

Especificaciones y consideraciones muestrales en la estimación de la demanda de un espacio natural singular: las Illas Cíes en Galicia.

Manuel González Gómez*, Philippe Polomé⁺, y Albino Prada Blanco*

Dept. Economía Aplicada. Universidad de Vigo

RESUMEN: En este trabajo se presentan estimaciones de diferentes especificaciones de demanda para un espacio recreativo singular a partir de la información de entrevistas a visitantes y no visitantes. Tenemos en cuenta los problemas de forma funcional, de medición del coste y demanda, de elección de una técnica de muestreo y de tratamiento de la muestra. La consideración de estas alternativas permite elegir una especificación en mejores condiciones y nos aleja de supuestos iniciales restrictivos. Los resultados en términos de predicción de la demanda y estimación del excedente son bastante divergentes, resaltando la importancia de comparar diferentes especificaciones que incluyan el espectro de opciones potenciales.

PALABRAS CLAVE: método de los costes de viaje a un espacio singular, estratificación endógena, truncación, especificación de demanda, modelos valla.

CÓDIGOS JEL: C3, Q26

Specifications and sampling considerations in estimated demand for an area of outstanding natural beauty: the Illas Cíes in Galicia.

SUMMARY: In this paper, we present estimates of several specifications of demand for a singular natural area using data from surveys on visitors and non-visitors. The estimates take into account the problems of functional form, measurement of the cost and of the demand, choosing sampling scheme, and handling the sample. Considering these alternatives allows us to select a specification of demand under improved conditions and frees us from initial restrictive hypothesis. The results in terms of prediction of demand and consumer surplus estimates are quite dissimilar, stressing the importance of comparing various specifications that encompass a range of possible options.

* Universidade de Vigo, Lagoas-Marcosende s/n, 36200 Vigo, (Mgzlez@uvigo.es)

⁺ Universiteit Maastricht y Universiteit Twente, Profesor visitante en la Universidade de Vigo
Recibido en noviembre de 2000. Aceptado en octubre de 2001.

KEY WORDS: Single Site Travel Cost Method, Endogenous Stratification, Truncation, Demand specification, Hurdle models.

1. Introducción

En este trabajo, presentamos los resultados de una aplicación de la versión individual del método de los costes de viaje a un espacio natural singular comparando algunas opciones de especificación con el fin de conseguir una mayor robustez de las estimaciones.

Como es sabido el método de los costes de viaje parte de que las actividades de tiempo libre que oferta un espacio natural no son bienes transportables y, en consecuencia, los individuos deben desplazarse para poder consumirlos. Los bienes suministrados por los espacios y el desplazamiento son, por tanto, bienes complementarios. Es entonces posible estimar la demanda social del espacio a partir de la suma de demandas individuales de desplazamiento al espacio natural, e inferir el valor social a partir de la suma de los excedentes del consumidor referentes a la demanda de desplazamiento. En la aplicación presentada aquí, asumimos que este espacio natural es además singular, es decir que no tiene sustitutos próximos. Según la clasificación de Bockstael (1995), se trata de una versión del método llamada modelo de único sitio (single site model). Algunas aplicaciones recientes incluyen Willis y Garrod (1999) y Ward y Beal (2000).¹ En España, las primeras aplicaciones aparecen a mediados de la pasada década (Riera et al., 1994; Garrido et al., 1996).

Se estima el valor del Parque Natural Illas Cíes (Galicia) integrando las mejoras propuestas en la literatura y considerando diversas opciones para los casos en que no existe acuerdo. Una primera dificultad que surge es aquella de la definición de la demanda de desplazamiento. Usualmente, se ha medido a través del número de visitas durante un periodo de tiempo; sin embargo, intuitivamente la estancia en el espacio natural también puede ser una medición de la demanda. Presentamos resultados para las dos mediciones.

En segundo lugar, atendiendo a trabajos de Adomadowicz et al. (1989), Hellerstein (1991); Dobbs (1993) y Englin y Lambert (1995) se sabe que las formas

¹ Para una revisión de las aportaciones recientes, ver Herriges y Kling (1999) y Ward y Beal (2000).

funcionales de la función de demanda influyen en los resultados. Utilizamos diferentes especificaciones de demanda: distribución discreta (Poisson y Binomial Negativa) o continua, y demanda y variables explicativas expresadas en niveles o en logaritmos. La estrategia comúnmente seguida en la literatura consiste en decantarse por una sola de las opciones.

En tercer lugar, tenemos en cuenta las soluciones propuestas por Maddala (1983), Shaw (1988); Hellerstein (1992); Hellerstein y Mendelsohn (1993); Englin y Shonkwiler (1995); y Santos Silva (1997) para tratar problemas derivados de utilizar datos que provienen de encuestas realizadas en el lugar de la visita (encuestas in situ). Comparamos los resultados de estas técnicas con los resultados de técnicas más convencionales teniendo en cuenta o no la truncación de los datos.

Entre las cuestiones más discutidas en la literatura se halla la de los costes de viaje contabilizados. La aplicación correcta del método requiere que los costes considerados sean una buena aproximación del precio. Puede ser que los costes en los que incurre un individuo no sean percibidos en su totalidad (Bishop y Herberlein, 1979). También pueden existir diferencias entre los individuos a la hora de percibir los costes (Randall, 1994). Además estos están compuestos por los costes de desplazamiento, de estancia y de oportunidad del tiempo (Lockwood y Tracy, 1995). Consideramos siete definiciones de coste según que gastos se considera oportuno incorporar. Este conjunto de definiciones de coste también permite tener en cuenta, por lo menos de forma cualitativa, los aspectos multiobjetivos de los viajes.

Finalmente, abordamos el tema de la elección del método de muestreo. A menudo, para recoger la información se emplea una muestra en el espacio mismo, pero también, es posible utilizar una muestra aleatoria simple en la zona de influencia del espacio natural. Estudiamos las ventajas de modelizar cada una de estas muestras para estimar el valor de las Illas Cíes.

En suma, la aportación principal de este trabajo es utilizar conjuntamente este amplio rango de especificaciones en el modelo de sitio único. Aunque es un procedimiento más complejo en términos de estimación, pero, permite determinar la medida de bienestar con más información y sin descartar opciones de partida. Por otra parte, es importante destacar una serie de cuestiones relevantes que resultan difíciles de con-

siderar en nuestro contexto: carácter multiobjetivos de los viajes recreacionales, consideración de los sustitutos del espacio natural, y valoración de características del espacio natural. Por ejemplo, Riera (2000b) desarrolla y estima un modelo que explica la demanda de espacios naturales por parte de los turistas. El modelo le permite valorar los beneficios que obtienen los visitantes a un conjunto de espacios naturales sustitutos entre si en función de modificaciones en la calidad de estos espacios (cambios en la superficie recreativa o características de los mismos). Estos son aspectos que no tratamos.

En la próxima sección, presentamos las principales características del espacio a valorar. En la sección tercera desarrollamos brevemente el modelo del sitio único, indicando las múltiples opciones posibles de especificación. La sección cuarta está dedicada a la estimación de la demanda en el contexto de una muestra in situ. Describimos primero la encuesta, y luego abordamos sucesivamente los problemas de medición de la demanda, definición del coste de desplazamiento, selección de las otras variables explicativas, formas funcionales de la demanda, y tratamiento de la muestra. Se presentan los resultados con este tipo de muestreo. En la sección quinta utilizamos una muestra aleatoria simple de visitantes y no visitantes representativa de los residentes en la provincia de Pontevedra (zona de mayor atracción de las islas). Se emplea una técnica econométrica específica para comparar los dos tipos de muestreo. En la sección sexta sintetizamos las conclusiones.

2. Descripción del Parque Natural Illas Cíes

Las dos islas a las que se dirigen las visitas forman parte del Parque Natural de las Illas Cíes que tienen una superficie de 287 ha. y están situadas en el municipio y ría de Vigo. El Parque cuenta con 11 de las especies recogidas con riesgo de desaparición en el anexo I de la directiva de aves silvestres 79/409 de la Unión Europea. Ha sido declarado zona de especial protección de aves (ZEPA) e incluido en la propuesta de espacios de la Red Natura 2000 que el Estado Español ha presentado a la Comisión Europea. En el parque se contabiliza una cifra anual aproximada de 150 mil visitantes, concentrados en Semana Santa y los meses de junio, julio, agosto y septiembre.

Las Illas Cíes son el único enclave insular en una ría de la península Ibérica acogido a la figura de parque natural. Además cuentan con infraestructuras de uso recreativo y medidas de conservación (ausencia de vehículos, de urbanización y de basura, planes especiales de recuperación y conservación de flora y fauna). Estos hechos permiten afirmar que no existen sustitutos próximos. Posiblemente existan múltiples sustitutos que representan segundas opciones esparcidos por todo el territorio peninsular, resultando difícil incluirlos todos en un análisis de demanda e interminable la recopilación de información de costes de desplazamiento a esos lugares.

El parque ofrece a los visitantes la posibilidad de pernoctar en una pequeña isla sin urbanizar, declarada parque natural, sin población residente, con una importante superficie de playas. La única opción de pernocta es el camping de tal forma que los que no eligen esta opción y quieren visitar las islas más de una jornada tiene que incurrir en el coste de volver a su residencia temporal o habitual, según el tipo de visita, y regresar otro día.

La primera singularidad del parque reside en las características propias que acabamos de enumerar. La segunda singularidad, en los relativamente elevados costes de transporte del barco en los que tienen que incurrir tanto los visitantes de cerca como los de lejos. Y la tercera, en la intersección de los colectivos de visitantes de lejos y de cerca en términos de uso del parque puesto que dentro de ambos colectivos habrá campistas que permanecen varios días en el camping y visitantes de una sola jornada.

3. Demanda de un espacio natural singular

La demanda social de un espacio natural singular se puede medir a través del uso que se hace de él. El argumento fundamental de este tipo de medición es que sin el espacio, este uso desaparecería, y la sociedad en su conjunto sufriría una pérdida neta. Partiendo del supuesto que el único uso posible del Parque es recreacional, podemos asociar la demanda social con la suma de demandas individuales de recreación, y el valor social con la suma de los excedentes del consumidor individuales (Mäler, 1974).

En este marco, precisamos entonces estimar esta demanda individual, y los factores que la determinan. Para ello, es necesario conocer la relación cuantitativa entre la demanda individual y sus determinantes por dos razones. Primero para poder elevar los resultados de una muestra a la población a la que se refiere (en este caso, los visitantes del Parque), y segundo, para poder estimar el excedente del consumidor (calculado como la integral de la demanda a partir del precio individual hasta el precio de corte en el que la demanda se vuelve nula). Si se cumple efectivamente que el Parque no tiene sustitutos próximos, que el carácter multiobjetivo de los viajes está suficientemente capturado en las definiciones de coste de desplazamiento que utilizamos, y que la demanda estimada resulta decreciente en el precio y no decreciente en la renta, entonces esta demanda puede integrarse en una función de utilidad y, de esta forma, el valor social calculado está fundamentado en la teoría de la utilidad.

En términos genéricos, escribimos una ecuación de demanda individual como

$$Y = f(X, \beta) + \epsilon,$$

donde Y es una medición de la demanda (epígrafe 4.a), X representa los factores individuales explicativos de la demanda (epígrafe 4.b), $f()$ es la forma funcional de la relación entre Y y X (epígrafe 4.c), β es un vector de parámetros por estimar (epígrafe 4.e), y ϵ es una variable aleatoria representando aquella parte de la demanda individual que no se puede explicar por variables observables. La variable aleatoria ϵ está asociada con la función de distribución estadística asumida para la variable endógena Y , y depende, entre otras cosas, de la forma en que está realizada la muestra (epígrafe 4.d).

El excedente del consumidor se calcula como la integral de la demanda esperada $f(X, \beta)$, dentro de los límites de integración indicados arriba. La interpretación del excedente nos remite al incremento de renta con el que tendría que ser compensado el visitante por prescindir de las visitas a Cíes (Hanemann, 1991). Si por cualquier razón las Islas ya no se pudieran usar con fines recreativos, el excedente corresponde a la compensación anual que el causante de tal impedimento tendría que pagar a cada visitante que ya no podría disfrutar de una visita a las Islas. En nuestro caso, tenemos una interpretación adicional del valor social del Parque. En la encuesta descrita en la sección siguiente, presentamos a los encuestados un guión de retirada completa de

todo tipo de gestión del parque. Si esto ocurriera, es fácil prever las consecuencias ambientales (acumulación de basura, reducción de biodiversidad), que se describieron a los encuestados (mediante fotocomposición). Se preguntó a los visitantes si seguirían viniendo al Parque en estas condiciones, y la respuesta fue negativa en el 94.1%. Por consiguiente, podemos decir que el valor social (asociado con el uso recreacional) del Parque que se calcula más abajo corresponde con el valor social de una degradación ambiental causada por una hipotética ausencia de intervención pública en las Islas.

4. Análisis a partir de una muestra de visitantes al Parque

La muestra utilizada para el análisis en esta sección proviene de entrevistas personales a visitantes a las Illas Cíes realizadas durante los meses de junio a septiembre de 1998. Una descripción exhaustiva de esta muestra se puede encontrar en González et al. (2000). Tanto los días como los lugares de entrevista se elegían al azar. Previamente se había realizado una encuesta piloto para comprobar el funcionamiento conjunto y de cada uno de los elementos del cuestionario.

La muestra consta de 595 observaciones, de las cuales más del 80% son personas que visitan por primera vez. Menos del 20% ha repetido la visita en cinco años, revelando un uso muy esporádico del parque. En lo que respecta a la duración, poco más del 13 % pernocta al menos una noche en el parque. Es posible que la duración se vea afectada por el hecho de ser la acampada la única opción de pernocta a disposición del usuario.

CUADRO 1
Número de visitas en 5 años y duración de la visita (% de visitantes)

Visitas	%	Duración	%
1	81,5	1 día	86,9
2-4	11,0	2-6 días	11,8
5-10	5,0	>6 días	1,3
>10	3,5		

Cuando relacionamos la frecuencia de visitas con la residencia habitual observamos como la probabilidad de la repetición de la visita se asocia con la proximidad

geográfica al Parque y se reduce intensamente para los visitantes no gallegos.² A diferencia del trabajo de Bell y Leeworthy (1990), en el que los visitantes aumentan sus días de visita a medida que los costes de viaje son mayores, en las Illas Cíes los visitantes de lejos realizan un menor número de visitas que los de cerca, sugiriendo la existencia de una relación negativa entre la estancia y los costes de viaje (Hof y King, 1992). Si bien la visita de una jornada domina en todos los casos, las de más duración alcanzan el 24-27 % entre los residentes en Galicia frente al 6 % en los no gallegos. La estancia complementa el número de viajes en el sentido de que a menores costes de viaje mayor número de viajes y mayor duración de los mismos.

CUADRO 2
Residencia habitual y frecuencia y duración de la visita (porcentajes de visitantes)

	Procedencia	Frecuencia		Duración	
		Una vez	Más de 1 vez	1 día	2 días o más
Pontevedra	29,1	47	53	73	27
Resto Galicia	12,8	84	16	66	24
Resto España	58,0	96	4	94	6

La frecuencia y la duración de las visitas están correlacionadas: es más frecuente la visita breve (un día) entre los visitantes ocasionales y – a la inversa – de más de una jornada entre los visitantes que has visitado el Parque dos o más veces en los últimos 5 años.

CUADRO 3
Duración y frecuencia de la visita (porcentajes de visitantes)

	1ª vez	2 veces	3 veces	4 veces	> 4
1 día	92	85	71	66	64
2 o más	8	15	29	34	36

4. 1. Variables endógenas

En este apartado describimos la variable Y del modelo de demanda. La estimación de la demanda individual de un espacio natural tiende a utilizar el número de visitas individuales al espacio como medida de demanda, bajo el supuesto de que la

² La observación del medio de transporte utilizado para llegar al embarcadero refuerza lo anterior: dentro del colectivo de los que utilizan transporte propio más del 45% han visitado el Parque más de dos veces, frente al 20% en el colectivo de los que acceden por transporte público.

duración de las mismas es constante. Existen varios argumentos a favor de esta elección. En primer lugar, describe el comportamiento individual de forma adecuada. En segundo lugar, en algunos casos el espacio natural no permite quedarse más de un día, no existe información sobre la permanencia media, o el estudio únicamente incluye visitantes de un día o menos.

Sin embargo, es bastante intuitivo que en realidad el visitante no decide únicamente el número de visitas sino también y, de forma simultánea, la duración de las mismas (permanencia). La permanencia en el sitio puede jugar un papel a la hora de explicar la demanda de un espacio natural porque quedarse varios días permite repartir los gastos de viaje entre un mayor número de días. Bell y Leeworthy (1990) construyeron una función de los días de estancia en función del coste que supone cada uno de ellos, a diferencia de la versión tradicional que relaciona el coste del viaje con el número de los desplazamientos que se realicen. Finalmente, la posibilidad de permanecer más de un día en el espacio natural puede considerarse un atractivo más que un coste. En Cíes, ambos elementos son relevantes. En primer lugar, la permanencia mayor a un día puede ser un atractivo para algunos visitantes. En segundo lugar, significa prorratear los costes del barco, otros viajes y posible residencia temporal a varios días de visita.

Dentro de la teoría de la utilidad, no hay nada que nos permita decantarnos por una medición u otra, la demanda se puede especificar como un número de viajes o un número de días. La literatura parece utilizar mas a menudo la medición en número de viajes, pero posiblemente se debe a una mayor dificultad de emplear la otra (Hof y King, 1992). En este trabajo, utilizamos dos medidas de la demanda de un espacio natural. La primera es el convencional número de visitas, que consideramos aquí a largo plazo (últimos 5 años anteriores a la encuesta). Llamamos esta variable “desplazamiento”. La segunda considera que las dos variables (número de visitas y permanencia) son dos aspectos de una misma demanda, la de días en el parque, utilizada anteriormente por Bell y Leeworthy (1990). Para construir esta variable se multiplicó el número individual de visitas (en los últimos 5 años) por el número de días³ que el encuestado declaró permanecer en su última visita, considerando que ese número era un

³ Considerando una jornada o fracción como un día.

buen indicador de la permanencia media individual. Llamamos esta variable “estancia total”.

Una ventaja de considerar el largo plazo (5 años) es que la demanda es menos sensible a las características de un solo año (condiciones climatológicas, ciclo económico, acontecimientos de ocio relevantes, etc. Otra ventaja es que al tratarse de una Isla relativamente pequeña, casi todos los visitantes van una sola vez al año pero la diferencia entre ellos es que unos van todos los años (cinco veces en cinco años). Esto nos lleva a pensar que considerando cinco años podemos reflejar mejor las decisiones de los visitantes no tratando por igual a los que tienen comportamientos distintos. Es decir, si tomásemos como referencia el año todos tendrían la misma demanda (una vez al año) pero en realidad la demanda es distinta, pues aunque todos fueron ese año unos visitan cada año, otros cada dos, etc..

4. 2. Variables explicativas

En este apartado describimos las variables X referidas en el modelo de demanda. Las variables explicativas de la demanda individual son potencialmente muchas. Para nuestro propósito (estimar el excedente del consumidor), el coste de desplazamiento es la más importante.

4. 2. 1. El coste de desplazamiento

En principio, para poder estimar una demanda, precisamos el precio del bien y de sus sustitutos. Ya argumentamos que el Parque Illas Cíes no tenía sustituto próximo. El precio del desplazamiento a las islas no es observable como lo es el precio de un bien de mercado. Se recurre entonces a una aproximación del precio mediante el coste de desplazamiento, el coste no es un precio de mercado, es conocido solamente por el propio visitante, y no es verificable por terceros (Randall, 1994). Por consiguiente, la determinación del coste de desplazamiento individual por parte del investigador es esencialmente arbitraria. El investigador solo puede acogerse a convenciones existentes, y cualquier estimación o medida de bienestar dependerá de la convención escogida.

En primer lugar influyen los costes monetarios (Willis y Garrod, 1991; Willis y Benson, 1988) como gasolina, depreciación del vehículo, seguro, mantenimiento, y coste de residencia temporal. Más problemáticos son los costes de tiempo. En la literatura se encuentran varias opciones. Por ejemplo, aunque es contrario al análisis económico el coste de oportunidad se establece en cero (Bojo, 1985). O bien el coste de oportunidad del tiempo se establece en el salario marginal (Smith y Desvousges, 1986), en una proporción del salario basada en la disposición al pago para ahorrar tiempo de no trabajo, por ejemplo el desplazamiento al trabajo (Willis y Garrod, 1991; Riera, 1997). Finalmente, el coste del tiempo se puede estimar a través de un modelo de elección del modo de transporte (Hausman, Leonard y McFadden, 1995).

Aunque se acepte alguna de estas propuestas como correcta, algunos individuos pueden valorar el tiempo de vacaciones de forma distinta al del fin de semana y al de un día de trabajo. También es probable que las restricciones de tiempo difieran entre individuos y en función de sus ocupaciones profesionales y el tipo de viaje. Adicionalmente debemos añadir que algunos individuos no pueden substituir tiempo por dinero (McKean et al., 1995).

En otro orden de cosas pero dentro del tratamiento del coste y con efectos similares sobre el excedente estimado está la consideración del tiempo de estancia. McConnell (1985) demuestra que si todos los individuos tienen la misma duración de la visita y el mismo coste de oportunidad del tiempo, el coste del tiempo de estancia forma parte del término constante de la regresión. Cuando nos movemos de estas hipótesis el tiempo de estancia se convierte en una variable endógena. McConnell (1992), teniendo en cuenta que más tiempo en el lugar, *ceteris paribus*, genera mayor utilidad, muestra que es posible definir una función de demanda Marshalliana basada en los componentes exógenos del coste de transporte. Por tanto, la función estimada depende del precio del tiempo de ocio (coste de oportunidad del tiempo) pero no de la cantidad de tiempo pasado en el lugar. La abundancia de opciones dificulta considerarlas todas en un aplicación que simultáneamente estudia otros aspectos relevantes para la estimación de la función de demanda. En este mismo sentido, queda fuera del objetivo de este artículo modelizar la valoración del tiempo por parte del visitante (McConnell, 1992; Riera, 1997; Smith, Desvousges y McGivney, 1983).

Por todo ello, en esta aplicación definimos la variable coste como la suma de los gastos en que manifestaron haber incurrido los visitantes, ponderando distintos gastos de distintas formas para llegar a 7 definiciones de coste. Con ello pretendemos recoger lo que a nuestro juicio está más cercano a las decisiones que toman los visitantes a Cíes pero siendo conscientes que no son las únicas opciones posibles. Posteriormente, dejamos que el proceso de regresión elija, entre las 7, la definición de coste que mejor explica la demanda. En un caso al coste de oportunidad del tiempo le asignamos en el salario de la Encuesta de Población Activa menos la retención media de la Agencia Estatal de la Administración Tributaria (1 063 ptas.), la segunda alternativa es un valor cero, y en otra definición el tiempo de viaje sólo es un coste (de 1 063 ptas.) para los visitantes que así lo declararon. Finalmente en otra alternativa incluimos el tiempo sin asignarle valor monetario, como un regresor aparte, distinto de los costes monetarios de desplazamiento.

Las 7 definiciones de coste aparecen en el anexo 2. Aunque es posible separar distintos grupos de visitantes para proceder a la estimación de su demanda, en este trabajo consideramos que el coste de desplazamiento era suficiente para discriminar entre estos grupos. Presentamos aquí la definición del coste de desplazamiento que obtuvo los mejores resultados econométricos:

$$\text{Coste} = ((\text{Tim1} \times 1063 + \text{C1}) / \text{DOU} + 2 \times \text{COUT} + (\text{Tim2} + 2) \times 1063 + \text{C2} + \text{CB}) / \text{DIS1} + \text{CISL}, \text{ donde}$$

Tim1 es la duración del viaje de ida y vuelta desde la residencia habitual hasta la residencia (temporal) o punto de partida del viaje a las islas, C1 es el gasto monetario por persona de este mismo viaje en el que manifiesta haber incurrido el visitante, y DOU es el número de días fuera de la residencia habitual. Los costes (monetarios y en tiempo) de desplazamiento desde la residencia habitual hasta la residencia temporal se prorratean (en esta definición del coste) a la duración de la estancia fuera de la residencia principal. Estos gastos son nulos para todos los visitantes que visitaron las Islas directamente desde su residencia habitual.

COUT es el coste por día y persona de alojamiento en la residencia temporal. Esta definición del coste asigna dos noches de alojamiento a todos los visitantes que no viajaron las islas directamente desde su residencia habitual.

Tim2 y C2 se refieren al desplazamiento desde la residencia (habitual o temporal según el caso en que se encuentra cada visitante) al puerto de embarque. El primero es la duración del trayecto de ida y vuelta, y el segundo es el gasto monetario por persona de este mismo viaje manifestado por el entrevistado. En esta definición del coste se añaden dos horas a Tim2 para la duración del viaje ida y vuelta en barco desde el punto de embarque hasta las islas. CB es el coste monetario de este mismo viaje en barco (2 000 ptas. para la mayoría de los visitantes, salvo algunos que utilizan barcos privados).

DISL es el número de días pasados en las Islas. Todos los anteriores gastos se prorratean por esta duración en esta definición del coste. Finalmente, CISL es el coste monetario por persona y día de estancia en las Islas (sólo se aplica a aquellos visitantes que permanecen por lo menos una noche en las Islas).

Las otras definiciones del coste de desplazamiento son esencialmente variaciones sobre esta definición. En una no se asignan costes de estancia fuera de las Islas (COUT = 0). En otra, sólo se asigna el tiempo hasta el punto de embarque y el tiempo del viaje en barco a aquellos visitantes que declararon que era un coste (este viaje es generalmente agradable y para muchos visitantes formaba parte del disfrute de la visita). En otra definición, no se prorratea la suma de gastos a la duración de la estancia en las Islas, dando lugar al coste del viaje en su conjunto en vez del coste de un día en las Islas. Destacamos que prorratear al número de días de estancia es más usual en modelos que utilizan la duración de la estancia como medida de demanda, y no prorratear es más usual en los modelos que utilizan el número de viajes como medida de demanda. En nuestro caso, para ambas definiciones de la demanda, hemos dejado que el proceso de regresión elija la mejor definición de coste. Otra definición considera que el coste de oportunidad del tiempo es nulo (por ejemplo por las rigideces del mercado de trabajo Español, siendo España el lugar de procedencia del 98,5% de los visitantes). Otra alternativa consiste en contabilizar los gastos (monetarios y de tiempo) de llegar a la residencia temporal sólo para aquellos visitantes cuyo motivo principal del desplazamiento desde su residencia habitual es visitar las islas. En otra definición, habíamos prorrateado este coste al tiempo pasado en las islas. Con estas dos últimas definiciones tenemos en cuenta, por lo menos parcialmente, el aspecto multiobjetivo del viaje hasta la residencia temporal. Finalmente, en una última definición consideramos separadamente los gastos

ramos separadamente los gastos monetarios y los de tiempo, sin asignar un valor al coste de oportunidad del tiempo. Si bien sin una especificación monetaria del coste no es posible calcular un excedente del consumidor, nos permite comprobar si obtenemos mejores resultados econométricos, en cuyo caso hubiéramos considerado otros valores del coste de oportunidad del tiempo.

4. 2. 2. Otras variables explicativas

Es de esperar que otras variables jueguen un papel explicativo en la determinación del número de viajes o de días de estancia, además del coste. Utilizamos la renta individual equivalente adulto definida a partir de la renta del hogar según un procedimiento estándar de la OCDE (denominada “renta”), y preguntada por tramos en la encuesta. Esta definición fue considerada más apropiada para nuestros propósitos que el ingreso individual. Un índice de sensibilidad medioambiental (llamado “verde”), definido por la suma de 6 variables dicotómicas indicando diversos comportamientos de sensibilidad medioambiental (por ejemplo, pertenencia a una asociación ecologista). Un índice de conocimiento de las Islas (“conoc”), definido por la suma de 6 variables dicotómicas indicando si el entrevistado ha visitado diversos lugares específicos de las Islas. Un índice de fiabilidad de la respuesta (“fiab”), constituido por la suma de tres variables dicotómicas recogiendo diversos aspectos del grado de confianza que el encuestador tiene de las respuestas del encuestado. La edad del entrevistado (“edad”) normalizada por su valor máximo, dos variables dicotómicas indicando el mes de realización de la encuesta (“djulio” y “dsept”), el sexo del entrevistado (“sexo”), variables indicando si el entrevistados tiene un empleo remunerado (“remu”), si tiene hijos en el hogar (“hijo”), si ha terminado estudios medios o superiores (“educ”), si está satisfecho de su visita (“satis”), y si tenía información sobre las islas antes de la visita (“info”). También se incluye variables dicotómicas indicando si el encuestado considera cada uno de los siguientes aspectos de las islas como su principal atractivo: senderismo (“sende”), observación de la naturaleza (“natura”), ausencia de contaminación (“conta”), playas (“playa”) y tranquilidad (“tranq”).

4. 3. Formas funcionales

En este apartado nos referimos a la función f o forma en que se relacionan las variables X e Y del modelo de demanda. Un factor crítico de elección de la forma funcional es la naturaleza discreta o continua de la variable endógena (o dependiente) Y . La opción dominante en aplicaciones más recientes considera que la variable endógena es discreta (el número de viajes es un recuento). En este caso es necesario asumir una función de distribución probabilística para la variable endógena, las más utilizadas son la binomial negativa (usualmente en su forma BN2, ver Cameron y Trivedi, 1998) y Poisson (Hellerstein y Mendelsohn, 1993).⁴ Destacamos que si se tomara el coste en logaritmos en estos dos modelos discretos, se impondría, salvo excepción, un excedente del consumidor infinito (ver anexo 1), por ello, sólo se ha considerado el coste en niveles (es decir sin transformar) para los modelos discretos.

Algunos autores toman la variable endógena como continua (Willis y Garrod, 1991; Smith y Desvousges, 1985 y Dobbs, 1993, entre otros), aunque solamente observemos valores discretos. En este caso surgen 4 principales formas funcionales: la forma LinLin, en el que la endógena se expresa en niveles, asumiendo una distribución normal, y el coste se expresa en niveles; la forma LinLog, endógena distribuida normal en niveles y coste en logaritmos; la forma LogLin, logaritmo de la endógena distribuido normal y coste en niveles; y finalmente, la forma LogLog, con logaritmo de la endógena distribuido normal y coste en logaritmos.⁵ Para las formas LogLin y LogLog, no es posible predecir valores nulos de la endógena (el logaritmo de cero no está definido), y por consiguiente, el excedente del consumidor siempre sería infinito. Para evitar este problema, se añade uno a la endógena antes de proceder a la estima-

⁴ La distribución BN2 es una Poisson en la que se modeliza una heterogeneidad no observada entre distintos individuos a través de un ruido distribuido gama. Ello permite evitar la restricción de equidispersión de la distribución Poisson (media igual a varianza). Muy a menudo esta restricción no se verifica en la práctica, y la distribución BN2 es entonces más apropiada que la Poisson. Se podrían en principio emplear también otras distribuciones, pero la Poisson y la BN2 son las únicas para las que se han desarrollado los resultados necesarios para todos los tratamientos de la muestra que consideramos.

⁵ Son posibles más formas funcionales si se eleva la parte izquierda o derecha de la ecuación de demanda a un exponente cualquiera, pero generalmente la literatura se decanta por las formas que utilizamos.

ción. Se podrían considerar otras distribuciones distintas de la normal, pero no existen resultados para todos los tratamientos de la muestra que consideramos.

En resumen, utilizamos seis formas funcionales. El cuadro 4 las presenta formalmente; Y es la endógena, p el coste de desplazamiento con coeficiente β , α una constante que representa la combinación lineal de todos los otros regresores por sus respectivos coeficientes, μ la esperanza de Y , y \exp el operador exponencial.

CUADRO 4
Formas funcionales

Nombre	Forma funcional	distribución	Esperanza de Y
Poisson	$\Pr\{Y = y\} = \exp(-\mu)(\mu)^y / y!$	discreta	$\mu = \exp(\alpha + \beta p)$
BN2	Ver Cameron y Trivedi (1998)	discreta	$\mu = \exp(\alpha + \beta p)$
LinLin	$Y = \alpha + \beta p + u$	$u \sim n(0, \sigma^2)$	$\mu = \alpha + \beta p$
LinLog	$Y = \alpha + \beta \ln(p) + u$	$u \sim n(0, \sigma^2)$	$\mu = \alpha + \beta \ln(p)$
LogLin	$\ln(Y+1) = \alpha + \beta p + u$	$u \sim n(0, \sigma^2)$	$\mu = \exp(\alpha + \beta p + \sigma^2/2) - 1$
LogLog	$\ln(Y+1) = \alpha + \beta \ln(p) + u$	$u \sim n(0, \sigma^2)$	$\mu = p^\beta \exp(\alpha + \sigma^2/2) - 1$

4. 4. Tratamiento de la muestra

Dado que la muestra que utilizamos en este epígrafe fue recogida en el sitio, deberíamos emplear las técnicas desarrolladas por Shaw (1988) y por Englin y Shonkwiler (1995) por ser las únicas teóricamente correctas. Sin embargo, uno se puede preguntar si en la práctica estas técnicas darían lugar a resultados muy distintos que técnicas mas convencionales. Comparamos tres técnicas: el tratamiento “Sin truncar” en el que no hay modificación de la distribución de la endógena, salvo para los modelos continuos en los que se censura⁶ la distribución por debajo de cero (la demanda nunca puede ser negativa); el tratamiento “Truncado” en el que se trunca la distribución de la endógena a partir de uno (una muestra de visitantes no incluye valores menores de uno); y el tratamiento “In situ”, en el que se modifica la distribución de la endógena acorde con este tipo de muestra (Shaw, 1988, para los modelos continuos y Poisson; Englin y Shonkwiler, 1995, para el modelo BN2). Todos los modelos se estiman por máxima verosimilitud. En función del tratamiento de la muestra, se modifica la esperanza de la variable endógena (cuadro 4), ver Greene (1999) para los

⁶ Ver Greene (1999) para un tratamiento teórico de estos modelos.

modelos continuos censurados y truncados, Cameron y Trivedi (1998) para los modelos discretos truncados e in situ y Shaw (1988) para los modelos continuos in situ.

Las muestras truncadas.

Una muestra como la de los visitantes de Cíes es truncada porque no se observa ninguna demanda nula. Dado que el excedente del consumidor se define como la superficie por debajo de la curva de demanda, desde el precio que pagó este consumidor hasta el precio de corte (posiblemente infinito), para calcularlo es necesario predecir el comportamiento de la demanda cuando se acerca a cero. Con una muestra truncada esta información se encuentra fuera del espacio muestral. Es entonces necesario definir la demanda sobre todo el rango del coste en base a la información obtenida de la muestra truncada.

Sea Y la demanda de desplazamiento de un visitante. A partir de una determinada distribución de la demanda (por ejemplo, Poisson), se puede definir la distribución truncada correspondiente, cuyos parámetros se estiman de la muestra (ver Cameron y Trivedi, 1998). La demanda esperada condicional a ser visitante $E(Y | Y \geq 1)$ se puede calcular a partir de esta estimación, pero como por construcción esta demanda condicional nunca puede ser nula, no se puede calcular un excedente del consumidor a partir de ella. Sin embargo, la demanda esperada incondicional de un visitante es el producto de la demanda esperada condicional por la probabilidad de visita, es decir,

$$E(Y) = E(Y | Y \geq 1) \Pr\{Y \geq 1\}.$$

Ahora, este producto es justamente la esperanza de la distribución original. Por lo tanto, estimamos la esperanza condicional a partir de la muestra utilizando una distribución truncada, y para calcular el excedente del consumidor, sustituimos en la distribución inicial los coeficientes estimados.

Las muestras in situ.

Las muestras in situ se obtienen cuando se entrevista aleatoriamente a visitantes en el propio lugar de visitas. Por construcción estas muestras son truncadas ya que no se puede entrevistar a los no visitantes. Pero además, una persona que visita más a menudo que otra tiene una mayor probabilidad de ser entrevistado, y por lo tanto en la

muestra resultante, las personas que visitan más que la media van a estar sobre-representadas, e inversamente para las personas que visitan menos que la media (Shaw, 1988). Si calculáramos el número de visitas promedio a partir de tal muestra, sobrestimaríamos el promedio real de visitas. Shaw (1988) mostró como había que modificar una distribución Poisson o normal para este caso. Englin y Shonkwiler (1995) ampliaron estos resultados al caso de una distribución BN2. Para el caso discreto, la corrección consiste en aplicar ponderaciones a las probabilidades de cada número de visitas para reflejar que la probabilidad de entrevistar crece con el número de visitas. Un razonamiento similar al caso de las muestras truncadas se puede aplicar a las muestras in situ para demostrar que la demanda esperada incondicional, sobre la que calculamos el excedente, es la esperanza de la distribución original.

4. 5. Proceso de estimación

En resumen, hasta ahora hemos definido 2 variables endógenas, 6 formas funcionales y 3 tratamientos de la muestra, es decir podemos estimar el modelo de demanda individual según $2 \times 6 \times 3 = 36$ especificaciones distintas. Para cada uno de los 7 conceptos de coste, la estimación de cada una de estas 36 especificaciones se empezó con el conjunto de 19 regresores potenciales descritos arriba. Se eligió entonces el coste con el que se obtenía la mayor verosimilitud, llamado “coste dominante”, recogido en el cuadro 5. Luego se eliminan todas las variables explicativas que no pasan contrastes t y de verosimilitud a niveles de confianza convencionales. El conjunto final de regresores significativos se presenta para cada modelo en el cuadro 5. Ciertas especificaciones que utilizamos son no lineales y ocurre en más de una ocasión que con el conjunto inicial de regresores los coeficientes no sean estimables, pero sí con un conjunto más reducido.⁷ En los cuadros 5 y 7 las especificaciones que tuvieron este problema aparecen con la cuadrícula en gris. Finalmente, algunas especificaciones no

⁷ Técnicamente, el proceso de estimación no converge. La elección del conjunto reducido es arbitraria y las estimaciones son entonces menos fiables. Para elegir el conjunto reducido de la forma menos arbitraria posible, se procedió primero a la estimación de todas las especificaciones que convergían con el conjunto inicial de regresores. Definimos entonces el conjunto reducido por la unión de los regresores finales de las especificaciones que sí convergen con el conjunto inicial.

son estimables con ningún conjunto de regresores, probablemente indicando que no describen bien los datos.

CUADRO 5
Coste dominante (ver anexo 2) y regresores significativos

Modelo	Desplazamiento			Estancia total		
	Sin truncar	Truncado	In situ	Sin truncar	Truncado	In situ
Poisson	ca playa tranq conoc educ edad	ca playa tranq conoc educ edad sexo	ca playa tranq conoc educ edad	Dominado por NB2 Sin truncar	Dominado por NB2 Truncado	Dominado por NB2 In situ
BN2	Colapsa a Poisson Sin truncar	Colapsa a Poisson Truncado	Colapsa a Poisson In situ	ca playa conoc educ edad verde info	ca ⁽⁸⁾ playa tranq conoc	ca ⁽⁸⁾ playa tranq conoc
LinLin	ca playa conoc educ	No estimable	No estimable	ca conoc info	No estimable	No estimable
LinLog	cc playa tranq conoc educ info	cc playa conoc educ	No estimable	cn sept conoc	No estimable	No estimable
LogLin	ca playa conoc educ edad	ca playa conoc educ edad	ca playa conoc educ edad	ca playa conoc hijo info	ca playa conoc hijo	ca playa conoc
LogLog	ct playa tranq conoc educ edad info	ct playa tranq conoc educ edad info	No esti- mable	ca playa conoc hijo info	ca playa conoc hijo	ca ⁽⁸⁾ playa conoc

Destaca que el coste mayoritariamente dominante es aquel que hemos descrito en detalles en el epígrafe de coste (llamado “ca” en el anexo 2), y esto para ambas mediciones de la demanda. Esta definición de coste recogía el mayor número de gastos en que había incurrido el visitante. Parece entonces indicado evitar eliminar cualquier tipo de gasto de la definición de coste. También destaca que la renta no es significativa en ningún caso, indicando que el gasto recreacional es separable de los otros gastos en la función de utilidad individual. Finalmente, los conjuntos de regresores significativos son bastante similares entre especificaciones, indicando que la forma funcional o el tratamiento de la muestra no son cruciales para entender qué factores son determinantes de la demanda.

⁸ Estas especificaciones sólo se pueden estimar si se relajan parcialmente las condiciones de convergencia y, para los modelos discretos, si se eliminan observaciones de estancia total mayores a 20 días.

4. 6. Resultados

En general, no existe ningún contraste que permita comparar todas estas especificaciones, pero sí se pueden comparar en base a sus predicciones dentro de la muestra. Utilizamos dos medidas: la proporción de aciertos, y la suma de los cuadrados de los residuos. Para una observación Y definimos un acierto si el valor predicho se encuentra en el intervalo $(Y - 0,5; Y + 0,5)$. El residuo se define como la diferencia entre la predicción del modelo y la observación. La suma de los cuadrados de los residuos es entonces una medida de distancia entre la predicción y la observación. Ambas reglas son arbitrarias, pero deberían recoger por lo menos una parte de la bondad de ajuste de la especificación. Se presentan los resultados de proporción de aciertos y suma de los cuadrados de los residuos en el cuadro 7.

El calculo del excedente depende de la especificación. El cuadro 6 presenta los excedentes del consumidor para las 6 formas funcionales del cuadro 4. Salvo para las 2 especificaciones discretas, estas formulas cambian según el tratamiento de la muestra, ya que la demanda esperada cambia (ver el epígrafe de tratamiento de la muestra). La notación es la misma que para el cuadro 4.

CUADRO 6
Coste de corte y excedente esperado en los modelos básicos

	Coste de corte	infinito
Poisson, BN2	Excedente	$-\exp(\alpha + \beta p) / \beta$
LinLin	Coste de corte	$-\alpha / \beta$
	Excedente	$-\alpha^2 + \alpha^2 / 2\beta - \alpha p - \beta p^2 / 2$
LinLog	Coste de corte	$\exp(-\alpha / \beta)$
	Excedente	$-\beta \exp(-\alpha / \beta) - \alpha p - \beta (p \ln p - p)$
LogLin	Coste de corte	$-(\alpha + \sigma^2 / 2) / \beta$
	Excedente	$(1 - \exp(\alpha + \beta p + \sigma^2 / 2)) / \beta$
LogLog	Coste de corte	$\exp(-(\alpha + \sigma^2 / 2) / \beta)$
	Excedente	$\exp(\alpha + \sigma^2 / 2) (\exp[-(\alpha + \sigma^2 / 2) (\beta + 1) / \beta] - p^{\beta+1}) / (\beta + 1) \exp[-(\alpha + \sigma^2 / 2) / \beta] + p$

En el cuadro 7, se presentan las estimaciones de los excedentes y de los costes de corte en cada uno de las especificaciones, calculados en el promedio muestral de los regresores.

CUADRO 7
Porcentaje de aciertos, Suma de cuadrados de residuos, Excedente del consumidor esperado, Coste de corte esperado.⁹

Modelo	Desplazamiento			Estancia total		
	Sin truncar	Truncado	In situ	Sin truncar	Truncado	In situ
Poisson	59,4 % 758 41 350 ∞	72,5 % 671 1 695 ∞	71,2 % 671 750 ∞	Dominado por BN2 Sin truncar	Dominado por BN2 Truncado	<i>Dominado por BN2 In situ</i>
BN2	Colapsa a Poisson Sin truncar	Colapsa a Poisson Truncado	Colapsa a Poisson In situ	33,8 % 224 353 28 212 ∞	60 % 242 983 0 ∞	60 % 241 772 0 ∞
LinLin	44,2 % 1 158 < 0 49 238	No estimable	No estimable	0,4 % 283 489 < 0 25 647	No estimable	No estimable
LinLog	46,5 % 1 172 47 385 105 540	56,5 % 1 215 1 133 2 165	No estimable	0,4 % 287 015 10 943 3 316	No estimable	No estimable
LogLin	81,9 % 1 288 122 059 87 286	81,9 % 1 289 109 947 79 965	80,4 % 1 264 (†) (†)	67,1 % 258 538 89 189 59 608	65,8 % 258 658 39 905 34 800	15,8 % 259 052 (†) (†)
LogLog	81,2 % 1 282 407 827 325 337	81,3 % 1 282 325 337 1 973 947	No estimable	62,1 % 258 520 46 832 118 401	64,2 % 258 572 16 722 49 545	28,8 % 256 721 (†) (†)

(†) *El excedente y el coste de corte son difíciles de estimar, pero según los criterios de aciertos y suma de cuadrados de residuos estas especificaciones son peores.*

Los resultados del cuadro 7 son muy dispersos, mostrando especialmente poca robustez ante distintas formas funcionales o tratamientos de la muestra. Según el criterio del porcentaje de acierto elegimos las especificaciones LogLin o LogLog para explicar los desplazamientos. Sin embargo, estos buenos resultados están asociados a particularidades de la muestra: la gran mayoría de las predicciones de estas especificaciones se encuentran en torno a uno, incluso en casos en que la demanda observada sea mucho mayor, mientras que la frecuencia observada de visitas iguales a uno es del 80%. Es decir, con esta muestra, una predicción ciega de una visita para cualquier observación obtendría una tasa de acierto del 80 %. Según el criterio es la suma de los cuadrados de los residuos, las distribuciones discretas consiguen los mejores resulta-

⁹ Los modelos BN2 truncados e in situ para la estancia total tuvieron que ser estimados después de eliminar observaciones mayores de 20 días. Por lo tanto, sus porcentajes de aciertos y sus sumas de cuadrados de los residuos no son estrictamente comparables con los otros modelos. Para hacerlos más comparables, la predicción incluye las observaciones que se habían eliminado para la estimación.

dos. Las especificaciones Poisson in situ y truncado son las mejores para los desplazamientos, y BN2 sin truncar para la estancia total.

La estancia total parece mas difícil de explicar que los desplazamientos, reflejando las dificultades encontradas en la literatura (Hof y King, 1992). El cuadro 5 es convincente en este sentido ya que, globalmente, menos regresores consiguen explicar la estancia total que el número de desplazamientos, indicando la presencia de un ruido adicional. Las dificultades en la estimación de las especificaciones discretas con esta endógena probablemente se deben a que algunas observaciones son muy atípicas (muy por encima de la media). Es posible que debiéramos deshacernos de estas observaciones, pero incrementaríamos así el grado de arbitrariedad de los resultados. En suma, parece preferible especificar la demanda recreacional a Cíes a través de los desplazamientos a las islas, sin tener en cuenta la estancia (o asumiendo que la estancia es la misma para todos los visitantes).

Se aprecian elevadas diferencias en la estimación de los excedentes en función del tratamiento de la muestra, de la medición de la demanda, o de la forma funcional. Es entonces fundamental comparar los resultados de varios modelos antes de elegir una medida del excedente del consumidor.

Por todo lo anterior, parece que los resultados más fiables los proporcionan las especificaciones discretas utilizando los desplazamientos como variable endógena. En este caso, es crítico el tratamiento de la muestra para el calculo del excedente del consumidor. Según el criterio de la suma de los cuadrados de los residuos, admitimos que se debe tomar en cuenta la truncación, pero no está claro si se deben emplear especificaciones simplemente truncadas, o bien especificaciones in situ, y la diferencia en los excedentes es considerable. Para decidirse entre los dos, queda solamente el rigor estadístico que aconseja reproducir lo más fielmente posible la estructura de la muestra, es decir, escogeríamos una especificación Poisson in situ.

5. Análisis a partir de una muestra representativa de una población de referencia

La alternativa al muestreo in situ es un muestreo aleatorio simple en una cierta población. El interés fundamental de recurrir a tal muestra es que los no visitantes nos

facilitan información sobre el comportamiento de la demanda en cero, es decir, de cómo se anularía la demanda de los visitantes cuando aumentamos el coste de desplazamiento, ayudando al cálculo del excedente del consumidor de los visitantes. Esta idea depende crucialmente de la hipótesis de que los no visitantes tienen esencialmente el mismo patrón de comportamiento que los visitantes, y que la razón principal por la que no visitan es que su coste de desplazamiento es demasiado elevado. Sin embargo, es también posible que la razón principal de no visitar sea que los no visitantes tengan una estructura de preferencias distinta de la de los visitantes, es decir, aunque tuviesen un coste de desplazamiento bajo, no estarían interesados en visitar. Si este fuese el caso, es evidente que los no visitantes no nos enseñan nada sobre el comportamiento de los visitantes cuando crece el coste de desplazamiento, y por lo tanto no ayudan a calcular el excedente del consumidor.

En principio, como los visitantes pueden venir de cualquier origen, la zona de referencia para una muestra conjunta es muy grande si se quiere que sea representativa (en el caso de las Cíes, el conjunto del estado español). Por ello, es necesario limitarse a una zona, por ejemplo la provincia de Pontevedra por ser esta la de mayor tasa de visita. Para limitar los costes de recogida de datos, solamente se entrevistó a no visitantes, y esta muestra se complementó con la muestra de visitantes de la forma siguiente. Primero, se procedió a realizar una encuesta telefónica para averiguar la proporción visitantes / no visitantes. Dentro de la provincia se establecieron tres zonas concéntricas alrededor del Parque con distintas tasas de visita. Se disponía de las encuestas realizadas en las Islas a los visitantes de cada una de estas zonas. Conociendo la tasa de visita en cada zona, es fácil calcular el número de no visitantes necesario para que al integrarlos con los visitantes obtengamos una muestra representativa de la población de Pontevedra. Se obtuvo así una muestra de 180 observaciones. Un contraste de Kolmogoroff – Smirnoff indicó que no había diferencias significativas entre las proporciones muestrales y poblacionales para las variables edad, sexo y tamaño del municipio de residencia (cinco tamaños).¹⁰

¹⁰ Para los detalles técnicos de la construcción de esta muestra compuesta, ver González et al. 2000.

5. 1. Formas funcionales: Modelo Valla

En este apartado, se aborda la contrastación empírica de la hipótesis de que los visitantes y los no visitantes tengan la misma estructura de preferencias. La forma de hacerlo es ya bastante clásica en ciertas disciplinas económicas como por ejemplo la economía de la salud (Cameron y Trivedi, 1998). Utilizando la muestra conjunta de visitantes y no visitantes, se comparan dos modelos de demanda. El primero es un modelo clásico de recuento (por ejemplo, Poisson). Por construcción, este modelo supone una única estructura de preferencias, y los no visitantes son simplemente demandas ceros gobernadas por los mismos regresores que la demanda de los visitantes. El segundo modelo se llama Valla porque se divide en dos partes. La primera parte es un modelo dicotómico de participación en el que se estima la probabilidad de que una persona en la muestra sea un visitante; la segunda parte es un modelo de recuento truncado explicando el número de visitas al parque condicional a haber visitado. El contraste consiste en ver cuál de los dos modelos explica mejor los datos (verosimilitud más elevada). Si es el primero, entonces es que los mismos factores explican tanto los ceros como los números positivos de la demanda, si es el segundo, entonces es que la decisión de visitar es cualitativamente distinta de la del número de viajes. En este último caso, los no visitantes no son simplemente visitantes potenciales que no visitan porque tienen un coste de desplazamiento demasiado elevado, y por consiguiente, el cálculo del excedente del consumidor deberá hacerse únicamente a partir del modelo truncado, es decir a partir de los visitantes. Para poder comparar los modelos, se impone la misma distribución de la endógena en ambos.

Dados los resultados obtenidos con los visitantes en la sección anterior, únicamente utilizamos modelos discretos, Poisson y BN2. El conjunto de regresores potenciales es distinto a lo que era en la sección anterior ya que algunas variables no están definidas para los no visitantes. La más importante de estas es el coste de desplazamiento, que se sustituyó por la distancia (“km”) desde la residencia hasta el lugar de embarque. La variable “conoc”, que recogía aspectos del conocimiento de las islas sigue siendo definida con los no visitantes, con la diferencia que esos no han experimentado aquellos aspectos sino que solamente saben de su existencia. La variable “info” que indicaba si el visitante había tenido información sobre las islas previa a la visita se convierte para los no visitantes en si habían recibido alguna vez información.

El conjunto de regresores potenciales que permanecen iguales entre las dos muestras es “sexo”, “fiab”, “remu”, “educ”, “verde”, “hijo”, “sende”, “natura”, “conta”, “playa”, “tranq” y “renta”. Normalizamos todas las variables no dicotómicas por división por sus respectivos máximos en la muestra conjunta para agilizar el proceso de estimación.

5. 2. Resultados y validación del análisis a partir de la muestra de visitantes

Lamentablemente, ninguna de las dos especificaciones es estimable con el conjunto de todas las variables explicativas posibles. La eliminación de dos variables de los principales atractivos de las islas, senderismo y observar la naturaleza, permite estimar.¹¹ En el cuadro 8 se presentan los resultados de la estimación de los dos modelos valla. Para cada distribución, la doble columna “truncado” hace referencia al número de viaje de los visitantes, mientras “elección” hace referencia a la decisión de visitar o no el Parque.

CUADRO 8
Estimación modelos vallas, distribuciones Poisson y BN2

	Poisson				BN2			
	Truncado		Elección		Truncado		Elección	
	Coef	P-valor	Coef	P-valor	Coef	P-valor	Coef	P-valor
Constante	1,50	0,16	-5,50	0,04	1,45	0,68	-6,03	0,08
Km	-1,25	0,25	-4,21	0,01	-1,85	0,25	-6,98	0,02
Fiab	-2,07	0,03	3,42	0,22	-2,47	0,48	3,84	0,28
Info	0,34	0,08	-0,01	0,98	0,40	0,33	0,27	0,67
Remu	0,83	0,00	-0,39	0,41	0,74	0,08	-0,43	0,47
Verde	-1,03	0,02	0,07	0,95	-0,75	0,46	0,80	0,65
Conoc	1,90	0,00	1,11	0,23	2,05	0,02	1,98	0,10
Hijo	-0,72	0,00	0,16	0,73	-0,73	0,05	-0,01	0,98
Conta	0,58	0,03	1,69	0,00	0,81	0,10	2,30	0,01
Playa	0,22	0,23	1,08	0,09	-	-	-	-
Tranq	-0,20	0,34	2,35	0,00	-0,41	0,20	2,72	0,00
Edad	-0,52	0,42	-2,75	0,04	-0,65	0,66	-4,06	0,03
Renta	-0,24	0,73	5,81	0,00	0,24	0,88	8,37	0,01
Coef. de sobre-dispersión	-	-	-	-	0,53	0,25	0,84	0,22

¹¹ El proceso de estimación no converge. Las dos variables eliminadas no eran nunca significativas en las estimaciones de demanda en la muestra de visitantes. Además, cuando estimamos por separado la probabilidad de ser visitante a través de un modelo dicotómico, tampoco son significativas.

Con la excepción de que la variable playa no es significativa en el modelo BN2, los restantes coeficientes son muy parecidos para Poisson y BN2 en las dos etapas de la estimación. Hay bastantes más regresores significativos con la distribución Poisson, lo cual podría indicar heterogeneidad no observada entre encuestados, y el modelo BN2 sería entonces preferible a pesar de que el coeficiente de sobre-dispersión no sea significativo. Un coeficiente de sobre-dispersión significativo indica que la varianza de la variable endógena es significativamente mayor que su esperanza, y por consiguiente que no se cumple la restricción de equidispersión del modelo Poisson.

Un primer resultado del modelo BN2 es que el conjunto de regresores significativos en el modelo de recuento truncado y en el dicotómico de participación son bastante distintos. Ello apoya la hipótesis de que los dos procesos de decisión (ir o no ir, y cuantas veces ir) son cualitativamente distintos y tratar igual los 93 ceros de los no visitantes que los 87 valores positivos de los visitantes sería un error al corresponder a distintos procesos de generación de datos. La edad, la renta, y la distancia son muy significativas en la decisión de ir, lo cual parece bastante intuitivo. Estas variables dejan de tener importancia para explicar el número de visitas de los que decidieron visitar el espacio natural. En cambio, hijo, remu y conoc juegan un papel importante en el número de desplazamientos, pero no en la decisión de ir. El único factor que sigue siendo significativo tanto en la decisión de ir como en el número de visitas es la ausencia de contaminación como atractivo importante de las islas (conta). Los otros regresores no tienen un papel claro en las dos decisiones modelizadas aquí.

En el cuadro 9, comprobamos que no está claro que el modelo BN2 domine al modelo Poisson porque el coeficiente de sobre-dispersión no es significativo y la verosimilitud no mejora mucho. Sin embargo, está claro que el modelo valla es más adecuado que el modelo de recuento para describir estos datos porque su verosimilitud es claramente mayor. Esto confirma que el modelo valla es más acorde con las decisiones de los individuos al separar en dos etapas las decisiones que toman respecto a las visitas a un espacio natural. En primer lugar deciden si visitarlo y en segundo lugar, si han decidido visitar, cuántas visitas realizan. Por lo tanto, podemos afirmar que la estructura de preferencias de los visitantes es cualitativamente distinta a la de

los no visitantes, y las observaciones que tenemos de estos últimos no ayudan en el cálculo del excedente del consumidor. En este sentido, una muestra en el sitio es preferible a una muestra representativa de una población.

CUADRO 9
Log-verosimilitudes y coeficientes de sobre-dispersión.

Modelo	Distribución	Log –verosimilitud	Sobre- dispersión *	
Recuento	Poisson	-204,71		
	BN2	-199,85	0,25 (0,16)	
Valla	Poisson	Participación	-51,83	
		Truncado	-125,59	
		Conjunto	-177,43	
	BN2	Participación	-53,113	0,53 (0,25)
		Truncado	-121,4	0,84 (0,22)
		Conjunto	-174,53	

* P-valor entre paréntesis

6. Conclusiones

Con respecto a los objetivos que teníamos en la introducción y desarrollamos en el artículo considerando varias opciones, hemos obtenido los mejores resultados con una muestra en el sitio (con un tratamiento de la muestra o bien truncado o bien in situ), la demanda medida en términos del número de visitas al espacio natural y el coste de desplazamiento recogiendo todos los gastos incurridos en la visita y prorrateados por día de visita. La variedad de resultados en términos del excedente del consumidor muestra la importancia crucial de comparar varias especificaciones de demanda.

No parece haber diferencias significativas entre el tratamiento truncado o in situ en cuanto a calidad de la estimación. Ello se debe quizás a las particularidades de esta muestra en la que la mayor parte de los visitantes sólo realizaron una visita en 5 años. En esta situación, la truncación es más importante a la hora de describir la muestra que las frecuencias de los números superiores de visitas. Es decir, lo importante en esta muestra es proporcionar al proceso de estimación econométrico la información que la muestra es truncada (lo hacen tanto el tratamiento truncado como el in situ), que además el tratamiento in situ permita corregir las frecuencias de números más al-

tos de visita sólo cambia marginalmente la calidad de la estimación. Es posible que en otras muestras, en las que la proporción de visitantes que visitan sólo una vez sea menos importante, el tratamiento in situ pueda conseguir mejores estimaciones que el truncado. De la misma forma, el número de visitas en esta muestra se caracteriza por presentar equidispersión (varianza aproximadamente igual a la media), por lo tanto, es razonable que la distribución binomial negativa no obtenga mejores resultados que la distribución Poisson. En una muestra en la que no existiese equidispersión, es posible que los resultados que obtuvimos aquí se inviertan. Estas consideraciones vuelven a poner de manifiesto la importancia de comparar varias especificaciones.

Con ayuda de un modelo valla para modelizar una muestra representativa de una población de referencia, mostramos que los no visitantes pueden tener una estructura de preferencias cualitativamente distinta a la de los visitantes, y que por tanto, a la hora de estimar un excedente del consumidor para la demanda de un espacio natural, sólo es necesaria una muestra de visitantes.

A pesar de intentar apartarnos de tener que tomar decisiones demasiado cerradas con implicaciones importantes sobre el excedente estimado, algunas opciones de modelización no fueron tratadas. Los motivos son la dificultad para tener en cuenta todas las alternativas en una estimación (como ocurre por ejemplo con los costes), no considerar elementos de escasa relevancia en la estimación de la demanda a las Illas Cíes (sustitutos, viajes multiobjetivos) y, en general, dificultad para integrarlas y tratarlas conjuntamente en un único artículo.

Para terminar queremos resaltar que al ser nuestro propósito estudiar la demanda de un espacio natural singular, modelizamos el uso que los individuos hacen de las Illas Cíes. Sin embargo, el método de los costes de viaje ofrece otras modelizaciones que analizan la decisión del viaje (lugares elegidos, estancia, actividades época de la visita), especialmente modelos de espacios múltiples (Bockstael, 1995) y modelos de utilidad aleatoria (Riera, 2000).

Bibliografía

- Adamowicz W. L., Flechter, J. L. y Graham-Tomasi, T. (1989) "Functional Form and the Statistical Properties of Welfare Measures". *American Journal of Agricultural Economics*, 71, 414-421.
- Bell F. W. y Leeworthy V. R. (1990) "Recreational Demand by Tourists for Saltwater Beach Days". *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, pp. 189-205.
- Bishop R. C. y Herberlein T. A. (1979) "Measuring Values of extramarket Goods: Are Indirect Measures Biased?" *American Journal of Agricultural Economics* 6, pp. 926-930.
- Bockstael N. E. (1995) "Travel Cost Models". En Bromley D. W. (Editor). *The Handbook of Environmental Economics*. Basil Blackwell.
- Bockstael N. E., Strand I. E., y Hanemann W. M. (1987) "Time and Recreational Demand Model". *American Journal of Agricultural Economics*, 69 (2), pp. 293-302.
- Bojo J. (1985) "A Cost-Benefit Analysis of Forestry in Mountainous Areas: The Case of Valadelen". Stockholm School of Economics.
- Cameron T. A. y Trivedi P. (1998) *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press.
- Campos P., Riera P., De Andrés R., y Urzainqui E. (1996) "El valor económico total de un espacio de interés natural. La dehesa del área de Monfragüe" en Azqueta D., Pérez y Pérez L. (1996) *Gestión de espacios Naturales. La demanda de servicios recreativos*. McGrawHill.
- Del Saz S. Y Pérez L. (1999) "Estimación de los beneficios del uso recreativo del parque de L'Albufera con el método indirecto de los costes de viaje". *Revista de Estudios de Economía Aplicada*, 11, pp. 41-62.
- Dobbs I. M. (1993) "Individual travel Cost Method: Estimation and Benefits Assessment with Discrete and Possibly Grouped Dependent Variable". *American Journal of Agricultural Economics*, 75, pp. 84-94.
- Englin J. E. y Lambert D. (1995) "Measuring Angling Quality in Count Data Models of Recreational Fishing: a non tested test of Three Approaches". *Environmental and Resource Economics*, 6, pp. 389-399.

- Englin J. E. y Shonkwiler J. S. (1995) "Estimating Social Welfare Using Count Data Models: an Application to Long Run Recreational Demand under Conditions of Endogenous Stratification and Truncation". *The Review of Economics and Statistics*, 77 (1), pp. 104-112.
- Garrido A., Gómez-Limon J., De Lucio J.V., y Mugica M. (1996) "Estudio del uso y valoración del parque regional de la Cuenca Alta del Manzanares (Madrid) mediante el MCV", en Azqueta D., Pérez y Pérez L. (1996) *Gestión de espacios Naturales. La demanda de servicios recreativos*. McGrawHill.
- González M., González X., Polomé P., Prada A., y Vázquez M. (2001) *Valoración Económica del Patrimonio Natural*. Series Monográfica del Instituto de Estudios Económicos de Galicia "Fundación Pedro Barrié de la Maza", A Coruña (en prensa).
- Greene W. H. (1999) *Análisis Económico*. 3º edición, Prentice Hall, Madrid.
- Hanemann W. M. (1991) "Willingness to pay and Willingness to accept: how much can they differ?" *American Economic Review*, 81 pp. 635-647
- Hanley N. (1989): "Valuing rural Recreational Benefits: an Empirical Comparison of Two Approaches". *Journal of Agricultural Economics*, 40 (3), pp. 361-374.
- Hausman J. A., Leonard G. K., Y Mcfadden D. (1995) "A Utility Consistent, combined Discrete Choice and Count Data Model. Assessing Recreational Use Losses due to Natural Resource Damage". *Journal of Public Economics*, 56, pp. 1-30
- Hellerstein D. (1992) "The Treatment of Nonparticipants in Travel Cost Analysis and other Demand Models. *Water Resource Research*, 28 (8) pp. 1999-2004.
- Hellerstein D. (1991) "Using Count models in Travel Cost analysis with aggregated Data". *American Journal of Agricultural Economics*, 73, pp.860-866.
- Hellerstein D. y Mendelsohn R. (1993) "A theoretical Foundation for Count Data Models". *American Journal of Agricultural Economics*, 75, pp. 604-611.
- Herriges J. A. y Kling C. L. (Eds.) (1999) *Valuing Recreation and Environment. Revealed Preference Methods in Theory and Practice*. Edward Elgar.
- Hof J. G. y King D. A. (1992) "Recreational Demand by Toursits for Saltwater Beach Days: Comment". *Journal of Environmental Economics and Management*, 22, pp 281-291.
- Lockwood M. y Tracy K. (1995) "Nonmarket economic Valuation of an urban recreational park". *Journal of Leisure Research*, 27, pp. 155-167.
- Maddala G. S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.

- Mäler K. G. (1974) *Environmental Economics: A theoretical Inquiry*. Baltimore: John Hopkins University Press for Resources for the future.
- McConnell K. E. (1985) "The Economics of Outdoor Recreation". En Kneese A. V. y Sweeney J. L. (Editores), *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, vol. 1. North-Holland. Amsterdam.
- McConnell K. E. (1992) "On-Site Time in the Demand for Recreation". *American Journal of Agricultural Economics*, 74, pp. 918-925.
- Mckean J. R., Johnson D. M. y Walsh R. G. (1995) "Valuing Time in Travel-Cost Demand Analysis: an Empirical Investigation". *Land Economics*, 71, pp. 96-105.
- Randall A. (1994) "A Difficulty with the Travel Cost Method". *Land Economics*, 70, pp. 80-96.
- Riera Font A. (2000a) "Valoración económica de los atributos ambientales mediante el método de los costes de viaje". *Revista de Estudios de Economía Aplicada* 14, pp. 173-198.
- Riera Font A. (2000b) "Mass Tourism and the Demand for Protected Natural Areas: A travel Cost Approach". *Journal of Environmental Economics and Management*, 39, pp. 97-116.
- Riera P. (1997) "El valor del tiempo de desplazamiento recreativo al campo". *Revista Española de Economía Agraria*, 179.
- Riera P., Descalzi C., Ruiz A. (1994) "El valor de los espacios de interés natural en España. Aplicación de los métodos de la valoración contingente y el coste del desplazamiento". *Revista Española de Economía*, pp. 207-230.
- Santos Silva J. J. C. (1997) "Unobservables in Count Data Models for On-Site Samples". *Economic Letters*, 54, pp. 217-220.
- Shaw D. (1988) "On-Site Samples' Regression. Problems of Non-Negative Integers, Truncation and Endogenous Stratification". *Journal of Econometrics*, 37, pp. 211-233.
- Smith V. K. y Desvousges W. H. (1985) "The generalised travel-cost model and water quality benefits: a reconsideration". *Southern Journal of Economics* 52, pp. 371-381.
- Smith V. K. y Desvousges W. H. (1986) *Measuring water Quality Benefits* Kluwer and Nojhoff.
- Smith V. K., Desvousges W. H. y McGivney M. P. (1983) "The Opportunity Cost of travel Time in Recreation Demand Models". *Land economics* 59 (3), pp. 259-277.

- Ward F. A. y Beal D. (2000) *Valuing nature with Travel Cost Models*. Edward Elgar.
- Willis G. y Benson J. F. (1988) "A Comparison of User Benefits and Costs of Nature Conservation Reserves". *Regional Studies*, 22, pp. 417-428.
- Willis G. y Garrod K. G. (1999) *Economic Valuation of the Environment. Methods and Case Studies*. Edward Elgar.
- Willis G. y Garrod K. G. (1991) "An individual Travel Cost Method of Evaluating Forest Recreation". *Journal of Agricultural Economics*, 42, pp. 33-42.

Anexo 1: Excedente del consumidor en modelos Poisson o BN2 con coste en logaritmo

Proposición. En un modelo Poisson o BN2 con esperanza $\lambda = \exp(\alpha + \beta \ln p)$, donde α y β son parámetros y p es el coste, el excedente del consumidor es infinito salvo para valores de β menores que -1 .

Prueba. El excedente (EC) de un consumidor que tuviera tal demanda esperada es

$$\begin{aligned} EC &= \int_p^{\infty} E(Y|X) dp &= \int_p^{\infty} \exp(\alpha + \beta \ln t) dt &= e^{\alpha} \int_p^{\infty} t^{\beta} dt \\ &= e^{\alpha} (\infty^{\beta+1} - p^{\beta+1}) / (\beta+1) &= \infty \quad \forall \beta > -1. \end{aligned}$$

Anexo 2: Definiciones del coste de desplazamiento

Gastos incurridos (estimaciones del encuestado). A partir de los gastos incurridos definimos 7 conceptos de coste de desplazamiento.

TIM1 Duración del trayecto desde residencia habitual hasta residencia temporal en Galicia y vuelta

C1 Coste monetario por persona desde residencia habitual hasta residencia temporal y vuelta

DOUT Número de días fuera de residencia habitual

COUT Coste por día y persona de alojamiento en residencia temporal

Las variables TIM1, C1, DOUT, y COUT siempre valen cero para los visitantes que fueron directamente de su residencia habitual al embarque a las Islas

TIM2 Duración del trayecto desde residencia hasta embarque y vuelta

C2 Coste monetario por persona desde residencia hasta embarque y vuelta

CB Coste del viaje en barco desde embarque hasta Cíes y vuelta

DISL Número de días pasados en las Islas

CISL Coste por persona y día de estancia en las Islas (cuando supera un día)

Variables auxiliares a los costes:

Disf Variable dicotómica indicando si el visitante considera como un disfrute el viaje del punto 5 anterior

Mot Variable dicotómica indicando si el motivo principal de la presencia en Galicia es el viaje a las Islas

Definición de los costes

Ca Coste total, incluyendo una noche al llegar y una noche al ir
$$= ((\text{Tim1} * 1063 + C1) / \text{DOut} + 2 * \text{COut} + (\text{Tim2} + 2) * 1063 + C2 + \text{CB}) / \text{DIsl1} + \text{CIsl}$$

Cn No considera las noches pasadas fuera de Cíes
$$= ((\text{Tim1} * 1063 + C1) / \text{DOut} + (\text{Tim2} + 2) * 1063 + C2 + \text{CB}) / \text{DIsl1} + \text{CIsl}$$

Cc Desplazamiento desde residencia hasta embarque solo es un coste para los que así lo declararon
$$= ((\text{Tim1} * 1063 + C1) / \text{DOut} + 2 * \text{COut} + (1 - \text{disf}) * (\text{Tim2} + 2) * 1063 + C2 + \text{CB}) / \text{DIsl1} + \text{CIsl}$$

Cd El tiempo de estancia en las Islas es irrelevante (se pueden visitar en un día)
$$= (\text{Tim1} * 1063 + C1) / \text{DOut} + 2 * \text{COut} + (\text{Tim2} + 2) * 1063 + C2 + \text{CB}$$

Ct El coste de oportunidad del tiempo es nulo (rigideces del mercado de trabajo Español)
$$= (C1 / \text{DOut} + 2 * \text{COut} + C2 + \text{CB}) / \text{DIsl1} + \text{CIsl}$$

Cm Los costes de llegar a la residencia temporal (Tim1, C1, COut) solo se contabilizan para aquellos cuyo motivo principal de haber venido a la residencia temporal es Cíes
$$= (\text{Mot} * ((\text{Tim1} * 1063 + C1) / \text{DOut} + 2 * \text{COut}) + (\text{Tim2} + 2) * 1063 + C2 + \text{CB}) / \text{DIsl1} + \text{CIsl}$$

Tim, C Los costes monetarios y de tiempo se consideran separadamente

$$\text{Tim} = \text{Tim1} / \text{DOut} + \text{Tim2} + 2$$

$$C = C1 / \text{DOut} + C2 + \text{CB}$$