

LA EVOLUCIÓN DEL PRECIO DE LOS PAQUETES TURÍSTICOS BRITÁNICOS EN BALEARES, 2000-2008

Resumen: El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de los precios de los paquetes turísticos de una muestra de tour operadores británicos en Baleares, para el periodo 2000 a 2008. Se presentan tres índices de precios alternativos que permiten medir la evolución de los precios de los paquetes turísticos: un índice de precios hedónicos de base fija, un índice de precios hedónico encadenado y un índice de Laspeyres encadenado. Los resultados que se presentan muestran que el índice de precios hedónico de base fija ha tenido una muy leve revalorización en el periodo, mientras que los otros dos índices han disminuido su valor. La comparación de dichos índices con dos indicadores de competitividad (el IPC británico y el índice de precios de los paquetes turísticos británicos) muestra que el precio de los paquetes turísticos en Baleares se ha abaratado tanto si se compara con el índice del coste de la vida británico, como si la comparación se realiza con el indicador del precio global de este tipo de producto para los británicos. Además, se realiza un modelo elemental de la demanda turística con los índices elaborados que favorece la hipótesis de que la demanda británica es poco sensible al precio del paquete turístico.

Palabras clave: paquete turístico, índice de precios, precios hedónicos, demanda turística.

Clasificación JEL: C43, R10, L83

Joaquín Alegre, Magdalena Cladera y Maria Sard
Departamento de Economía Aplicada (Universidad de las Islas Baleares).

Dirección de correo: Edificio Jovellanos-Campus UIB, Crta. Valldemossa Km. 7.5, 07122 Palma de Mallorca, Illes Balears, España.

Número de teléfono: +34 971 172826 (Joaquín Alegre), +34 971 171321 (Magdalena Cladera) +34 971 172785 (Maria Sard). Fax: +34 971 172389.

E-mail: joaquin.alegre@uib.es, mcladera@uib.es, maria.sard@uib.es

Los autores agradecen la financiación recibida por el Ministerio de Educación y Ciencia a través del proyecto SEJ2007-65255/ECON, y por la Conselleria de Economía, Hacienda e Innovación del Govern de las Islas Baleares a través de la acción especial AAEE0040/08.

LA EVOLUCIÓN DEL PRECIO DE LOS PAQUETES TURÍSTICOS BRITÁNICOS EN BALEARES, 2000-2008

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es presentar un índice de precios de los paquetes turísticos británicos en Baleares, para el periodo 2000 a 2008. En 2008, 3373272 turistas británicos eligieron como destino vacacional las Islas Baleares. Esta cifra representa el 26,8% de los turistas llegados a las Islas Baleares (Conselleria de Turismo del Govern de les Illes Balears, 2009). La mayoría de los británicos que visitó España en 2007, lo hizo sin contratar un paquete turístico (el 67,6% según el Instituto de Estudios Turísticos, 2008). Sin embargo, el peso de este tipo de turistas en las Islas Baleares es aún elevado. En 2008, el 55,3% de los turistas británicos que visitaron las Islas Baleares lo hicieron a través de la contratación de un paquete turístico. La evolución del precio de los paquetes turísticos a lo largo del tiempo constituye un buen indicador de la competitividad precio del destino turístico. En primer lugar, por tratarse de la vía de comercialización de un elevado número de turistas y, en segundo lugar, por constituir un precio de referencia para otras formas de contratación alternativas.

En la determinación del precio final del paquete turístico entran en juego diferentes variables, como el poder de negociación de las partes, la concentración en el mercado, la competencia, la situación económica y política, el tipo de cambio o las preferencias de los turistas. Para las Islas Baleares en un período reciente, la situación dominante de unos pocos tour operadores y la fuerte competencia entre destinos ha tenido como principal efecto una baja capacidad negociadora por parte de la oferta hotelera. Sin embargo, no se dispone de información clara sobre cuál ha sido la evolución final de los precios de los paquetes turísticos ofertados en el mercado emisor.

La creación de un índice de precios de los paquetes turísticos presenta varios problemas. En primer lugar, la diversidad del producto. La necesidad de que el producto se adapte a las necesidades del consumidor ha generado una gran cantidad de ofertas, con un alto grado de opcionalidad. Como principal consecuencia, el número de paquetes turísticos a considerar está abierto a las múltiples combinaciones de los distintos servicios del viaje. En segundo lugar, en los catálogos puede observarse la existencia de distintos precios para ofertas prácticamente iguales. Este es un efecto tanto de la existencia de distintas estrategias de mercado de los tour operadores, como de un tratamiento diferenciado de distintos segmentos del mercado. Una tercera dificultad, en parte asociada a la mencionada segmentación del mercado, es la diversidad de plataformas (catálogos en papel, on-line, agencias, etc.) en las que se oferta el producto.

Para obtener la información primaria de precios, en este trabajo se ha optado por acceder a los catálogos de una muestra de tour operadores en su versión en papel. Los tour operadores seleccionados se corresponden a los más importantes, en términos de volumen de contratación en el mercado balear. Respecto a la multiplicidad de ofertas, una vez seleccionados los catálogos, se ha limitado el número de ofertas imponiendo dos restricciones. En primer lugar, todas las ofertas recogidas se corresponden a un mismo aeropuerto de referencia (Gatwick) y, en segundo lugar, únicamente se han considerado los precios de la primera semana de agosto.

La elaboración de un índice de precios debe resolver además un segundo problema, consecuencia de la variabilidad de las ofertas a lo largo del tiempo. Debe tenerse en cuenta que un índice de precios compara el precio de un mismo producto en diferentes momentos del tiempo. Sin embargo, los catálogos de cada año no siempre incluyen los mismos hoteles, o incluso cuando así ocurre, el tipo de servicios asociado al establecimiento puede ser distinto. Se necesita, por tanto, emplear técnicas de

elaboración de los índices que consideren de manera explícita la heterogeneidad/variabilidad del producto ofertado en el tiempo.

En este trabajo se proponen dos índices de precios: un índice de precios hedónico y un índice de Laspeyres encadenado. El índice de precios hedónicos permite seguir la evolución de los precios, neutralizando el efecto que tiene la variabilidad de las principales características del paquete. En el trabajo se presentan dos versiones de este índice, denominados de base fija y encadenado. El índice de Laspeyres encadenado refleja la metodología de este tipo de índices, empleando como clasificación básica del producto la categoría hotelera, el tipo de pensión y la zona turística. En la actualidad la gran mayoría de oficinas estadísticas oficiales realizan índices tipo Laspeyres, aunque ya se están empezando a utilizar índices hedónicos para algunos artículos concretos, como coches, ordenadores y vivienda.

METODOLOGÍA

Índice de Laspeyres Encadenado

El índice que se ha elaborado sigue la metodología aplicada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) para calcular el Índice de Precios Hoteleros (IPH). La metodología utilizada en el cálculo del IPH se caracteriza por:

- Emplear un índice Laspeyres encadenado.
- Utilizar medias geométricas simples para agregar los precios de los establecimientos.
- Calcular ponderaciones distintas para cada año.

Para agregar los precios de las ofertas se han utilizado las medias geométricas simples. Para los paquetes de la primera semana de agosto de 2001, por ejemplo, los índices simples se han obtenido como la relación entre el precio medio de agosto de 2001 y el

precio medio en el mismo mes en el año 2000, para cada tipo de pensión, categoría y zona.

$$I_{00}^{01}{}_{ijk} = \frac{\text{precio medio pensión}_k, \text{categoría}_j, \text{zona}_i \text{ año 2001}}{\text{precio medio pensión}_k, \text{categoría}_j, \text{zona}_i \text{ año 2000}} * 100$$

Para calcular el índice de los precios de los paquetes turísticos, base 2000, en año 2001, se han agregado, de manera ponderada, los índices simples. Estos índices se agregan posteriormente por pensión, categoría, y zona turística para obtener el índice de precios de los paquetes turísticos (IPPT) de 2001 en base a 2000:

$$IPPT_{00}^{01} = \sum_i \left(\sum_j \left(\sum_k I_{00}^{01}{}_{ijk} W_{ijk} \right) W_{ij} \right) W_i$$

La ponderación W_{ijk} indica la proporción de ofertas en la muestra que corresponden al tipo de pensión k y categoría j en la zona i , en el año base. Estos pesos se agregan para obtener la ponderación de las categorías en cada zona (W_{ij}) y las ponderaciones correspondientes a cada zona (W_i).

El índice IPPT que se obtiene es un índice de Laspeyres, empleándose para generar un índice de Laspeyres encadenado, que refiere los precios del periodo corriente a los precios del año inmediatamente anterior. Las ponderaciones se calculan siempre con los datos del año anterior, de manera que se actualiza de manera continua la estructura utilizada en la ponderación de los índices simples. A partir de estos índices se ha calculado el índice encadenado, que se obtiene a través de enlaces relativos de los IPPT en base a un año de referencia. Por ejemplo, el índice de Laspeyres encadenado (IEPPT) de 2004 en referencia al año 2000 se calcularía de la siguiente manera:

$$IEPPT_{00}^{04} = IPPT_{00}^{01} * \left(\frac{IPPT_{01}^{02}}{100} \right) * \left(\frac{IPPT_{02}^{03}}{100} \right) * \left(\frac{IPPT_{03}^{04}}{100} \right)$$

Índice de Precios Hedónicos

El índice de precios hedónicos requiere la estimación de una función hedónica, que relaciona el precio del paquete turístico con sus características, para luego definir, a partir de esa estimación, los índices de precios que representen la evolución de los precios para un producto homogéneo.

Existen varios procedimientos (Triplett, 2004) para calcular índices de precios ajustados por cambios en las características del producto a partir de las regresiones hedónicas. En este trabajo se emplea el método de variables ficticias temporales, basado en la introducción en la regresión hedónica de variables ficticias asociadas a los diferentes años.

En el caso de una regresión log-lineal el modelo a estimar sería del tipo:

$$\ln(\text{precio}_{it}) = \beta_0 + \sum_{t=2}^T \alpha_t D_t + \sum_{j=1}^J \delta_j Z_{ij} + u_{it}$$

Donde precio_{it} es el precio del paquete turístico i en el momento t , las variables Z_{ij} indican las $j = 1, \dots, J$ características del paquete turístico i y D_t indica las variables ficticias asociadas a cada año.

En el anterior modelo, cada coeficiente $\hat{\alpha}_t$ es una estimación del cambio en el precio, entre el período base y el período t , ajustado por las características del producto. Estos coeficientes permiten estimar cómo se modifica el logaritmo de los precios, manteniendo constante los efectos de las características de la oferta. Concretamente, el índice simple se calculará como:

$$\frac{P_{it}}{P_{io}} * 100 = \exp(\hat{\alpha}_t) * 100$$

La anterior especificación se conoce como *versión directa de base fija*, caracterizándose por imponer que los parámetros δ_j sean constantes a lo largo del período. Una alternativa es la estimación de una *versión encadenada móvil*, evaluando separadamente

las regresiones hedónicas en el periodo t y $t+1$, a continuación para $t+1$ y $t+2$, y así sucesivamente. Con ello se permite que los coeficientes que recogen el efecto de las características no sean constantes a lo largo del periodo. Los coeficientes $\hat{\alpha}_t$ de las $t-1$ regresiones estiman las modificaciones en el (logaritmo del) precio entre dos periodos consecutivos.

La metodología de los precios hedónicos ha sido aplicada en el campo del turismo por Sinclair et al. (1990), Clewer et al. (1994), Taylor (1995), Aguiló et al. (2001), Papatheodorou (2002), Aguiló et al. (2003), Haroutunian y Mitsis (2005) y Magnion et al. (2005) entre otros, pero no para realizar índices de precios turísticos. Los primeros trabajos que se encuentran sobre índices de precios en el ámbito del turismo son los de Uriel et al. (2001) y Ferri et al. (2001) que realizan un índice de precios hedónicos de los precios hoteleros para medir la competitividad del sector turístico español. En otros ámbitos, como la vivienda (Bover y Velilla, 2001), los coches usados (German Federal Statistical Office, 2003), ordenadores (Guerrero de Lizardi, 2006; Pakes, 2003; Izquierdo y Matea, 2001), esta metodología ha sido extensamente utilizada tanto en el ámbito académico como en las oficinas de elaboración de estadísticas.

DATOS

Se han utilizado los catálogos publicados por una muestra representativa de tour operadores británicos (Airtours, Cosmos, Eclipse, First Choice, Portland, Skytours y Thomson), en el periodo 2000 a 2008. De la información publicitada en los catálogos se han recogido además del precio de la oferta, las principales características de la misma. A partir de los catálogos se ha obtenido información de 18.220 ofertas en los años considerados.

En los catálogos se describen una serie de características de los establecimientos que se ofertan, muchas de las cuales van asociadas a la categoría del establecimiento¹; esta clasificación por categorías esta regulada normativamente y, por tanto, define claramente unos niveles de calidad y servicios fácilmente comparables. No obstante, la pertenencia a una determinada categoría no agota la descripción de todas las características que influyen en el precio del paquete turístico. Hay otras asociadas a la oferta que el tour operador realiza (por ejemplo, el servicio de animación infantil que ofrece el tour operador), así como aquellas relacionadas con la oferta complementaria y la localización geográfica del establecimiento, que obviamente también tiene incidencia en el precio. Concretamente se han considerado las siguientes características:

- Zona donde se encuentra localizado el establecimiento. Se han considerado nueve zonas, que se han considerado homogéneas, tanto desde el punto de vista geográfico como estructural.
- Categoría oficial del establecimiento: de una a cinco estrellas.
- Número de camas de adultos: individual, doble o triple.
- Pensión: Desayuno, media pensión, pensión completa o todo incluido.
- Vistas al mar desde la habitación o no.
- Distancia al centro turístico desde el hotel (en metros).
- Distancia a la playa desde el hotel (en metros).
- Número de habitaciones del hotel.
- Número de pisos del hotel.
- Cadena a la que pertenece.
- Exclusividad del hotel con el tour operador.

Además se ha recogido si el establecimiento hotelero dispone de:

¹ La categoría del hotel resulta un buen indicador de los servicios e infraestructuras que se ofrecen (Sinclair et al, 1990)

- Ascensor.
- Servicio de guardería.
- Parque infantil.
- Aire acondicionado en la habitación.
- Televisión en la habitación.
- Antena parabólica.
- Minibar.
- Jardines o terrazas.
- Oferta de entretenimiento.
- Zonas reservadas para no fumadores.
- Piscina.
- Pistas de tenis.
- Bicicletas.
- Ofertas deportivas.
- Sauna.
- Gimnasio.
- Golf.

Todas las ofertas recogidas se corresponden a ofertas con salida en el aeropuerto de Gatwick, para estancias de 7 noches, en la primera semana de agosto. El aeropuerto de Gatwick es el de mayor tránsito aéreo de Londres, ciudad desde la que parten el 30% de turistas británicos que se dirigen a Baleares (Conselleria de Turismo del Govern de les Illes Balears, 2000). La elección de la temporada se justifica por tratarse de un punto álgido de la temporada alta, cuando más turistas visitan las Islas, y los precios de los catálogos están menos sujetos a variaciones, debido a ofertas de última hora por falta de ocupación.

EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES

En los cuadros 1 a 3 se muestran los valores de los índices construidos bajo las hipótesis de precios hedónicos, de base fija y encadenado, y el índice de Laspeyres encadenado.

Los índices y sus tasas de variación anual y con respecto al año base se representan en las Figuras 1 a 3.

Cuadro 1. Índice hedónico de base fija.

| | Índice hedónico de base fija | | |
|------|------------------------------|------------------------|--------------------|
| | Índice | Variación año anterior | Variación año base |
| 2000 | 100 | | |
| 2001 | 114,03 | 14,03 | 14,03 |
| 2002 | 127,08 | 11,44 | 27,08 |
| 2003 | 112,02 | -11,85 | 12,02 |
| 2004 | 115,87 | 3,44 | 15,87 |
| 2005 | 118,6 | 2,36 | 18,6 |
| 2006 | 114,33 | -3,60 | 14,33 |
| 2007 | 108,9 | -4,75 | 8,9 |
| 2008 | 106,52 | -2,19 | 6,52 |

Cuadro 2. Índice hedónico encadenado.

| | Índice hedónico encadenado | | |
|------|----------------------------|------------------------|--------------------|
| | Índice | Variación año anterior | Variación año base |
| 2000 | 100 | | |
| 2001 | 112,31 | 12,31 | 12,31 |
| 2002 | 126,51 | 12,64 | 26,51 |
| 2003 | 100,05 | -20,92 | 0,05 |
| 2004 | 92,30 | -7,74 | -7,70 |
| 2005 | 106,51 | 15,40 | 6,51 |
| 2006 | 99,29 | -6,78 | -0,71 |
| 2007 | 96,02 | -3,30 | -3,98 |

Cuadro 3. Índice de Laspeyres encadenado.

| | Índice de Laspeyres encadenado | | |
|------|--------------------------------|------------------------|--------------------|
| | Índice | Variación año anterior | Variación año base |
| 2000 | 100 | | |
| 2001 | 111,06 | 11,06 | 11,06 |
| 2002 | 118,23 | 6,46 | 18,23 |
| 2003 | 101,40 | -14,24 | 1,40 |
| 2004 | 99,52 | -1,85 | -0,48 |
| 2005 | 102,45 | 2,94 | 2,45 |
| 2006 | 95,27 | -7,00 | -4,73 |
| 2007 | 88,18 | -7,45 | -11,82 |
| 2008 | 89,82 | 1,86 | -10,18 |

Figura 1. Índices de precios.

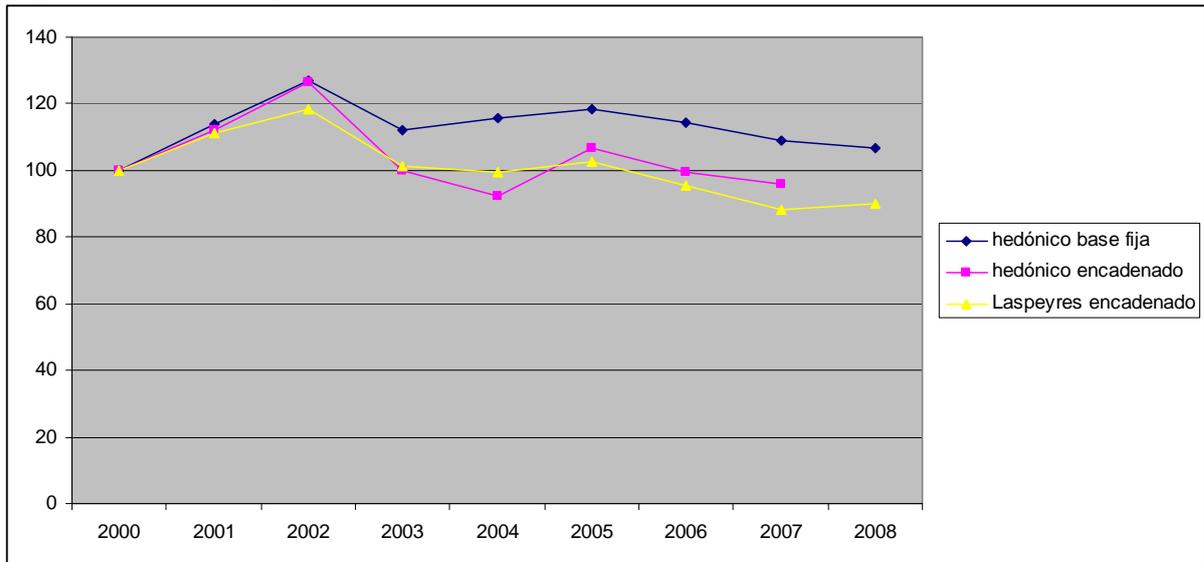


Figura 2. Tasas de variación anual.

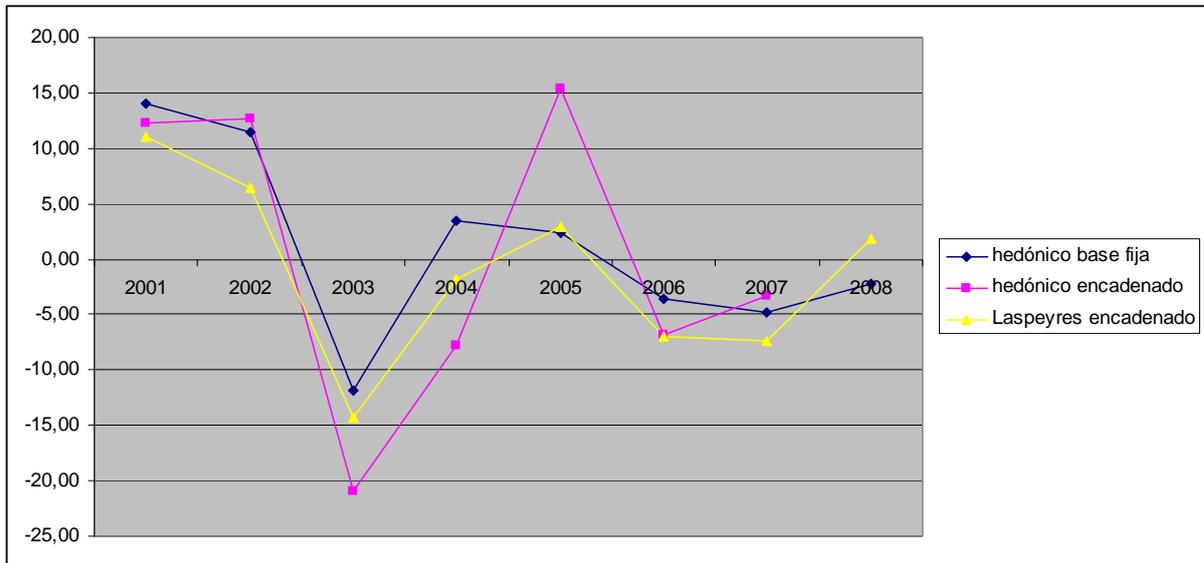
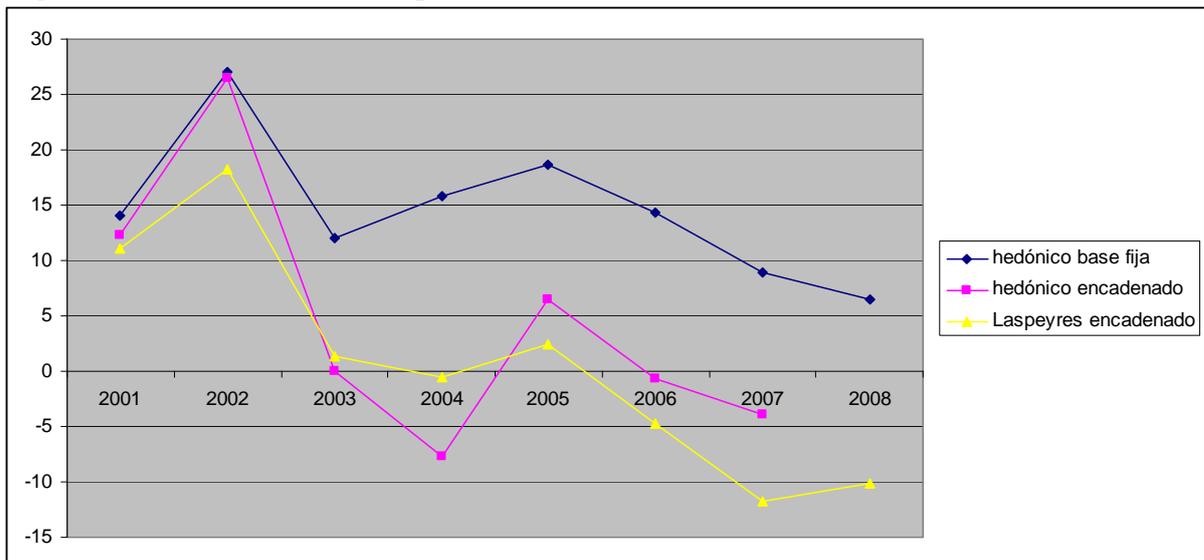


Figura 3. Tasas de variación respecto al año base.



Aunque el patrón de evolución de los tres índices presenta algunas similitudes, los resultados obtenidos mediante los tres métodos no son coincidentes. El principal rasgo diferencial se da entre el índice hedónico de base fija y los dos índices encadenados. En el Cuadro 4 se muestra la correlación entre los tres índices. Los coeficientes de correlación entre el índice hedónico de base fija y los dos índices encadenados son de 0,65 y 0,66 respectivamente, mientras que entre los dos índices encadenados la correlación es de 0,89. No obstante, los coeficientes de correlación calculados sobre las tasas de variación de los índices evidencian que los patrones de cambio no son muy diferentes.

Cuadro 4. Correlaciones entre índices de precios y tasas de variación.

| ÍNDICES DE PRECIOS | Hedónico base fija | Hedónico encadenado | Laspeyres encadenado |
|--------------------------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| Hedónico base fija | 1 | 0,653 | 0,663 |
| Hedónico encadenado | | 1 | 0,885 |
| Laspeyres encadenado | | | 1 |
| | | | |
| TASAS DE VARIACIÓN ANUAL | Hedónico base fija | Hedónico encadenado | Laspeyres encadenado |
| Hedónico base fija | 1 | 0,822 | 0,934 |
| Hedónico encadenado | | 1 | 0,904 |
| Laspeyres encadenado | | | 1 |
| | | | |
| TASAS DE VARIACIÓN RESPECTO AÑO BASE | Hedónico base fija | Hedónico encadenado | Laspeyres encadenado |
| Hedónico base fija | 1 | 0,793 | 0,841 |
| Hedónico encadenado | | 1 | 0,886 |
| Laspeyres encadenado | | | 1 |

Las diferencias entre el índice hedónico de base fija y los dos índices encadenados pueden explicarse por la variable composición de las ofertas en el periodo analizado. El índice hedónico de base fijo presenta una estimación de la evolución temporal del precio condicionado a una estructura fija en la composición de la oferta. Por el contrario, los índices encadenados son sensibles a la composición de la oferta y, en un contexto cambiante de la misma, proporcionan una imagen diferente de la evolución de

los precios². En este sentido, el índice de precios hedónicos de base fija permite leer la evolución de los precios, bajo la hipótesis de que la estructura de la oferta no se modifica en el período. De manera complementaria, los índices encadenados muestran la evolución del precio asumiendo que el “paquete turístico” es un producto cambiante en el tiempo.

A pesar de que los índices están tomando como referencia dos “productos” diferentes (un producto fijo en el caso del índice hedónico fijo, y un producto cambiante en los índices encadenados), es posible realizar algunos comentarios generales sobre su evolución. En primer lugar, se trata de un periodo con marcadas oscilaciones en los precios de los paquetes turísticos. Entre 2000 y 2002 hay un fuerte aumento en los precios. En el año 2003 se produce una drástica caída de los mismos seguida por un repunte hasta el 2005. Finalmente, los años 2006 y 2007 muestran tasas de variación negativas, aunque en 2008, el índice hedónico fijo y el de Laspeyres encadenado presentan signos diferentes. En segundo lugar, la tasa de variación anual media acumulativa en el periodo es muy baja, con una tasa positiva en el caso del índice hedónico fijo igual a 0,0079 y tasas negativas para los índices encadenados, de -0,0058 (índice hedónico, 2000-2007) y -0,0133 (índice de Laspeyres).

En el Anexo 1 se presentan los resultados de la estimación de la función hedónica para el conjunto del periodo 2000-2008.

COMPETITIVIDAD DEL PRECIO

Para valorar la competitividad del producto en el mercado británico se puede comparar la evolución del índice de precios de los paquetes, en primer lugar, con respecto al

² En el Anexo 2 del documento se presenta la evolución en la muestra de las características de las ofertas empleadas en la elaboración del índice de Laspeyres encadenado (categoría del hotel, tipo de pensión y zona turística del establecimiento).

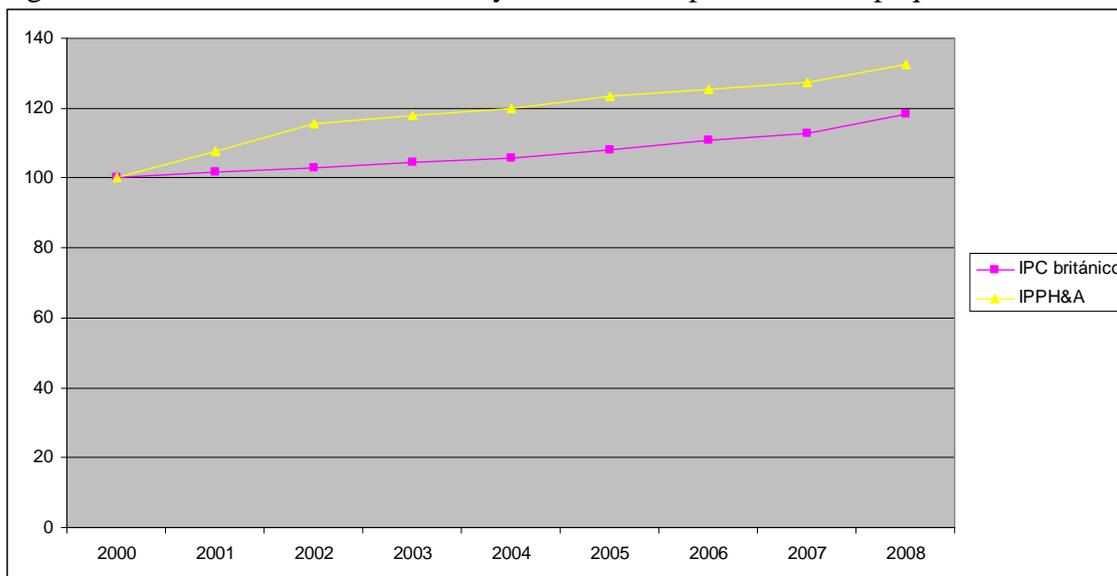
índice de precios al consumo (IPC) británico y, en segundo lugar, con respecto a un índice de precios de los paquetes vacacionales (package holidays & accommodation; en adelante IPPH&A), ambos elaborados por la ONS (Office for National Statistics) británica. La comparación con el IPC permite valorar si el paquete vacacional balear se ha encarecido, en términos relativos a la capacidad de compra de los consumidores británicos. Por su parte, la comparación con el índice de los paquetes de la ONS permite valorar si el producto es más o menos competitivo comparado con al paquete vacacional general que se ofrece en el mercado británico.

En el Cuadro 5 se muestran el IPC y el IPPH&A, con base el año 2000, estando representados sus valores en la Figura 4. Como puede comprobarse, el índice de precios de los paquetes vacacionales británicos ha crecido por encima del IPC en todos los años, siendo las tasas medias de variación anual del 0,0358 y 0,0211, respectivamente.

Cuadro 5. Evolución del índice de precios al consumo (IPC) y del índice de precios de los paquetes (IPPH&A) británicos.

| | Índice de precios al consumo (IPC) | Índice del precio de los paquetes (IPPH&A) |
|------|------------------------------------|--|
| 2000 | 100 | 100 |
| 2001 | 101,83 | 107,51 |
| 2002 | 102,91 | 115,64 |
| 2003 | 104,31 | 117,98 |
| 2004 | 105,71 | 120,07 |
| 2005 | 108,19 | 123,52 |
| 2006 | 110,88 | 125,25 |
| 2007 | 112,82 | 127,46 |
| 2008 | 118,21 | 132,51 |

Figura 4. Evolución del IPC británico y del índice de precios de los paquetes británicos



La comparación visual de la evolución del IPC con respecto a los índices de precios elaborados para Baleares se puede realizar en las Figuras 5 y 6. En la Figura 5 se muestra la evolución de los índices (base 100 en el 2000), mientras que en la Figura 6 se representan sus tasas de variación. El IPC presenta un crecimiento moderado en el período, con tasas de variación anual entre un mínimo de 1,06% y un máximo del 4,78%, por lo que las oscilaciones de los índices de precios del paquete turístico en Baleares hacen que algunos años su crecimiento supere en mucho (tanto en sentido positivo como negativo) el crecimiento del IPC. Sin embargo, si se compara el año inicial y el año final, el resultado muestra que el precio del paquete turístico presenta un crecimiento menor que el del IPC.

Figura 5. Evolución de los índices de precios hedónicos (base fija y encadenado), del índice de Laspeyres y del IPC británico (base 100 en el año 2000).

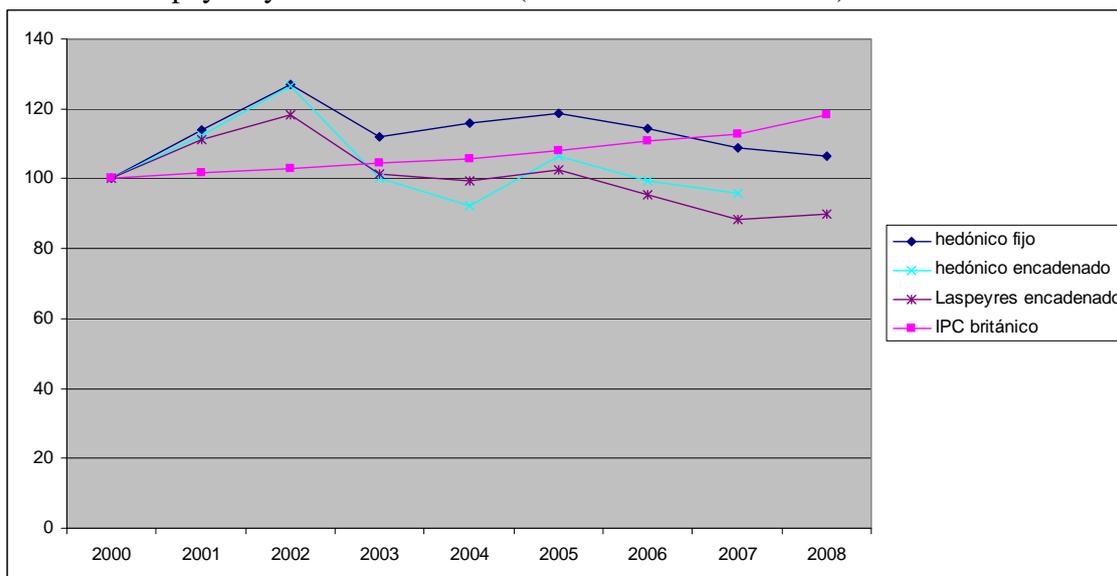
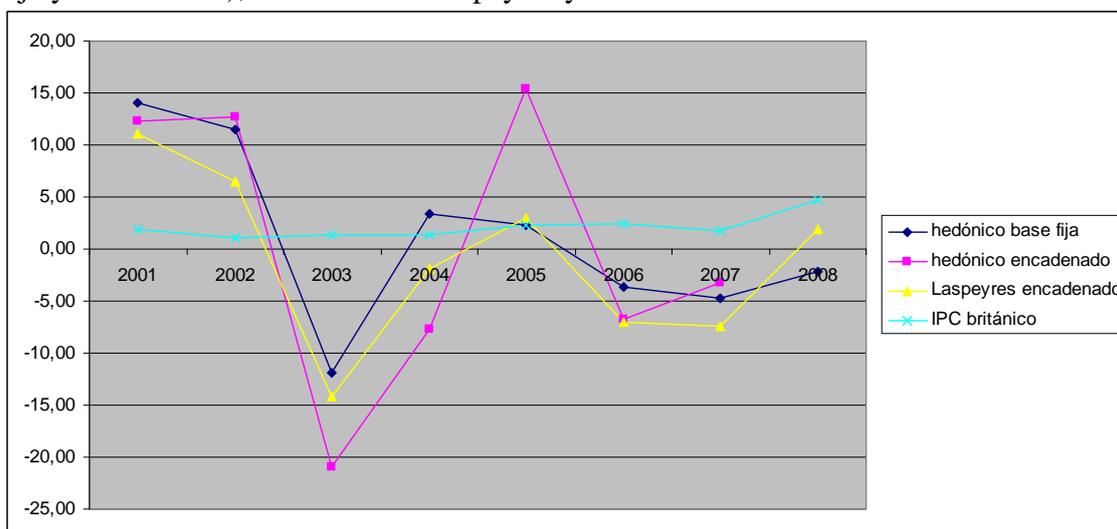


Figura 6. Evolución de las tasas de variación de los índices de precios hedónicos (base fija y encadenado), del índice de Laspeyres y del IPC británico.



En las Figuras 7 y 8 se comparan los índices construidos de Baleares con el IPPH&A británico. El índice de precios de los paquetes británicos presenta durante todo el periodo tasas de variación positivas. En los dos primeros años la tasa de variación es menor que la obtenida con los índices hedónicos, pero a partir de ese año, con la única excepción del 2005, sus tasas de variación son mayores. La evolución de los índices (en la Figura 7) confirma que la posición relativa del paquete en Baleares ha mejorado fuertemente con respecto al precio del producto genérico que se mide en el IPPH&A.

Figura 7. Evolución de los índices de precios hedónicos (base fija y encadenado), del índice de Laspeyres y del IPPH&A británico (base 100 en el año 2000).

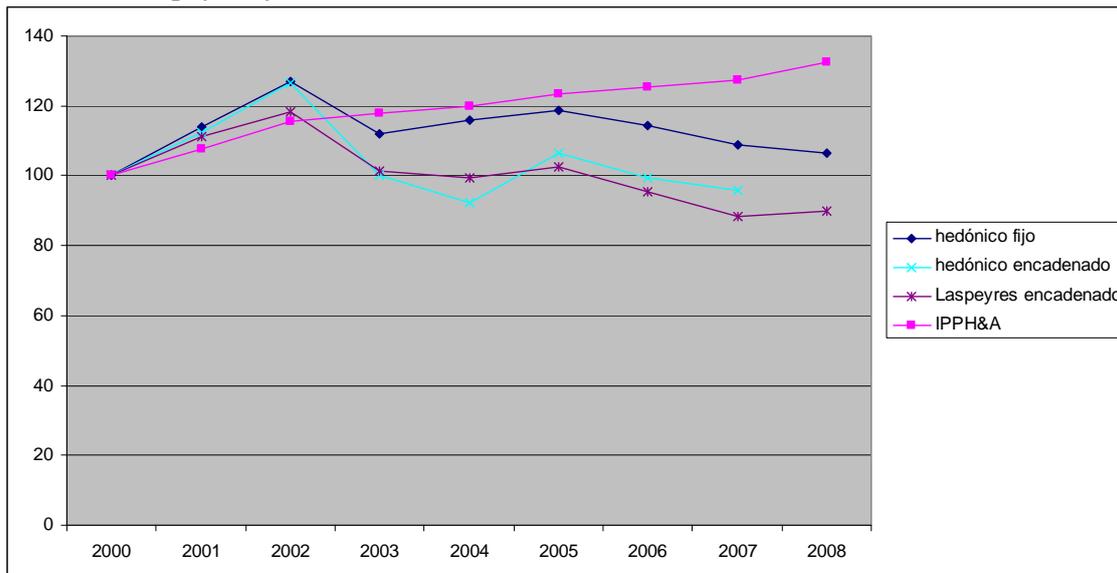
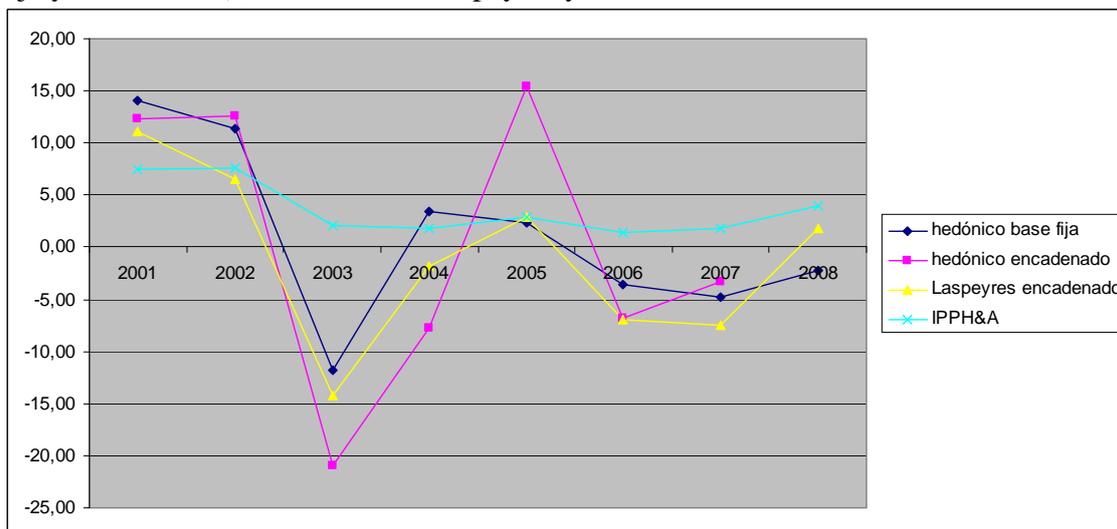


Figura 8. Evolución de las tasas de variación de los índices de precios hedónicos (base fija y encadenado), del índice de Laspeyres y del IPPH&A británico.



ELASTICIDAD PRECIO

No es posible con un número tan reducido de observaciones determinar de forma concluyente el nivel de respuesta de la demanda turística a la evolución de los precios. No obstante, se puede discutir a un nivel básico la relación entre ambas variables.

En primer lugar, es necesario considerar una variable que aproxime la demanda turística relacionada con el producto considerado. Se ha tomado como una aproximación el número de turistas llegados a las Islas Baleares por vía aérea en el mes de agosto. Según los datos de

la Conselleria de Turisme, el número de turistas británicos llegados por vía aérea en el mes de agosto a Baleares ha aumentado entre 2000 y 2008 desde 559206 a 613683, lo que supone una tasa de variación media acumulativa de 0,01169. No obstante, puede comprobarse (véase el Cuadro 6) que el número de turista británicos llegados en el mes de agosto ha sufrido oscilaciones más o menos importantes en el periodo, con tasas anuales de variación que se mueven entre máximos absolutos del -11,70% y 10,67%.

Cuadro 6. Turistas británicos llegados a las Baleares por vía aérea en el mes de agosto (Fuente: Conselleria de Turisme).

| | Turistas británicos en agosto | | Tasa de variación |
|------|-------------------------------|--------|-------------------|
| | Número | Índice | |
| 2000 | 559206 | 100 | - |
| 2001 | 544396 | 97,35 | -2,65 |
| 2002 | 563879 | 100,84 | 3,58 |
| 2003 | 609823 | 109,05 | 8,15 |
| 2004 | 538492 | 96,30 | -11,70 |
| 2005 | 562787 | 100,64 | 4,51 |
| 2006 | 560873 | 100,30 | -0,34 |
| 2007 | 620730 | 111,00 | 10,67 |
| 2008 | 613683 | 109,74 | -1,14 |

En segundo lugar, para medir el efecto precio se han empleado los tres índices creados. Para cada uno de ellos se han estimado dos modelos. En el primero, se estima la elasticidad precio a partir de la relación logarítmica:

$$\ln(\text{número de turistas}_t) = \alpha + \beta \ln(\text{índice de precios}_t)$$

Mientras que en un segundo modelo el efecto se estima sobre un índice de precios normalizado por el índice de precios general de los paquetes británicos:

$$\ln(\text{número de turistas}_t) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{\text{índice de precios}_t \cdot 100}{\text{IPPH} \& A_t}\right)$$

Para ilustrar esta respuesta en las Figuras 9 a 11 se representan las relaciones entre el número de turistas y los tres índices de precios, normalizados por el IPPH&A.

Figura 9. Relación entre el número de turistas británicos (llegados a las Baleares por vía aérea en el mes de agosto) y el índice de precios hedónico de base fija (normalizado por el IPPH&A).

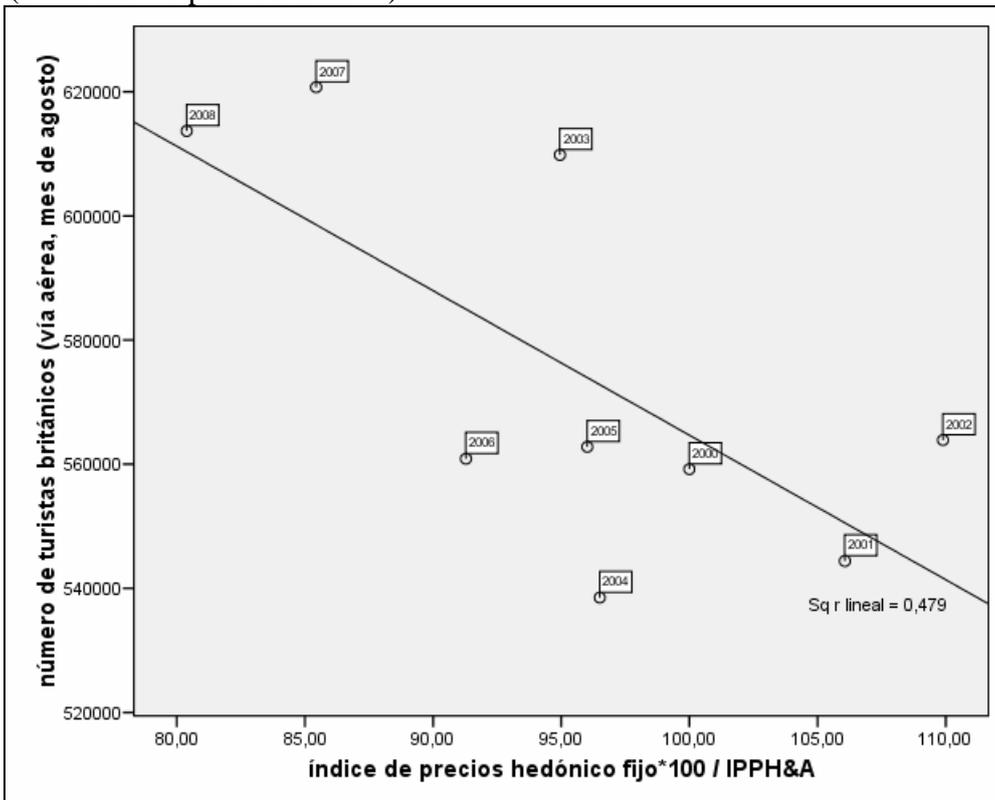


Figura 10. Relación entre el número de turistas británicos (llegados a las Baleares por vía aérea en el mes de agosto) y el índice de precios hedónico encadenado (normalizado por el IPPH&A).

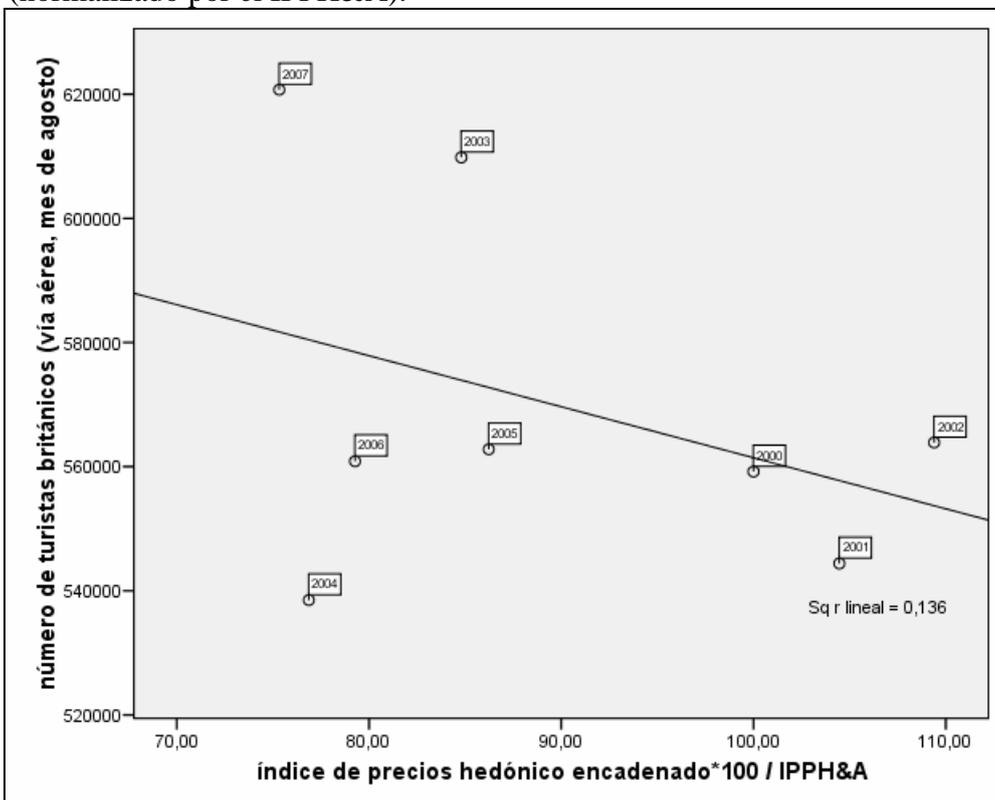
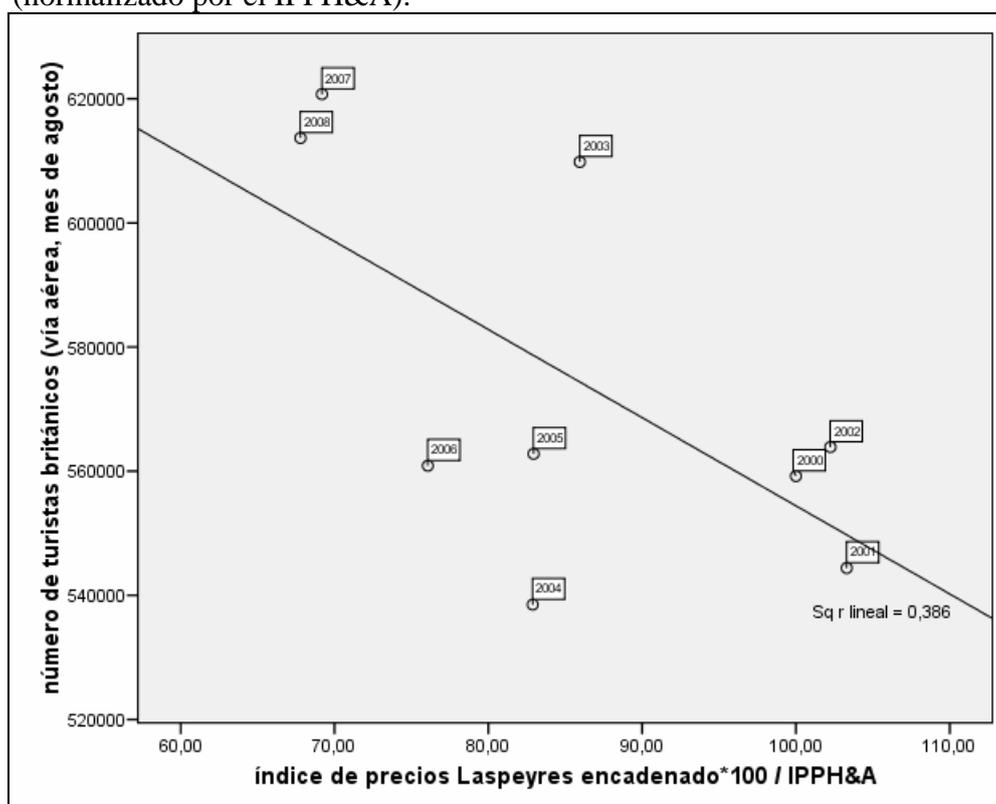


Figura 11. Relación entre el número de turistas británicos (llegados a las Baleares por vía aérea en el mes de agosto) y el índice de precios Laspeyres encadenado (normalizado por el IPPH&A).



Las estimaciones de las elasticidades se muestran en el Cuadro 7. Todas las estimaciones presentan signo negativo, con un valor inferior a la unidad (entre -0,101 y -0,384), y en la mayoría de casos no se pueden considerar estadísticamente distintas de cero (a niveles de significación estándar).

Cuadro 7. Estimaciones de la elasticidad precio.

| $\ln(\text{número de turistas}_t) = \alpha + \beta \ln(\text{índice de precios}_t)$ | | | |
|---|-------|--------------------|----------------------|
| | R^2 | Elasticidad precio | Significación t-test |
| Hedónico fijo | 0,108 | -0,260 | 0,388 |
| Hedónico encadenado | 0,040 | -0,101 | 0,636 |
| Laspeyres encadenado | 0,353 | -0,342 | 0,092 |
| $\ln(\text{número de turistas}_t) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{\text{índice de precios}_t \cdot 100}{\text{IPPH} \& A_t}\right)$ | | | |
| | R^2 | Elasticidad precio | Significación t-test |
| Hedónico fijo | 0,492 | -0,384 | 0,035 |
| Hedónico encadenado | 0,131 | -0,127 | 0,378 |
| Laspeyres encadenado | 0,404 | -0,213 | 0,066 |

Aún teniendo en cuenta que la estimación del efecto precio realizada presenta limitaciones, no parece que las variaciones de precios en el paquete turístico hayan sido determinantes en la demanda turística de los británicos hacia este destino.

CONCLUSIONES

A pesar del crecimiento de los viajes no organizados, el paquete turístico, como producto vacacional, sigue teniendo una importancia fundamental para muchos destinos. Concretamente, en destinos de sol y playa como las Islas Baleares, sigue siendo el tipo de producto con mayor demanda. Sin embargo, se han realizado pocos esfuerzos para medir de una manera cuidadosa y fiable la evolución del precio de este producto. Pueden plantearse diversas razones, pero quizá la más justificada sea la dificultad de tratar la cantidad de información de precios que genera este mercado. En este sentido, las propuestas que se han discutido en este trabajo se sustentan en una base de datos con 18220 ofertas de paquetes turísticos británicos, elaborada a partir de los catálogos publicados entre el año 2000 y 2008, correspondientes a un conjunto de tour operadores.

La necesidad de analizar la evolución del precio de los paquetes turísticos no es académica. El mercado de los paquetes turísticos es un mercado caracterizado por el fuerte poder negociador de unos pocos tour operadores, un mercado que presenta características de oligopolio. En cierta forma, la opacidad de este mercado contribuye a reforzar el papel desigual que los tour operadores y el sector hotelero adoptan en sus negociaciones.

En este trabajo se han expuesto tres índices de precios alternativos que permiten medir la evolución de los precios de los paquetes turísticos. Por un lado, siguiendo la metodología del INE para el sector hotelero, se ha construido un índice de precios de Laspeyres encadenado y, por otro, a través de la metodología de los precios hedónicos,

se han propuesto dos índices de precios hedónicos, uno con estructura de base fija y el otro como índice encadenado. Los resultados obtenidos para los tres índices no son equivalentes. Por la forma en que se construye, el índice hedónico de base fija presenta una imagen de la evolución del precio bajo el supuesto de que se ofrece el mismo producto homogéneo a lo largo del tiempo. Los dos índices encadenados, por el contrario, son sensibles a las características cambiantes del producto, ofreciendo una evolución del precio que integra la modificación del producto agregado.

La consideración de un producto homogéneo a lo largo del tiempo frente a un producto cambiante tiene una aplicación inmediata cuando se trata de interpretar los resultados. En el caso de Baleares, el índice hedónico fijo tiene en 2008 un valor que supera al del año base en un 6,52% (una tasa anual media acumulativa del 0,79%), mientras que el índice de Laspeyres encadenado reporta una disminución del precio entre 2000 y 2008 del 10,18% (una tasa anual media acumulativa del -1,33%). Dados los comentarios anteriores, lo que se deduce de estas cifras es que el precio del producto homogéneo ha tenido una muy leve revalorización en el periodo, mientras que el producto ofertado (con características cambiantes año a año) ha disminuido su valor.

A pesar de sus diferencias, la comparación de los índices de precios con los dos indicadores de competitividad (el IPC y el índice de precios de los paquetes turísticos británicos) conduce a conclusiones similares. El IPC británico ha crecido entre 2000 y 2008 un 18,21%, una tasa media anual acumulativa del 3,58%, mientras que el índice de precios de los paquetes turísticos británicos (IPPH&A) ha crecido un 32,51%, una tasa media acumulativa del 2,11%. La comparación con cualquiera de los índices elaborados en este trabajo muestra que, a lo largo del periodo, el precio de los paquetes turísticos en Baleares se ha abaratado tanto si se lo compara con el índice del coste de la vida británico, como si la comparación se realiza con el indicador del precio global de este tipo de producto para los británicos. De manera marginal, el anterior resultado muestra

cómo la oferta hotelera de las Islas se abarata no sólo limitando el crecimiento de los precios de oferta, sino reformulando el producto apoyándose en los perfiles más baratos de la oferta.

A partir de este trabajo, no se pueden extraer conclusiones definitivas de cómo responde la demanda turística británica a las variaciones de precios. La evidencia que hemos presentado es indirecta, basada en un modelo elemental, con un indicador de demanda que no distingue explícitamente la demanda real del paquete turístico. Sin embargo, el ejercicio realizado favorece la hipótesis de que la demanda británica de este producto es poco sensible al precio. Aunque en el análisis se observa que aumentos de precios conllevan una ligera disminución de la demanda, los resultados sugieren que una estrategia sistemática de reducción de precios puede ser inútil como herramienta para la captación del turismo británico. En el periodo analizado se observan oscilaciones del precio lo suficientemente importantes como para que, en el caso de existir una significativa sensibilidad al precio, las variaciones asociadas en la demanda fueran concluyentes.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Aguiló, E., Alegre, J. y Sard, M., (2003), “Examining the market structure of the German and UK tour operating industries through an análisis of package holiday prices”, *Tourism Economics*, vol. 9, nº 3, págs. 255-278.

Aguiló, P.M, Alegre, J. y Riera, A., (2001), “Determinants of the Price of German Tourist Packages on the Island of Mallorca”, *Tourism Economics*, vol.7, issue 1, págs. 59-74.

Bover, O y Velilla, P., (2001), “Precios hedónicos de la vivienda sin características: el caso de las promociones de viviendas nuevas”, *Estudios Económicos*, nº 73, Banco de España.

Box, G. E. P. y Cox, D. R., (1964), "An analysis of transformations", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B 26, págs. 211-252.

Clewer, A., Pack, A. y Sinclair, M.T., (1994), “Price competitiveness and inclusive tour holidays in European cities”, in Johnson, P. and Thomas, B., *Choice and Demand in Tourism*, págs. 123-143, Mansell, London.

Conselleria de Turismo del Govern de les Illes Balears, (2001), “El Turisme a les Illes Balears, dades informatives, any 2000”, Palma de Mallorca.

Conselleria de Turismo del Govern de les Illes Balears, (2009), “El Turisme a les Illes Balears, dades informatives, any 2008)”, Palma de Mallorca.

Feenstra, R. C., (1995), “Exact hedonic price indexes”, *The Review of Economics and Statistics*, vol.77, págs. 634-654.

Ferri, J., Monfort, V. M., Uriel, E., (2001), “Competitividad y precios en el sector turístico”, *Revista Valenciana de Economía y Hacienda*, nº 3, págs. 115-140.

German Federal Statistical Office, (2003), “Hedonic methods of price measurement for used cars”.

Guerrero de Lizardi, C., (2006), “Una aproximación al sesgo de medición del precio de las computadoras personales en México”, *Economía mexicana nueva época*, vol. XV, nº 1, págs. 97-121.

Haroutunian, S. y Mistsis, P., (2005), “Using brochure information for the hedonic analysis of holiday packages”, *Tourism Economics*, 11 (1), págs. 69–84.

Instituto de Estudios Turísticos,(2008),“Encuesta de Movimientos Turísticos en Fronteras (Frontur), año 2007”, Madrid.

Izquierdo, M. y Matea, M., (2001), “Precios hedónicos para ordenadores personales en España durante la década de los años noventa”, *Estudios Económicos*, nº 74, Banco de España.

Magnion, M.L., Durbarry, R. y Sinclair, T., (2005), “Tourism competitiveness: price and quality”, *Tourism Economics*, 11 (1), págs. 45–68.

Pakes, A., (2003), “A reconsideration of hedonic price indexes with an application to PC’s”, *The American Economic Review*, vol. 93, nº 5, págs. 1578-1596.

Papatheodorou, A., (2002), “Exploring Competitiveness in Mediterranean Resorts”, *Tourism Economics*, vol. 8, nº 2, págs. 133-150.

Sinclair, M.T., Clewer, A., and Pack, A. (1990), “Hedonic Prices and the Marketing of Package Holidays: the Case of Tourism Resorts in Malaga”, in *Marketing Tourism Places*, Edited by Ashworth, G.J. and Goodall, B., págs. 85-103, Routledge, London.

Taylor, P. (1995), “Measuring Changes in the Relative Competitiveness of Package Tour Destinations”, *Tourism Economics*, vol.1, no. 2, págs. 169-182.

Triplett, J. E., (2004), “Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information technology products”, OCDE, DRTI/DOC 9.

Uriel, E., Monfort, V.M., Ferri, J. y Fernández de Guevara, J., (2001), “El sector turístico en España”, *Caja de Ahorros del Mediterráneo*.

ANEXO 1. Estimación de la función de precios hedónicos.

Feenstra (1995) señala que en situaciones no competitivas en las que los precios están por encima de los costes marginales, una forma log-lineal puede proporcionar estimaciones sesgadas a la baja del índice de precios hedónicos. En estos casos, una relación lineal puede resultar más adecuada. Los resultados del trabajo de Aguiló et al. (2003) sobre el mercado de los tour operadores muestra vestigios de que los tour operadores británicos en las Baleares tienen poder de mercado y, por tanto, una forma lineal puede ser más adecuada. Si bien, tal y como sugiere la literatura sobre los métodos hedónicos, para la elección de la forma funcional de la función hedónica se debe adoptar un enfoque empírico, contrastando cuál ofrece una mejor aproximación al comportamiento de los datos. Los resultados obtenidos con la forma lineal y la log-lineal son similares (la logarítmica doble no tiene mucho sentido por ser casi la totalidad de las variables explicativas ficticias), por lo que a partir del contraste de forma funcional de Box y Cox (1964) se ha comprobado que la forma log-lineal es la que mejor se ajusta a los datos.

Se han tomado como variables de referencia para las distintas variables ficticias las siguientes: para el año se ha tomado como referencia el año 2000; para la variable tour operador, el tour operador de referencia es Thomson; se ha escogido Formentera como la zona de referencia; en cuanto a la categoría hotelera se ha elegido la de 5 estrellas; el tipo de habitación de referencia es la triple; y en cuanto a la pensión, se ha establecido como referencia la pensión completa. El resto de variables dicotómicas del modelo indican la presencia de la correspondiente característica en la oferta del paquete.

En el Cuadro 1, se muestran los resultados de la estimación conjunta de todos los datos (*versión directa de base fija*). Todas las estimaciones se han realizado por m.c.o., con estimación robusta de los errores estándar.

Cuadro 1. Estimación del periodo 2000-2008.

| Number of obs=8450 | | | | R-squared=0.65 |
|-----------------------|-----------|-------------|--------|-----------------|
| F(46, 8403)=387.07 | | | | Root MSE=.11784 |
| Prob(F)=0.000 | | | | |
| In (precio en libras) | Coef. | Std. Error. | t | P>t |
| 2001 | .1312671 | .0048291 | 27.18 | 0.000 |
| 2002 | .2396192 | .004721 | 50.76 | 0.000 |
| 2003 | .1135379 | .0049169 | 23.09 | 0.000 |
| 2004 | .1472872 | .0047044 | 31.31 | 0.000 |
| 2005 | .1705897 | .0048021 | 35.52 | 0.000 |
| 2006 | .1339595 | .0054572 | 24.55 | 0.000 |
| 2007 | .0852709 | .0062238 | 13.70 | 0.000 |
| 2008 | .0631307 | .0091373 | 6.91 | 0.000 |
| Airtours | .107447 | .0056654 | 18.97 | 0.000 |
| Cosmos | .0982023 | .0055853 | 17.58 | 0.000 |
| Eclipse | -.1889271 | .005486 | -34.44 | 0.000 |
| First Choice | .0416863 | .004808 | 8.67 | 0.000 |
| Portland | -.1372464 | .004755 | -28.86 | 0.000 |
| Skytours | .0610549 | .0053835 | 11.34 | 0.000 |
| Costa Poniente | -.0520625 | .0197267 | -2.64 | 0.008 |
| Costa Tramuntana | -.0931258 | .0235331 | -3.96 | 0.000 |
| Bahía de Pollensa | .014836 | .0195205 | 0.76 | 0.447 |
| Pabía de Alcudia | -.0499076 | .019724 | -2.53 | 0.011 |
| Costa de Llevant | -.0547035 | .0191751 | -2.85 | 0.004 |
| Playa de Palma | -.0622522 | .0213186 | -2.92 | 0.004 |
| Menorca | .0029213 | .0195586 | 0.15 | 0.881 |
| Ibiza | -.0599749 | .0189637 | -3.16 | 0.002 |
| 1 estrella | -.3439984 | .0583895 | -5.89 | 0.000 |
| 2 estrellas | -.3632964 | .045413 | -8.00 | 0.000 |
| 3 estrellas | -.3309551 | .0449974 | -7.35 | 0.000 |
| 4 estrellas | -.2535944 | .0447514 | -5.67 | 0.000 |
| all | .0563282 | .0052583 | 10.71 | 0.000 |
| desayuno | -.064972 | .0101065 | -6.43 | 0.000 |
| mp | -.0620312 | .003279 | -18.92 | 0.000 |
| cadena | .0312111 | .0034107 | 9.15 | 0.000 |
| individual | .1365644 | .0033577 | 40.67 | 0.000 |
| doble | .0520657 | .0030366 | 17.15 | 0.000 |
| guardería | .0216571 | .0028612 | 7.57 | 0.000 |
| aire acondicionado | .02475 | .0031661 | 7.82 | 0.000 |
| satélite | .007524 | .0033179 | 2.27 | 0.023 |
| piscina | .0307391 | .0150494 | 2.04 | 0.041 |
| tenis | .010679 | .003034 | 3.52 | 0.000 |
| bicicleta | .018643 | .0046273 | 4.03 | 0.000 |
| sauna | .0202927 | .0037536 | 5.41 | 0.000 |
| golf | .0128814 | .0051311 | 2.51 | 0.012 |
| vistas al mar | .0336308 | .002996 | 11.23 | 0.000 |
| minibar | .0369365 | .0036271 | 10.18 | 0.000 |
| exclusivo | .0152306 | .0040155 | 3.79 | 0.000 |
| distancia centro | 4.45e-06 | 2.12e-06 | 2.10 | 0.036 |
| distancia playa | -4.35e-06 | 1.44e-06 | -3.02 | 0.003 |
| Pisos | -.0025335 | .0006087 | -4.16 | 0.000 |
| Constante | 6.563.396 | .0530678 | 123.68 | 0.000 |

ANEXO 2. Evolución en la muestra de la estructura de la oferta.

Cuadro 1. Distribución de las ofertas por categoría hotelera.

| Año | Categoría del establecimiento (número de estrellas) | | | | | Total |
|------|---|------|-------|-------|------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | |
| 2000 | 0,43 | 8,25 | 68,29 | 23,02 | | 100 |
| 2001 | 0,09 | 9,27 | 67,73 | 22,40 | 0,52 | 100 |
| 2002 | 1,09 | 7,35 | 66,70 | 24,86 | | 100 |
| 2003 | 0,19 | 6,79 | 66,32 | 25,75 | 0,94 | 100 |
| 2004 | | 5,20 | 67,70 | 26,64 | 0,46 | 100 |
| 2005 | | 4,91 | 66,83 | 27,87 | 0,39 | 100 |
| 2006 | | 1,21 | 67,22 | 31,35 | 0,22 | 100 |
| 2007 | | 2,03 | 73,80 | 23,67 | 0,51 | 100 |
| 2008 | | 2,95 | 74,04 | 22,42 | 0,59 | 100 |

Cuadro 2. Distribución de las ofertas por tipo de pensión.

| Año | Tipo de pensión | | | | Total |
|------|-----------------|----------|---------------|------------------|-------|
| | Todo incluido | Desayuno | Media pensión | Pensión completa | |
| 2000 | 9,64 | 3,04 | 65,68 | 21,63 | 100 |
| 2001 | 8,41 | 3,18 | 67,30 | 21,12 | 100 |
| 2002 | 10,07 | 4,54 | 68,06 | 17,33 | 100 |
| 2003 | 8,30 | 5,38 | 70,00 | 16,32 | 100 |
| 2004 | 10,58 | 4,20 | 68,80 | 16,42 | 100 |
| 2005 | 12,37 | 3,34 | 68,60 | 15,70 | 100 |
| 2006 | 15,56 | 2,76 | 67,33 | 14,35 | 100 |
| 2007 | 19,37 | 2,28 | 64,43 | 13,92 | 100 |
| 2008 | 22,27 | 1,33 | 62,24 | 14,16 | 100 |

Cuadro 3. Distribución de las ofertas por zona del establecimiento.

| | Zona turística | | | | | | | | | Total |
|------|----------------|------------------|----------------|---------------|---------------|-------------|---------|-------|------------|-------|
| | COSTA PONENT | COSTA TRAMUNTANA | BAHÍA POLLENSA | BAHÍA ALCUDIA | COSTA LLEVANT | PLAYA PALMA | MENORCA | IBIZA | FORMENTERA | |
| 2000 | 21,05 | 1,40 | 4,02 | 8,21 | 15,90 | 2,71 | 17,73 | 29,00 | | 100 |
| 2001 | 22,23 | 1,55 | 4,72 | 7,21 | 15,97 | 1,55 | 18,11 | 28,67 | | 100 |
| 2002 | 22,91 | 1,74 | 4,12 | 7,06 | 13,20 | 2,02 | 19,71 | 29,24 | | 100 |
| 2003 | 20,38 | 1,71 | 6,07 | 9,19 | 15,92 | 2,09 | 17,63 | 26,45 | 0,57 | 100 |
| 2004 | 19,98 | 1,64 | 5,75 | 9,03 | 12,14 | 2,10 | 22,26 | 27,10 | | 100 |
| 2005 | 18,77 | 1,49 | 6,06 | 8,94 | 11,62 | 1,19 | 24,73 | 26,61 | 0,60 | 100 |
| 2006 | 17,88 | | 4,64 | 10,26 | 13,47 | 0,66 | 25,83 | 26,27 | 0,99 | 100 |
| 2007 | 13,54 | | 7,47 | 11,39 | 12,53 | 0,51 | 22,15 | 30,25 | 2,15 | 100 |
| 2008 | 15,93 | | 6,78 | 10,62 | 16,52 | | 20,94 | 29,20 | | 100 |