con niños y del 13,91 por 100 en las parejas con otros adultos.

Las variables referentes al mercado laboral también son estadísticamente significativas, y con un signo que pone de manifiesto el efecto que las restricciones temporales en el *trade-off* existente entre trabajo y ocio tienen sobre la demanda de turismo (Browning y Meghir, 1991). Así, el aumento en un perceptor disminuye en un 3,4 por 100 la probabilidad de consumir turismo. Las decisiones de la familia en cuanto a su distribución del tiempo entre el ocio y el trabajo muestran aquí un efecto característico: si bien al aumentar el número de perceptores aumenta el nivel de ingresos familiar (por ejemplo, pasar en la muestra de uno a dos perceptores incrementa en alrededor de un 50 por 100 los ingresos familiares), también se incrementan las restricciones al disfrute del ocio conjunto. Por su parte, la condición de parado frente a la de estar ocupado del sustentador principal presenta el signo negativo espe-

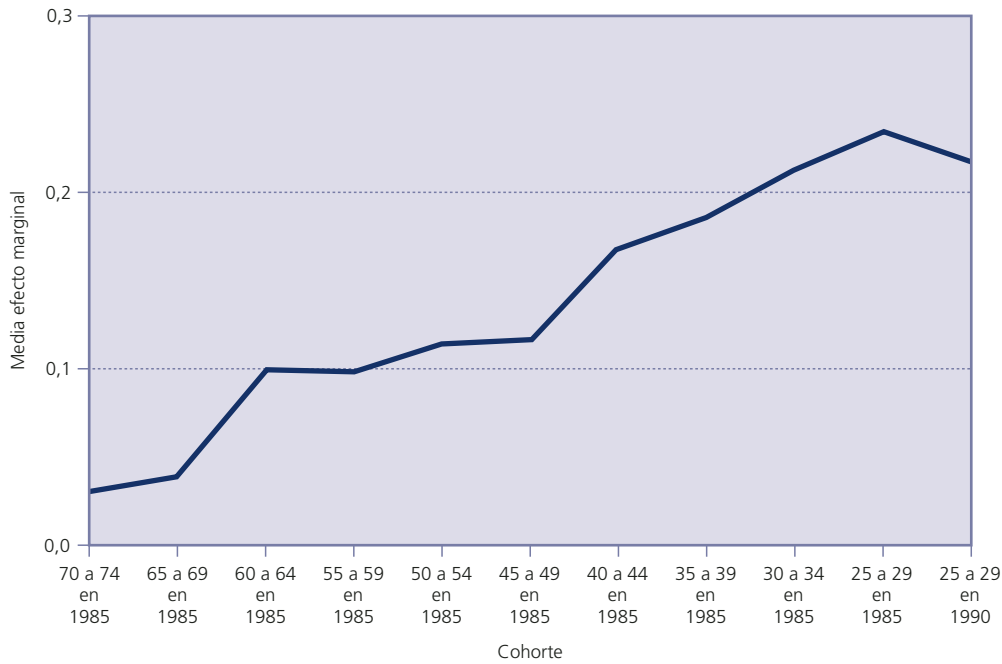
rado como indicador de un motivo precaución (Deaton, 1997), con un efecto marginal igual a -2,95 por 100. Por último, la relajación esperada de las restricciones temporales asociada a la condición de retirado se corrobora en las estimaciones con una relación positiva y significativa, obteniéndose un efecto marginal medio igual a 2,35 por 100.

En cuanto a las variables relacionadas con las preferencias de los hogares, en concordancia con lo observado en el gráfico 2, la edad mantiene con la probabilidad de consumo turístico una relación no lineal y significativa, que define una clara forma de V invertida a lo largo del ciclo de vida, alcanzándose el valor más elevado de la probabilidad media de consumir turismo (0,30), entre los 35 y los 45 años del sustentador principal. Las variables ficticias de las cohortes, que permiten comparar la propensión a viajar de las diferentes generaciones respecto a la generación más mayor en la muestra (la formada por aquellos individuos nacidos entre 1906 y 1910), presentan efectos marginales positivos y crecientes cuanto más joven es la generación (al igual que en Sakai, Brown y Mak, 2000, para el caso japonés), no pudiéndose rechazar su significación estadística conjunta. Tal como se muestra en el gráfico 6, la tendencia general es que cuanto más joven es la generación mayor es la probabilidad de consumir turismo. De este modo, nótese que, incluso en el contexto de una tasa nula de crecimiento poblacional, el envejecimiento de los individuos no necesariamente debería implicar una caída en la tasa de participación turística global. El signo del efecto conjunto de la edad y las cohortes es, pues, a priori ambiguo y, en todo caso, una cuestión empírica.

Después de los ingresos, el nivel de estudios terminados del sustentador principal es la variable con una mayor capacidad explicativa. Los resultados de la estimación muestran una relación causal positiva, y significativa, entre el nivel educativo y la probabilidad de viajar. Los efectos marginales, calculados respecto a la categoría sin estudios, señalan que la posesión de estudios primarios incrementa en un 8,18 por 100 la probabilidad de consumo turístico, los estudios medios lo hacen en un 18,47 por 100 y los estudios superiores la aumentan en un 20,39 por 100.

Finalmente, las variables relativas al nivel de urbanización y a la posesión de al menos un coche, ambas estadísticamente significativas, presentan un signo positivo. Respecto a sus efectos marginales, vivir en una gran urbe (Madrid y Barcelona), en comparación con ciudades de menos población, implica un aumento de la probabilidad de consumir turismo

GRÁFICO 6
EFECTO MARGINAL MEDIO POR COHORTES



del 4,97 por 100, mientras que disponer de coche implica un efecto marginal del 5,19 por 100.

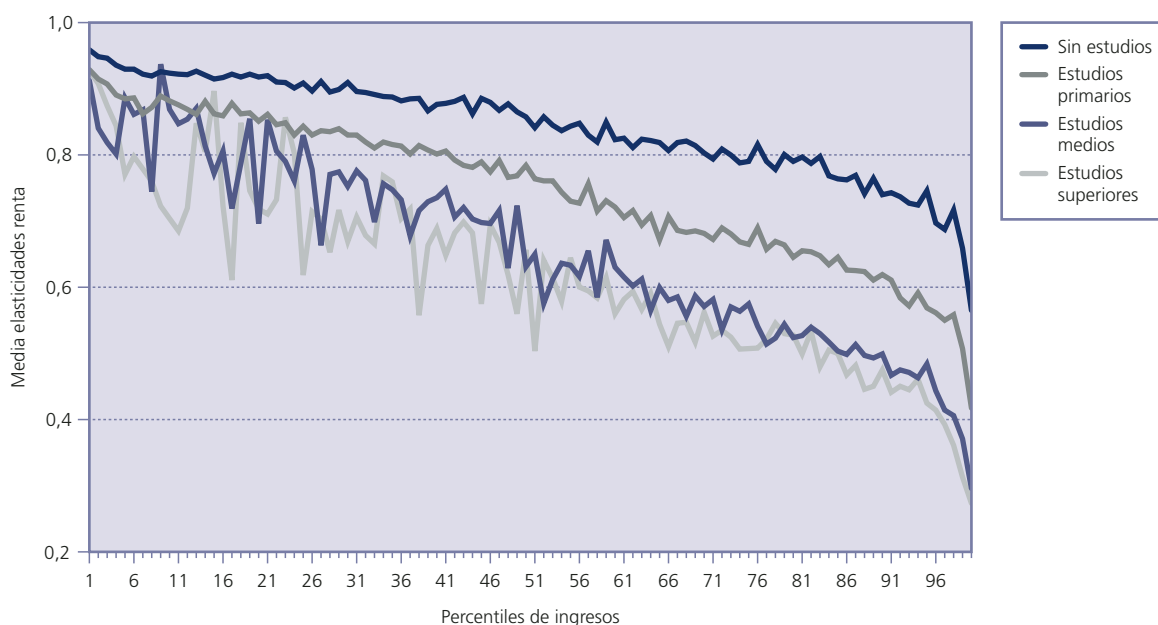
La heterogeneidad en la muestra de la elasticidad renta

Como se ha comentado en la introducción, una de las ventajas del empleo de microdatos es la posibilidad de analizar el grado de heterogeneidad en la muestra del efecto de las variables objeto de estudio. El propósito de este epígrafe es mostrar el valor de la elasticidad renta para diferentes niveles de ingresos y edades. Además, como muestra de la existencia de importantes segmentaciones en la población, los valores medios estimados de la elasticidad renta para diferentes niveles de ingresos y edades se calculan distinguiendo el nivel de estudios del sustentador principal, que en la mayoría de casos permanece estable a lo largo de todo el ciclo de vida.

En el gráfico 7 se representan los valores medios de las elasticidades renta para cada intervalo definido por los percentiles de ingresos y el nivel de estudios. El gráfico ilustra el valor inferior a la unidad de la elasticidad renta para toda la muestra, comentado anteriormente, así como su valor decreciente cuan-

to mayor es el nivel de ingresos. El nuevo elemento que aporta este gráfico es la importante diferencia en los valores, tanto de la media como de su dispersión (especialmente para niveles de renta altos), de la elasticidad según el nivel de escolarización. Las elasticidades renta de las familias cuyo sustentador principal no tiene estudios se encuentran sistemáticamente por encima de las de aquellas en que tiene estudios. Las elasticidades renta pasan de valores próximos a 0,9 para todos los hogares en los niveles más bajos de ingresos a medias de 0,56 (grupo sin estudios), 0,42 (estudios primarios), 0,31 (estudios medios) y 0,28 (estudios superiores). En consecuencia, a medida que el nivel de escolarización es mayor, la sensibilidad a las variaciones de los ingresos disminuye; aunque, sea cual sea el nivel de estudios, la elasticidad renta se reduce a medida que la familia goza de mayores ingresos. Se puede concluir, pues, que el impacto de los ingresos en la evolución futura del número de hogares viajeros no será uniforme, siendo más reducido en los hogares cuyo sustentador principal tiene estudios superiores. Dado que es previsible que el nivel educativo medio de la población española mejore, debe esperarse que incrementos moderados de los ingresos modifiquen sólo de manera limitada el porcentaje de hogares viajeros.

GRÁFICO 7
ELASTICIDADES RENTA POR NIVEL DE ESTUDIOS E INGRESOS



Una visión complementaria de la dispersión de la elasticidad renta en la muestra la ofrece el gráfico 8, en el que se muestran, respecto a la edad del sustentador principal, los valores medios de la elasticidad calculados para cada nivel de estudios. Si el sustentador principal carece de estudios, la elasticidad renta se mantiene casi constante a lo largo del ciclo de vida, con un valor cercano a 0,9, presentando un valor medio mínimo de 0,84 en la etapa intermedia de la vida, alrededor de los 50 años. A medida que aumenta el nivel de estudios, a la vez que descienden los valores medios de las elasticidades, se profundiza el efecto en V con la edad. El valor medio de la elasticidad si el sustentador principal tiene estudios primarios es de 0,78, con una media mínima de 0,70 en los 51 años; si tiene estudios medios, la media global es de 0,61, con un mínimo de 0,49 alrededor de los 40 y los 60 años. Podría concluirse, por tanto, que si el nivel de estudios de la población aumentase, el efecto de las variaciones de los ingresos familiares estaría más condicionado por la distribución por edades de la población. En definitiva, los gráficos 7 y 8 evidencian cómo la sensibilidad global a consumir turismo de los hogares españoles ante crecimientos de la renta dependerá, en buena medida, de la dispersión entre la población de ese crecimiento de rentas, provocando un efecto

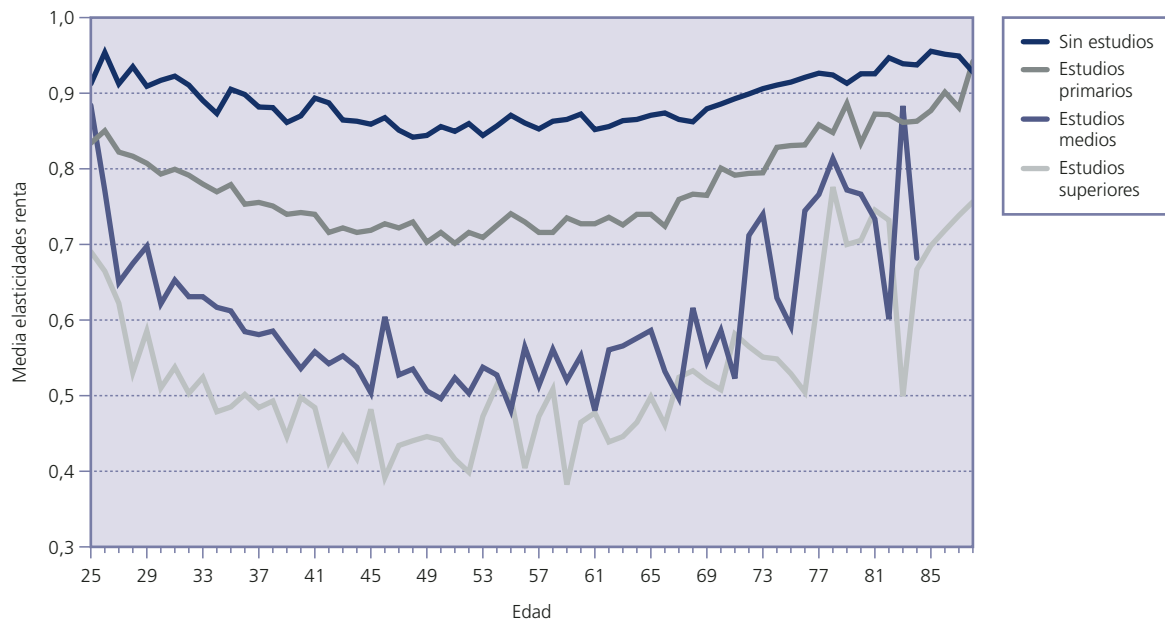
casi proporcional si se concentra en los niveles de estudios e ingresos bajos y, en cambio, muy inferior si se concentra mayoritariamente en los niveles de estudios medios y superiores o en niveles de ingresos altos.

VI. CONCLUSIONES

El porcentaje de población española que consume servicios turísticos es sensiblemente inferior al existente en otros países europeos, por lo que debería esperarse el crecimiento de su demanda. En este artículo, se han analizado los determinantes microeconómicos de la decisión de realizar un viaje turístico de los hogares españoles, restringiendo la definición de gasto turístico al realizado en hoteles o en la contratación de algún paquete turístico. Los resultados presentados en este trabajo permiten señalar que entre los determinantes de esa evolución no sólo debe considerarse el efecto de los ingresos, sino la influencia del conjunto de características sociodemográficas y culturales de las familias.

La decisión de no viajar por parte de muchas familias españolas obedece sólo en parte a una barrera económica. Existen diferencias muy importantes en la probabilidad de consumir turismo cuando

GRÁFICO 8
ELASTICIDADES RENTA POR NIVEL DE ESTUDIOS Y EDAD



se consideran familias con diferentes niveles de ingresos, pero esa disparidad se encuentra también al segmentar las familias por otros criterios. Los resultados de la estimación del modelo de elección permiten señalar, por ejemplo, la importancia de las restricciones de tiempo y los condicionantes educativos y culturales, e incluso la existencia de un efecto generacional.

Por otra parte, si bien es cierto que los ingresos familiares son un elemento significativo en la determinación de la participación, una elasticidad renta media inferior a la unidad indica que no pueden esperarse incrementos muy importantes de la propensión a viajar en un escenario de crecimiento económico moderado. A esto debe añadirse la existencia de una gran heterogeneidad en los valores de la elasticidad renta cuando se calculan para distintos segmentos de la población, lo que no sólo refuerza la importancia de las características sociodemográficas de las familias, sino que matiza el efecto de las variaciones de los ingresos.

Los resultados obtenidos sugieren que el efecto de los ingresos sobre la probabilidad de viajar esperable en el futuro se reducirá con el tiempo, aunque ello no impida que el efecto renta exista sobre el nivel de gasto realizado o sobre el aumento de la frecuencia de viajes entre las familias que ya demandan

estos servicios. Sin embargo, dada la importancia de las variables sociodemográficas y culturales detectada en este trabajo, puede esperarse que sean éstas las principales impulsoras de la demanda, vía el aumento de la tasa de participación.

NOTAS

(*) Los autores agradecen la ayuda financiera del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto SEC2002-01512.

(1) En la encuesta del Eurobarómetro, *European Commission* (1998), las principales razones aducidas por los europeos para no viajar son razones financieras (49 por 100), familiares o personales (24 por 100), profesionales (17 por 100) o de salud (16 por 100). En el caso de los hogares españoles, los principales motivos alegados para no viajar son económicos (46,6 por 100), de trabajo (39,6 por 100), y de salud (31,1 por 100) (IET, 2001).

(2) En el trabajo de VAN SOEST y KOOREMAN (1987) se obtiene una elasticidad renta inferior a la unidad para los viajes interiores y superior a la unidad para los viajes al extranjero.

(3) Véase POU y ALEGRE (2002) para una exposición de la información disponible en la ECPF, así como de la representatividad de la información de los ingresos, del gasto y de las variables sociodemográficas.

(4) Las variables monetarias empleadas en este trabajo se recogen en pesetas constantes de 1985. El deflactor de la renta es el IPC total. Para los datos del gasto turístico hasta el mes de julio de 1985 se ha utilizado el IPC del grupo 8 de «otros gastos», y para el resto del período el IPC del subgrupo 856 de «turismo y hostelería», ambos disponibles en la base TEMPUS del Instituto Nacional de Estadística.

(5) Versiones preliminares del trabajo distinguían la pertenencia del hogar a alguno de los intervalos definidos por los cuartiles de ingresos.

Incorporadas como variables cualitativas, estas variables, sin embargo, sólo resultaban significativas en la distinción de los dos grupos de ingresos definidos por la mediana.

(6) La distinción adicional entre empresarios y asalariados no reflejaba diferencias estadísticamente significativas, por lo que no se incorporó en la estimación final.

(7) Por cuestiones de tamaño muestral, las cohortes de los nacidos en 1906-1910 y 1966-1970 sólo se incluyen en los períodos 1985-1991 y 1990-1996, respectivamente.

(8) Al ser cada observación el resultado de la agregación de cuatro trimestres consecutivos, cada hogar se asigna al año en el cual se registran más trimestres.

(9) La inclusión del gasto total, en sustitución de los ingresos, como proxy de la renta permanente no modificaba sustancialmente la elasticidad renta, obteniéndose un valor de 0,9.

(10) El valor inferior a la unidad de la elasticidad renta también es aplicable a todo el período, habiéndose producido una ligera reducción desde 0,778 en 1985, pasando por 0,736 en 1991, hasta un valor estimado de 0,715 en 1996.

BIBLIOGRAFÍA

- BEN-AKIVA, M., y LERMAN, S. R. (1989), *Discrete Choice Analysis*, The MIT Press, Cambridge.
- BOJANIC, D. C. (1992), «A look at a modernized family life cycle and overseas travel», *Journal of Travel & Tourism Marketing*, vol. 1 (1): 61-79.
- BROWNING, M., y MEGHIR, C. (1991), «The effects of male and female labour supply on commodity demands», *Econometrica*, vol. 59: 925-952.
- CAI, L. A. (1998), «Analyzing household food expenditure patterns on trip and vacations: a Tobit model», *Journal of Hospitality & Tourism Research*, vol. 22 (4): 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*, vol. 4 (4): 15-40.
- COENEN, M., y VAN EEKEREN, L. (2001), «Demand for domestic tourism by Swedish households», *Umea Economic Studies 578*, Umea University, Umea.
- COLLINS, D., y TISDELL, C. (2001), «Age-related lifecycles. Purpose variations», *Annals of Tourism Research*, vol. 29 (3): 801-833.
- COOPER, C., y BONIFACE, B. (1994), *The Geography of Travel and Tourism*, Butterworth-Heinemann, Oxford.
- 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): 181-194.
- DAVIES, B., y MANGAN, J. (1992), «Family expenditure on hotels and holidays», *Annals of Tourism Research*, 19 (4): 691-699.
- DEATON, A. (1997), *The Analysis of Household Surveys. A Microeconomic Approach to Development Policy*, World Bank, The John Hopkins University Press.
- ESPASA, A.; GÓMEZ, R., y JAREÑO, J. (1990), «Un análisis econométrico de los ingresos en la Economía Española», *Documento de trabajo 9002*, Servicio de Estudios del Banco de España.
- 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, marzo.
- FISH, M., y WAGGLE, D. (1996), «Current income versus total expenditure measures in regression models of vacation and pleasure travel», *Journal of Travel Research*, vol. 35 (2): 70-74.
- GHEZ, G. R., y BECKER, G. (1975), *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*, NBER, New York.
- GONZÁLEZ, P., y MORAL, P. (1996), «Analysis of tourism trends in Spain», *Annals of Tourism Research*, vol. 23 (4): 739-754.
- GRAHAM, A. (2001), «Using tourism statistics to measure demand maturity», en LENNON, J. J. (ed.), *Tourism Statistics. International Perspectives and Current Issues*, Continuum, Londres: 199-214.
- GREENE, W. H. (1998), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- HONG, G. S.; KIM, S., y LEE, J. (1999), «Travel expenditure patterns of elderly households in the US», *Tourism Recreation Research*, vol. 41 (1): 43-52.
- HUDSON, S., y GILBERT, D. (2000), «Tourism constraints: the neglected dimension of consumer behaviour», en WOODSIDE, A. G.; CROUCH, G. I.; MAZANEC, J.A.; OPPERMANN, M., y SAKAI, M. Y. (eds.), *Consumer Psychology of Tourism, Hospitality and Leisure*, CABI Pub., Wallingford.
- INSTITUTO DE ESTUDIOS TURÍSTICOS —IET— (2001), *El turismo en España durante 2000*, Madrid.
- (2002), *Movimientos turísticos de los españoles (Familitur). Año 2001*, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA —INE— (2001), *España en cifras*, Madrid.
- JAPPELLI (1990), «Who is liquidity constrained in the US economy», *Quarterly Journal of Economics*, 105 (1): 219-234.
- JUSTER, F. T. (1985), «Investment of time by men and women», en JUSTER, F. T., y STAFFORD, F. P. (eds.), *Time, Goods, and Well-Being*, Ann Arbor, Mi: Institute for Social Research: 177-202.
- LAWSON, R. (1989), «Family life cycle», en WITT, S. F., y MOUTINHO, L. (eds.), *Tourism Marketing and Management Handbook*, Hertfordshire, Prentice Hall, Reino Unido: 147-151.
- (1991), «Patterns of tourist expenditure and types of vacation across the family life cycle», *Journal of Travel Research*, vol. 29 (4), primavera: 12-18.
- McFADDEN, D. (1974), «Conditional logit analysis of qualitative choice behavior», en ZAREMBKA, P. (ed.), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, Nueva York.
- MANSKI, C. (1977), «The structure of random utility models», *Theory and Decision*, vol. 8: 229-254.
- OPPERMANN, M. (1995 a), «Family life cycle and cohort effects: A study of travel patterns of german residents», *Journal of Travel & Tourism Marketing*, vol. 4 (1): 23-44.
- (1995 b), «Travel life cycle», *Annals of Tourism Research*, vol. 22 (3): 535-552.
- PADILLA, R. (1988), «La demanda de servicios turísticos en España», *Investigaciones Económicas (segunda época)*, vol. XII (1): 133-157.
- PEARCE, D. (1989), *Tourism Development*, Longman, Harlow.
- POU, LL., y ALEGRE, J. (2002), «La Encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): Descripción, representatividad y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el consumo», FUNCAS, *Documento de trabajo*, n.º 172, Madrid.
- ROMSA, G., y BLENNAN, M. (1989), «Vacation patterns of the elderly German», *Annals of Tourism Research*, vol. 16: 178-188.

RUNKLE, D. E. (1991), «Liquidity constraints and the permanent income Hypothesis», *Journal of Monetary Economics*, vol. 27: 73-98.

SAKAI, M.; BROWN, J., y MAK, J. (2000), «Population aging and Japanese international travel in the 21st Century», *Journal of Travel Research*, vol. 38, febrero: 212-220.

SCHMIDHAUSER, H. (1975), «Travel propensity and travel frequency», en BURKART, A. J., y MEDLIK, S. (eds.), *The Management of Tourism*, Heinemann, Londres.

USACH, J. (2001), «Los determinantes de la demanda turística en la economía española. Un análisis macroeconómico con la encuesta de presupuestos familiares», *Revista Asturiana de Economía*, vol. 20: 97-115.

VAN SOEST, A., y KOOREMAN, P. (1987), «A micro-econometric análisis of vacation Behaviour», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 2: 215-226.

ZIMMERMANN, C. A. (1982), «The life cycle concept as a tool for travel research», *Transportation*, 11: 51-69.