

APLICACIÓN DEL ENFOQUE HEDÓNICO PARA MEDIR LA EVOLUCIÓN DEL PRECIO DE LOS HOTELES EN ESPAÑA

Ezequiel URIEL

Universitat de València e Ivie

Javier FERRI

Universitat de València

Resumen

En este trabajo se analiza la descomposición de las variaciones de precios de los hoteles, en el período 1993-2002, en dos partes: variaciones debidas a cambios de calidad y variaciones «puras» de precios. Para hacer esta descomposición, se han aplicado métodos hedónicos, tanto directos como indirectos. Como conclusión más importante de este estudio, se obtiene que ha sido relevante el incremento de la calidad de los servicios que prestan los hoteles. Por ello, debería considerarse la utilización de métodos hedónicos en la elaboración de los índices de precios de los hoteles para evitar sesgos alcistas producidos por no descontar los cambios de calidad en los índices de precios.

Palabras clave: turismo, precios de los hoteles, métodos hedónicos.

Abstract

This article analyses the breakdown of the variations in hotel prices, in the period 1993-2002, in two parts: variations due to changes in quality and «pure» price variations. For the purposes of this breakdown both direct and indirect hedonic methods were applied. The most important conclusion obtained from this study is that there has been a significant increase in the quality of the services provided by the hotels. The use of hedonic methods should therefore be considered in the preparation of hotel price indexes in order to avoid upward biases brought about by not discounting changes in quality in price indexes.

Key words: tourism, hotel prices, hedonic methods.

JEL classification: E31, L83.

I. INTRODUCCIÓN (*)

EL estudio de la evolución de los precios del sector turístico es una cuestión de gran importancia, tanto desde el punto de vista microeconómico como desde una perspectiva macroeconómica. En el análisis microeconómico, la atención se dirige hacia la relación que existe entre el precio y las características individuales de los bienes y servicios relacionados con el turismo. Así, por ejemplo, para estudiar cómo ha cambiado la competitividad del sector hotelero a lo largo del tiempo, es necesario hacer mención no sólo a las variaciones en los precios, sino también a cambios en los componentes de la calidad de los servicios ofrecidos por los hoteles. Desde una perspectiva macroeconómica, la evolución de los precios en el sector turístico se relaciona con los cambios en el índice de precios de consumo.

Cuando se elaboran índices de precios, se plantea una cuestión clave: ¿cómo deben tratarse los problemas de calidad? Específicamente, en nuestro caso, nos podemos plantear la siguiente cuestión: ¿cómo deben tratarse los problemas de calidad al construir índices de precios de los hoteles? Antes de contestar a esta última pregunta, vamos a plantear de forma general el problema del tratamiento de los cambios de calidad. En la elaboración de diferentes

agregados a precios constantes se parte de la siguiente ecuación básica:

$$\text{Índice de valor} = \text{índice de precios} \times \text{índice de volumen}$$

Es importante aclarar que el término *volumen* recoge de hecho tanto variaciones en cantidad como variaciones en calidad. En consecuencia, los índices de precios deberían reflejar exclusivamente variaciones puras de precios. Ahora bien, los índices de precios que elaboran las oficinas nacionales de estadística ¿reflejan variaciones *puras* de precios o también incorporan componentes de cambios de calidad? Es pertinente plantear este interrogante, dado que vivimos en un mundo en que mucho de lo que consumimos o en lo que invertimos está sometido a rápidos cambios tecnológicos, lo que dificulta la elaboración de índices de precios, dado que la base de su elaboración es el seguimiento de artículos adecuadamente especificados a lo largo del tiempo. El problema que se plantea es que ciertos artículos, como es el caso de los ordenadores personales, y también de muchos servicios, están sometidos a un constante cambio de especificaciones, lo que dificulta la determinación de las variaciones de precios.

El tratamiento de los cambios de calidad en la elaboración de un índice de precios puede hacerse por distintos métodos. Así, el Sistema de Cuentas Nacionales de las Naciones Unidas de 1993 (SCN-93) dedica un capítulo a las cuentas económicas medidas a precios constantes en el que se presta una atención especial al tratamiento de los cambios de calidad, proponiéndose distintos enfoques (Naciones Unidas, 1993). Entre los distintos métodos para el tratamiento de los cambios de calidad, se pueden destacar los métodos de emparejamiento y los métodos hedónicos.

En la mayor parte de los institutos oficiales de estadística se utiliza el *modelo de emparejamiento* para el control de los efectos de cambio de calidad en los precios. Según este método, los únicos precios utilizados al elaborar el índice corresponden a aquellas variedades o modelos cuya especificación permanece inalterada en dos períodos de tiempo adyacentes. Al aplicar este método, se pueden producir dos tipos de errores. Un primer tipo de error se deriva de que los precios observados para modelos emparejados pueden no representar adecuadamente los movimientos de precios que tienen lugar en el conjunto de los modelos. Un segundo tipo de error puede derivarse de emparejar como modelos idénticos a modelos que en realidad no lo son por haber variado alguna de sus características.

La aplicación de *métodos hedónicos* en la elaboración de índices de precios tiene como soporte teórico la función o *hipótesis hedónica*. De acuerdo con la hipótesis hedónica, un bien o servicio heterogéneo puede contemplarse como el agregado de un conjunto de características, siendo éstas las que determinan el comportamiento tanto de consumidores como de productores. La calificación de hedónico proviene del hecho de suponer que las características diferenciadoras son objeto directo del deseo de los consumidores, y además son observables. Estas características juegan el papel de variables económicas homogéneas valoradas por consumidores y productores. La aplicación de los diferentes métodos hedónicos implica la estimación de regresiones hedónicas en las que aparece como variable endógena el precio del producto y como variables explicativas las características del producto. Estas regresiones son la base para «descontar» los cambios de calidad del precio del producto.

En el SCN-93 se recomienda una mayor utilización de los métodos hedónicos. En la misma línea, un grupo, del que forman parte economistas tan prestigiosos como Boskin, Griliches y Jorgenson, elaboró en

1996 para el Senado de los Estados Unidos el denominado Informe Boskin (Boskin *et al.*, 1996). En este informe se hacen recomendaciones acerca de la elaboración de índices hedónicos como el procedimiento más adecuado para el tratamiento de los problemas de cambios de calidad, a fin de obtener una medida más precisa en los índices de precios de consumo (1). En realidad, el Bureau of Labor Statistics de EE.UU., que es el organismo responsable de la elaboración del índice de precios de consumo (IPC) de aquel país, viene aplicando esta técnica desde hace bastante tiempo (2). En el volumen del *Journal of Economic Perspectives* correspondiente al invierno de 1998 aparece todo un conjunto de artículos que profundizan en la problemática de cómo separar variaciones de calidad de variaciones en precios (3), señalando las posibles mejoras a introducir en el IPC con objeto de corregir los sesgos alcistas producidos, fundamentalmente, por la contaminación que sufren los índices de precios, por no separar adecuadamente los cambios de calidad. Recientemente (Schultze y Mackie, 2002), el Bureau of Labour Statistics (BLS) consultó a un panel de expertos que analizaran los problemas conceptuales y estadísticos que se plantean en la elaboración de los índices de coste de la vida. Parece que hubo un acuerdo entre los especialistas consultados en que el enfoque hedónico es el enfoque más adecuado para el tratamiento de los cambios de calidad. No obstante, recomendaron no expandir de forma inmediata el uso de este enfoque, ya que consideran que todavía subsisten problemas econométricos no resueltos, y que otras cuestiones de medida requieren una atención adicional.

En España, el INE, en la elaboración del IPC, para el tratamiento de los cambios de calidad, utiliza los métodos tradicionales de *emparejamiento* y de *información facilitada por los expertos* (INE, 2002). En la monografía del INE también se indica que con el nuevo sistema del IPC base 2001 se han elaborado estudios encaminados a evaluar la posible aplicación de la regresión hedónica en la elaboración del IPC, aunque no se especifica en qué artículos se han elaborado estos estudios. Fuera del INE, en España se han realizado varios estudios en los que se utilizan regresiones hedónicas (4) para ordenadores (Izquierdo y Matea, 2001), viviendas (Bover y Velilla, 2001), automóviles (Izquierdo *et al.*, 2001) y hoteles (Uriel *et al.*, 2001) (5). En todos estos estudios los crecimientos de los precios son sustancialmente inferiores a los obtenidos en los índices elaborados por el Instituto Nacional de Estadística.

A la vista de lo anterior, se puede destacar que el tratamiento de la calidad por procedimientos hedó-

nicos, en lugar de los procedimientos tradicionales, contribuye en general a aminorar la tasa de inflación, aunque también habría que tener presente que en otros casos pueda haber cambios de calidad negativos que estén recogidos implícitamente en los precios. Así, por ejemplo, se puede argumentar que en la prestación de algunos servicios ha disminuido su nivel debido a reducciones de personal. En cualquier caso, es importante señalar que en la elaboración del IPC y de otros deflatores de los distintos países se debería aplicar la misma metodología de tratamiento de los cambios de calidad con objeto de que los diferenciales de precios observados no se deban parcialmente a diferencias en la metodología empleada. En este sentido, es posible que en el diferencial de precios de los países europeos con Estados Unidos pueda estar jugando algún papel el tratamiento de la calidad mediante procedimientos hedónicos, ya que ha sido este último país el primero donde se han empezado a utilizar los citados procedimientos.

En el presente artículo se aplican métodos hedónicos para medir la evolución del precio de los hoteles en el período 1993-2002. La estructura de este artículo es la siguiente. En el apartado II se aborda de forma teórica, y con carácter general, la elaboración de índices de precios basados en métodos hedónicos. Estos métodos hedónicos se han agrupado en dos bloques, denominados métodos directos y métodos indirectos respectivamente. En el apartado III se tratan algunos de los problemas econométricos que se presentan en la estimación de las regresiones hedónicas. En el apartado IV se analizan los datos de los hoteles que se utilizan en el apartado V para construir índices hedónicos por distintos procedimientos. Finalmente, en el apartado VI, de conclusiones, se comparan los distintos procedimientos aplicados y también se realizan comparaciones con el índice de precios de los hoteles del IPC elaborado por el Instituto Nacional de Estadística.

II. ELABORACIÓN DE ÍNDICES DE PRECIOS BASADOS EN MÉTODOS HEDÓNICOS

El primer trabajo en que se aplicó el enfoque hedónico para tratar los problemas de calidad fue el de Waugh (1928). En la misma línea se inscriben los trabajos de Court (1939) y Stone (1954 y 1956). Sin embargo, como señala Moulton (2001), el origen de la aplicación de los métodos hedónicos en la estadísticas oficiales de precios de Estados Unidos se encuentra en el trabajo de Griliches (1961). Por ello, y por las aportaciones que realiza, Berndt (1991) califica a Griliches como padre del moderno análisis hedónico de precios.

Los estudios que hemos mencionado tienen un enfoque estadístico, pero también el enfoque hedónico es susceptible de un tratamiento en el marco de la teoría económica. En este sentido, fue Rosen (1974) el primer autor que estableció la relación entre el enfoque hedónico y las funciones de producción y de utilidad. En su trabajo, Rosen planteó que no solamente los consumidores prestan atención a las características de un producto, sino que también los productores buscan suministrar productos con las características que los consumidores desean (6). Al depender tanto de la oferta como de la demanda, esto hace que se planteen problemas de identificación en la estimación de las regresiones hedónicas, como puso de manifiesto Epple (1987).

Para la obtención de índices de precios hedónicos se pueden seguir varios enfoques. En todos ellos es necesario realizar regresiones hedónicas para ajustar los precios por cambios de calidad. Este ajuste por cambios de calidad puede hacerse por métodos *directos* o por métodos *indirectos*. En los métodos directos, los índices de precios se calculan a partir de *variables ficticias temporales* incluidas en las regresiones hedónicas. Estos métodos son los que primero se utilizaron, y también continúan utilizándose en la actualidad. En los métodos indirectos se calculan *índices hedónicos superlativos y exactos* a partir de regresiones hedónicas, y fueron introducidos por Fixeler y Zieschang (1992) y Feenstra (1995). Vamos a examinar a continuación ambos tipos de enfoques, puesto que van a ser objeto de aplicación en nuestro estudio.

1. Métodos directos: variables ficticias temporales

Los métodos directos se caracterizan por la introducción de variables temporales en las regresiones hedónicas. En general, estos índices de precios pueden calcularse según una *base fija* o según una *base encadenada*. Los índices de base fija se obtienen comparando directamente los precios de distintos momentos de tiempo con precios de un período de referencia, al que se denomina período base. En los índices de base encadenada se van comparando precios de dos períodos consecutivos, para después obtener un índice encadenado.

Veamos ahora cómo se calculan los índices de precios hedónicos de *base fija*. Denominemos p_{mt} al precio del producto investigado del modelo m ($m = 1, 2, \dots, M$) (7) en el período de tiempo t ($t = 1, 2, \dots, T$). Por otra parte, se considera que la

calidad del producto queda definida mediante un vector de características \mathbf{z}'_{mt} ($\mathbf{z}'_{mt} = [z_{1mt}, z_{2mt}, \dots, z_{Kmt}]$). Si optamos por una forma funcional semi-logarítmica (8), la regresión hedónica para obtener índices de base sería del siguiente tipo:

$$\ln p_{mt} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{kmt} + \sum_{s=2}^T \alpha_s F_{smt} + u_{mt} \quad [1]$$

$$m = 1, 2, \dots, M \quad t = 1, 2, \dots, T$$

donde F_{smt} es una variable ficticia que toma el valor 1 si $s = t$, y 0 en los demás casos.

Como puede verse, en la regresión hedónica [1] se incluyen los precios de los distintos modelos en todos los períodos para los que se desea calcular los índices hedónicos. Los coeficientes β_k , que permanecen constantes a lo largo del tiempo y a través de los modelos, se interpretan como estimaciones del valor marginal de las características del producto. En [1] los efectos de variación de calidad se controlan mediante las variables z . Por ello, los coeficientes α reflejan únicamente variaciones en los precios.

Una vez estimada la ecuación [1], los índices de precios del producto analizado, corregidos por calidad, vendrían dados por:

$$I_{1/1} = 100, I_{2/1} = 100 \times e^{\hat{\alpha}_2}, I_{3/1} = 100 \times e^{\hat{\alpha}_3}, \dots, I_{T/1} = 100 \times e^{\hat{\alpha}_T} \quad [2]$$

El problema que tiene este método es que los valores marginales de las características se mantienen constantes a lo largo de todo el intervalo de tiempo estudiado, lo cual no parece que sea una hipótesis realista, especialmente si dicho intervalo es muy amplio.

Si se opta por la especificación lineal, el modelo a estimar es el siguiente:

$$p_{mt} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{kmt} + \sum_{s=2}^T \alpha_s F_{smt} + u_{mt} \quad [3]$$

$$m = 1, 2, \dots, M \quad t = 1, 2, \dots, T$$

La obtención de los índices de precios es parecida al modelo semilogarítmico, aunque hay que tener en cuenta que, en este caso, los coeficientes de las variables ficticias reflejan solamente las diferencias de precios con respecto al momento base. Por ello, para construir índices de precios es necesario estimar también los precios del período base descontando el efecto de los cambios de calidad.

Por otra parte, la obtención de índices de base encadenada requiere que se estimen previamente regresiones hedónicas entre cada par de períodos adyacentes. Si los períodos adyacentes son $t - 1$ y t , la regresión hedónica vendrá dada por:

$$\ln p_{ms} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{kms} + \alpha_t F_{tms} + u_{ms} \quad [4]$$

$$m = 1, 2, \dots, M \quad s = t - 1, t$$

donde F_{tms} es una variable ficticia que toma el valor 1 si $s = t$, y 0 si $s = t - 1$.

Una vez realizada la estimación de [4], la obtención del índice de precios del período t con base en el período $t - 1$ vendrá dada por:

$$I_{t/t-1} = 100 \times e^{\hat{\alpha}_t} \quad [5]$$

Una vez realizadas las regresiones hedónicas para cada par de períodos adyacentes, el índice, por ejemplo, del período T con base en el período 1, viene dado por:

$$I_{T/1} = I_{2/1} \times I_{3/2} \times \dots \times I_{T/T-1} \quad [6]$$

Cuando se calcula un índice encadenado, los coeficientes β solamente permanecen constantes en el cálculo de cada eslabón de la cadena, es decir, entre cada par de años consecutivos.

Las consideraciones hechas para el modelo lineal en los índices de base fija son también de aplicación para calcular índices encadenados en modelos lineales.

Los métodos directos presentan, según Silver y Heravi (2004), tres tipos de problemas. En primer lugar, la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) a las regresiones hedónicas hace que sean tratados todos los modelos, en nuestro caso hoteles, como si tuvieran la misma importancia, cuando en realidad las ventas de algunos modelos pueden ser muy importantes, mientras que las de otros modelos pueden ser insignificantes. En segundo lugar, los precios registrados reflejan una sola observación, posiblemente no representativa, del precio de un modelo más bien que del precio medio pagado. Finalmente, los coeficientes de las características permanecen constantes, como ya hemos señalado, a lo largo del tiempo (en todo el período investigado si se construyen índices de base fija o de sólo dos períodos en los índices de base encadenada). La objeción más grave es esta última, ya que la aplicación del método tal como se ha planteado requiere que

los cambios marginales en los precios de las características permanezcan constantes. Para subsanar este problema, se podrían introducir interacciones entre las variables ficticias temporales y las variables que reflejan las características, si bien esta solución puede restringir de forma importante los grados de libertad y plantear problemas graves de multicolinealidad. En cuanto al primer problema señalado por Silver y Heravi, es más bien una crítica a cómo se han aplicado los métodos hedónicos en la mayor parte de los casos. Sin embargo, tiene una solución inmediata que consiste en la aplicación de mínimos cuadrados ponderados (MCP), como veremos más adelante, mientras que el segundo problema es más bien un problema de información estadística, que no tiene relevancia en nuestra investigación.

2. Métodos indirectos

En los métodos indirectos, las regresiones hedónicas se calculan utilizando los datos de un solo período, con lo cual no se tiene que hacer ninguna hipótesis de constancia de los coeficientes de un período a otro, o a lo largo de todo el intervalo temporal investigado. A partir de las regresiones hedónicas, se calculan índices hedónicos de una forma más compleja que en los métodos directos. Existe un consenso en la literatura reciente de que éste es el enfoque más adecuado para el tratamiento de los cambios de calidad, ya que, además de no exigir la constancia de los coeficientes, está ligado a la teoría de los números índices.

Antes de ver cómo se calculan los índices de precios por métodos indirectos, vamos a examinar los conceptos de índices hedónicos exactos y superlativos.

2.1. Índices hedónicos exactos y superlativos

Diewert (1976) califica como *exacto* a un índice de precios si es igual a la *ratio* de las funciones de gasto en dos períodos manteniendo el nivel de utilidad constante, de acuerdo con la definición dada por Konüs (1924) del verdadero índice de coste de la vida. Posteriormente, Diewert (1992) considera que los índices de Laspeyres y Paasche son exactos bajo formas restrictivas de las funciones de utilidad del consumidor. Concretamente, los índices de Laspeyres y Paasche, para que sean considerados exactos, requieren que las preferencias sean del tipo Leontief, de forma que se mantengan constantes en el período base y en el período actual respectivamente.

Dentro de la clase de índices exactos, Diewert (1976) define como *superlativos* a los índices que incorporan efectos de sustitución, lo que implica que las funciones de utilidad subyacentes tengan una forma flexible. Dentro de los índices superlativos se encuentran los índices de Fisher y de Tornqvist (9).

Fixler y Zieschang (1992) y Feenstra (1995) extienden la definición de Diewert a índices hedónicos, es decir, a índices en que se han realizado ajustes de calidad mediante regresiones hedónicas, denominados también índices hedónicos superlativos y exactos (*superlative and exact hedonic indices*, o *SEHI*).

Para construir estos índices, es necesario realizar regresiones hedónicas para ajuste de calidad. Vamos a considerar ahora el cálculo de índices hedónicos basados en dos formas funcionales diferentes: forma lineal y forma semilogarítmica.

2.2. Estimación de índices de precios hedónicos basados en el modelo lineal

El precio del bien expresado en función de sus características se puede expresar de la siguiente forma:

$$p_{mt} = \beta_{0t} + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{mkt} + u_{mt} \quad m = 1, 2, \dots, M \quad [7]$$

Este modelo se debe estimar de forma separada para cada uno de los períodos en que hay información disponible ($t = 1, 2, \dots, T$).

Para construir índices de precios debemos utilizar, además de los precios observados, los precios predichos por el modelo. De forma genérica, vamos a designar por $\hat{p}_{m|t-1}$ al precio del modelo m con precios de las características (coeficientes β) correspondientes al período t , pero características correspondientes al período $t-1$. Por tanto, el precio predicho $\hat{p}_{m|t-1}$ se obtiene mediante la siguiente expresión:

$$\hat{p}_{m|t-1} = \beta_{0t} + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{kmt-1} \quad [8]$$

Teniendo en cuenta lo anterior, el índice hedónico de Laspeyres del período t con base en $t-1$, vendrá dado por:

$$L_{t/t-1}^H = \frac{\sum_{m=1}^M q_{m,t-1} \hat{p}_{m|t-1}}{\sum_{m=1}^M q_{m,t-1} p_{m,t-1}} = \sum_{m=1}^M S_{m,t-1} \left[\frac{\hat{p}_{m|t-1}}{p_{m,t-1}} \right] \quad [9]$$

donde $s_{mt-1} = \frac{q_{mt-1} p_{mt-1}}{\sum_{m=1}^M q_{mt-1} p_{mt-1}}$

De forma análoga, el índice hedónico de Paasche del período t con base en $t - 1$, vendrá dado por:

$$L_{t/t-1}^P = \frac{\sum_{m=1}^M q_{mt} p_{mt}}{\sum_{m=1}^M q_{mt} \hat{p}_{mt-1/t}} = \sum_{m=1}^M s_{mt} \left[\frac{p_{mt}}{\hat{p}_{mt-1/t}} \right]^{-1} \quad [10]$$

donde $s_{mt} = \frac{q_{mt} p_{mt}}{\sum_{m=1}^M q_{mt} p_{mt}}$

Finalmente, el índice hedónico *superlativo* de Fisher se obtiene como media geométrica de los índices de Laspeyres y Paasche:

$$F_{t/t-1}^H = [L_{t/t-1}^H \times P_{t/t-1}^H]^{1/2} = \left[\frac{\sum_{m=1}^M q_{mt-1} \hat{p}_{mt/t-1}}{\sum_{m=1}^M q_{mt-1} p_{mt-1}} \right]^{1/2} \left[\frac{\sum_{m=1}^M q_{mt} p_{mt}}{\sum_{m=1}^M q_{mt} \hat{p}_{mt-1/t}} \right]^{1/2} \quad [11]$$

2.3. Estimación de índices de precios hedónicos basados en el modelo semilogarítmico

La regresión hedónica semilogarítmica puede expresarse por:

$$\ln p_{mt} = \beta_{0t} + \sum_{k=1}^K \beta_{kt} z_{mkt} + u_{mt} \quad m = 1, 2, \dots, M \quad [12]$$

El índice hedónico geométrico tipo Laspeyres (10), o Laspeyres-g, viene dado por:

$$L_{t/t-1}^{gH} = \prod_{m=1}^M \left[\frac{\hat{p}_{mt/t-1}}{p_{mt-1}} \right]^{s_{mt-1}} \quad [13]$$

donde el precio predicho $\hat{p}_{mt/t-1}$ se obtiene mediante la siguiente expresión:

$$\hat{p}_{mt/t-1} = \exp \left[\hat{\beta}_{0t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{kt} z_{kmt-1} \right] \quad [14]$$

donde los coeficientes corresponden a la regresión hedónica para el período t y las características del producto observadas en $t - 1$.

Análogamente, el índice hedónico geométrico tipo Paasche, o Paasche-g, viene dado por:

$$P_{t/t-1}^{gH} = \prod_{m=1}^M \left[\frac{p_{mt}}{\hat{p}_{mt-1/t}} \right]^{s_{mt}} \quad [15]$$

Como es sabido, el índice superlativo de Törnqvist se define como una media geométrica de los precios relativos ponderados por las participaciones de gasto medias en dos períodos. Así, si los períodos son t y $t - 1$, el índice de Törnqvist vendría dado por:

$$T_{t/t-1} = \prod_{m=1}^M \left[\frac{p_{mt}}{p_{mt-1}} \right]^{\frac{s_{mt} + s_{mt-1}}{2}} \quad [16]$$

Tomando como referencia la expresión [16], el índice hedónico de Törnqvist se define como:

$$T_{t/t-1}^H = \left[\prod_{m=1}^M \left[\frac{\hat{p}_{mt/t-1}}{p_{mt-1}} \right]^{s_{mt-1}} \prod_{m=1}^M \left[\frac{p_{mt}}{\hat{p}_{mt-1/t}} \right]^{s_{mt}} \right]^{1/2} = \sqrt{L_{t/t-1}^{gH} \times P_{t/t-1}^{gH}} \quad [17]$$

III. PROBLEMAS ECONOMETRICOS

La estimación de regresiones hedónicas plantea numerosos problemas econométricos. En Diewert (2002) y en OIT (2004) puede verse un análisis detallado de estos problemas. A continuación vamos a examinar específicamente los problemas relacionados con la forma funcional, la ponderación y la multicolinealidad debido a que afectan de manera muy directa a nuestra investigación.

1. Forma funcional

El problema de elección de la forma funcional de las regresiones puede plantearse tanto en términos teóricos como en términos empíricos. Desde el punto de vista teórico, la teoría de funciones hedónicas no señala en principio cuál deba ser la forma funcional que deba aplicarse, ni tampoco establece restricciones. En un reciente trabajo, Diewert (2003) señala que las formas funcionales flexibles abarcan las formas funcionales más sencillas que hemos visto. Así, la forma doblemente logarítmica es un caso especial de la forma *translog*, mientras que la forma semilogarítmica lo es de la forma cuadrática semilogarítmica.

Las tres formas funcionales más utilizadas en la literatura en las regresiones hedónicas son la lineal, la semilogarítmica y la doblemente logarítmica.

Desde el punto de vista empírico, se puede estimar el parámetro λ de la transformación Box-Cox. Si esta transformación se aplica solamente a la variable endógena, la estimación de λ ofrecería información para optar, de acuerdo con su proximidad, entre la forma lineal y la forma semilogarítmica.

La mayoría de los estudios recientes optan por la forma semilogarítmica. En el presente estudio hemos estimado tanto formas lineales como semilogarítmicas. No hemos estimado en cambio formas doblemente logarítmicas debido a que, en los modelos aplicados, 28 de los 29 regresores utilizados son de naturaleza dicotómica.

A título de ensayo, en varios de los modelos se han estimado regresiones Box-Cox. En todos los casos, el valor de λ estimado ha resultado ser negativo, pero muy próximo a 0, lo cual privilegia de alguna forma el modelo semilogarítmico frente al modelo lineal.

2. Ponderación

Cuando comenzaron a popularizarse las regresiones hedónicas se aplicaba siempre MCO. Sin embargo, recientemente diversos autores, como Diewert (2002) y Silver (2002), son partidarios de utilizar MCP. Una vez establecida la necesidad de ponderar, se plantea qué variable utilizar como ponderación. Diewert se inclina por utilizar valores en lugar de cantidades. Concretamente, este autor señala que si se utilizan las cantidades como pesos, «se tiende a dar poco peso a modelos que tienen precios altos y demasiado peso a modelos baratos, que suelen tener montantes bajos de características útiles». Por otra parte, Silver (2002) considera, cuando en la regresión se incluyen varios períodos, que en lugar de valores directamente se deben utilizar las participaciones de cada modelo —en nuestro caso, de cada hotel— en la facturación total para cada período, con objeto de evitar que las perturbaciones sean heteroscedásticas por efecto de la inflación.

3. Multicolinealidad

Como se indica en el borrador del manual de precios de la OIT (2004), en las regresiones hedónicas puede esperarse la presencia de multicolinealidad debido al hecho de que algunas características del

producto están ligadas a otras. La multicolinealidad reduce en la práctica el tamaño muestral y hace que los efectos de unas variables puedan adscribirse erróneamente a otras. También puede ocurrir que algunos de los coeficientes estimados tomen signo negativo, cuando, por su naturaleza intrínseca, deben ser positivos. De todas formas, aunque la multicolinealidad sea severa, las predicciones realizadas con la regresión completa serán insesgadas.

IV. DATOS DE LOS HOTELES

En la elaboración de los índices de precios hedónicos la información utilizada se ha obtenido del directorio de establecimientos hoteleros en soporte informático facilitado por el Instituto de Estudios Turísticos. Este directorio está elaborado a partir de las fichas que envían los hoteles anualmente para su inclusión en la *Guía Oficial de Hoteles*. El período de análisis es el comprendido entre 1993 y 2002.

Dada la calidad de los datos, ha sido necesario realizar una depuración completa de los mismos relativa a tres aspectos: número de plazas, precios y servicios. Para realizar la depuración del número de plazas, se han construido para cada año del período investigado tablas por intervalos de número de plazas y por categoría del hotel. En cada categoría y en cada año se han analizado los valores extremos que se han encontrado en el número de plazas. Estos valores extremos se han comparado uno a uno con la información de las guías de hoteles publicadas, eliminándose aquellos hoteles con número de plazas bajo (por ejemplo, hoteles de una o dos plazas) u hoteles con un número muy elevado de plazas, que no tenían su refrendo en las guías publicadas. De manera similar se ha procedido con los precios, construyendo tablas para cada año por intervalos de precios y por categoría de hotel. El número de hoteles excluidos por anomalías en el número de plazas o en los precios ha sido de 505 en el conjunto de los años, lo que supone un 0,6 por 100 de los hoteles que figuran en el directorio en soporte informático.

Para la depuración de los servicios, se han elaborado tablas que reflejan para cada categoría de hotel la evolución en el tiempo de los distintos servicios. Estas tablas han permitido detectar la localización de datos anómalos. La depuración de los servicios ha sido muy laboriosa. Cuando un hotel estaba presente en varios años se ha analizado si su dotación de servicios era verosímil. Se consideraba, por ejemplo, como no verosímil el hecho de que un hotel con una dotación inicial de servicios perdiera durante un

CUADRO N.º 1

DISTRIBUCIÓN DEL NÚMERO DE HOTELES POR CATEGORÍA Y AÑO

Año	Una estrella oro	Dos estrellas oro	Tres estrellas oro	Cuatro estrellas oro	Cinco estrellas oro	Gran lujo	Una estrella plata	Dos estrellas plata	Tres estrellas plata	Total
1993.....	1.034	1.219	1.395	469	52	11	808	1.552	84	6.624
1994.....	1.111	1.322	1.550	551	42	12	812	1.690	85	7.175
1995.....	1.062	1.259	1.542	575	34	16	698	1.507	68	6.761
1996.....	1.037	1.279	1.604	593	35	16	715	1.479	72	6.830
1997.....	1.007	1.300	1.655	610	38	18	750	1.473	87	6.938
1998.....	1.058	1.314	1.686	640	39	17	776	1.647	89	7.266
1999.....	987	1.276	1.678	616	38	13	796	1.509	84	6.997
2000.....	1.225	1.839	2.560	1.187	73	24	893	2.034	106	9.941
2001.....	1.234	1.951	2.712	1.267	95	28	1.044	1.991	94	10.416
2002.....	1.343	1.969	2.423	1.079	83	19	1.164	2.197	101	10.378

tiempo una parte de esos servicios, para después recuperarlos otra vez.

Una vez realizada la depuración de los datos, la muestra disponible de hoteles que ha sido utilizada en la elaboración de índices hedónicos es la que se presenta en el cuadro n.º 1, donde aparecen los hoteles clasificados por año y por categoría del hotel. Debe tenerse en cuenta que en la muestra se incluyen todos los establecimientos hoteleros de todas las comunidades autónomas, pero están excluidos los localizados en las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. En el cuadro n.º 2 puede verse el número de plazas en los hoteles por años para cada una de las categorías.

Por otra parte, el precio que se ha seleccionado como variable dependiente en las regresiones hedónicas es el precio de la habitación doble con baño

completo, pues es el servicio que aparece en toda la gama de establecimientos hoteleros. En la *Guía Oficial de Hoteles* figuran generalmente tres precios para cada tipo de habitación, según la temporada de referencia (alta, media o baja). En nuestro estudio, como se trata de investigar la evolución de los precios a largo plazo y no las variaciones intra- anuales, se ha tomado un solo precio por año y éste es el que corresponde a la temporada alta, por ser el único que aparece en todos los hoteles. En el cuadro n.º 3 se ha reflejado el precio anual medio de los hoteles, incluido IVA, para cada una de las categorías de hotel en el período 1993-2002. Llama la atención que el precio medio de un hotel de la categoría una estrella oro es superior en todos los años al precio medio de dos estrellas plata. En cambio, el precio de tres estrellas plata se sitúa por encima del precio correspondiente al precio de los hoteles dos estrellas oro.

CUADRO N.º 2

DISTRIBUCIÓN DEL NÚMERO DE PLAZAS EN HOTELES POR CATEGORÍA Y AÑO

Año	Una estrella oro	Dos estrellas oro	Tres estrellas oro	Cuatro estrellas oro	Cinco estrellas oro	Gran lujo	Una estrella plata	Dos estrellas plata	Tres estrellas plata	Total
1993.....	70.000	140.366	343.992	147.282	22.839	3.256	31.394	60.414	8.425	827.968
1994.....	72.858	143.392	363.888	176.501	15.171	4.156	29.588	63.886	7.711	877.151
1995.....	66.402	128.882	362.957	185.998	12.105	5.479	25.859	57.563	6.344	851.589
1996.....	61.246	122.210	379.465	190.566	12.166	5.320	24.898	54.304	7.363	857.538
1997.....	55.347	116.075	384.109	189.132	12.482	7.080	24.472	54.063	7.107	849.867
1998.....	56.482	112.864	394.131	198.322	12.431	6.604	26.106	59.038	8.286	874.264
1999.....	49.921	105.214	389.646	188.813	12.273	4.099	26.381	52.863	6.871	836.081
2000.....	64.066	147.250	553.039	368.993	27.218	8.831	28.393	74.951	9.174	1.281.915
2001.....	62.924	152.413	578.435	397.910	34.520	10.882	32.592	72.117	9.819	1.351.612
2002.....	64.293	143.875	503.613	332.915	28.742	7.042	36.357	74.924	9.185	1.200.946

CUADRO N.º 3

PRECIO MEDIO DE LOS HOTELES (INCLUIDO IVA) POR CATEGORÍA Y AÑO

Año	Una estrella oro	Dos estrellas oro	Tres estrellas oro	Cuatro estrellas oro	Cinco estrellas oro	Gran lujo	Una estrella plata	Dos estrellas plata	Tres estrellas plata	Total
1993.....	33,3	40,5	58,5	101,8	179,6	262,2	24,7	29,1	43,7	44,4
1994.....	34,4	41,5	60,3	100,1	169,3	254,2	26,2	30,2	45,1	45,7
1995.....	37,8	46,1	66,7	109,0	189,2	244,2	28,9	32,9	52,3	51,4
1996.....	38,7	47,4	70,0	114,1	194,0	240,4	30,0	33,6	52,2	53,6
1997.....	39,9	48,7	72,6	118,4	189,4	253,0	31,0	34,9	53,5	55,8
1998.....	40,9	50,6	75,4	122,3	203,9	252,2	31,7	36,1	57,9	57,3
1999.....	43,0	52,7	79,1	126,7	230,9	300,4	32,6	37,7	59,3	60,2
2000.....	50,2	63,2	96,8	158,0	266,5	338,8	37,4	44,6	62,0	77,6
2001.....	51,9	66,1	99,3	160,7	282,3	358,3	39,8	46,4	66,3	80,9
2002.....	51,6	65,1	99,7	157,2	287,6	350,9	39,7	45,8	66,2	76,4

V. ELABORACIÓN DE ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS DE LOS HOTELES

Con objeto de poder realizar comparaciones, se han elaborado, para los precios de los hoteles, índices hedónicos directos —de base fija y de base en cadena—, así como índices calculados por procedimientos indirectos.

1. Índices hedónicos directos calculados de base fija

Para calcular estos índices solamente es necesario realizar una regresión para todo el período:

$$f(p_{mt}) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \text{SERV}_{kmt} + \sum_{h=1}^H \gamma_h \text{CATEG}_{hmt} + \sum_{s=1994}^{2002} \alpha_s F_{smt} + u_{mt} \quad [18]$$

$$m = 1, 2, \dots, M \quad t = 1993, 1994, \dots, 2002$$

donde:

$f(p_{mt}) = \ln p_{mt}$ en el modelo semilogarítmico y $f(p_{mt}) = p_{mt}$ en el modelo lineal.

SERV: servicios del hotel (cuadro n.º 4), son variables dicotómicas excepto el número de plazas.

CATEG: categoría del hotel (seis categorías oro y tres plata).

En las estimaciones, los estadísticos *t* se han obtenido a partir de matrices de covarianzas consis-

tentes bajo heteroscedasticidad utilizando la corrección de White.

En el cuadro n.º 5 aparecen los índices hedónicos calculados a partir del modelo [18] en su doble versión semilogarítmica y lineal. Las estimaciones se ha realizado sin ponderar. En cada caso se han estimado tres regresiones distintas. En la primera regresión se ha ajustado el modelo completo, mientras que en los modelos segundo y tercero se ha prescindido,

CUADRO N.º 4

SERVICIOS INCLUIDOS EN LA REGRESIONES HEDÓNICAS

Servicios de habitaciones	Servicios del hotel
Aire acondicionado habitaciones	Aparcamiento
Caja fuerte individual	Servicio médico
Habitaciones con salón	Guardería
Servicio habitaciones 24 horas	Salón de convenciones
Teléfono en habitaciones	Traducción simultánea
Radio música en habitaciones	Cambio de moneda
Televisión en habitaciones	Custodia de valores
Vídeo en habitaciones	Peluquería de mujeres
Antena parabólica	Peluquería de caballeros
Minibar	
Secador pelo	
Servicios deportivos	Tamaño del hotel
Piscina	Número de plazas
Piscina climatizada	
Tenis	
Squash	
Golf	
Mini-golf	
Sauna	
Gimnasio	

CUADRO N.º 5

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS CON VARIABLES FICTICIAS PARA CADA AÑO SIN PONDERAR

AÑO	MODELOS SEMILOGARÍTMICOS			MODELOS LINEALES		
	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años
1993.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994.....	103,1	103,7	104,6	101,3	101,9	102,9
1995.....	112,5	114,1	117,5	110,2	111,6	115,6
1996.....	116,2	118,1	122,4	114,0	115,7	120,8
1997.....	119,8	122,1	127,1	117,9	119,6	125,6
1998.....	123,6	126,2	130,5	122,2	124,1	129,1
1999.....	128,9	131,8	136,8	128,1	130,2	135,5
2000.....	150,4	155,6	171,1	156,3	159,8	174,8
2001.....	155,6	161,5	178,6	161,7	165,7	182,2
2002.....	154,3	160,0	169,4	159,0	162,8	172,0

respectivamente, de los servicios y de la categoría y los servicios del hotel. En consecuencia, en la primera regresión se ha descontado de los precios de los hoteles el componente de calidad dado por la categoría y los servicios del hotel. La segunda regresión refleja los ajustes de calidad derivados única y exclusivamente de la categoría del hotel. Finalmente, en la tercera regresión no se ha tenido en cuenta ningún componente de calidad.

Si observamos los índices del último año de la serie (2002), comprobamos que los índices obtenidos de modelos semilogarítmicos toman unos valores más bajos que cuando se obtienen a partir de modelos lineales. También se constata que existe una diferencia considerable entre los índices que descuentan el efecto de los servicios y de la categoría,

y los que no descuentan —regresiones tipo [3]— ningún tipo de efecto.

Con el modelo [18] se han realizado estimaciones ponderadas utilizando distintos tipos de ponderaciones, siempre expresadas en forma de participaciones sobre el total. Como ya hemos indicado, los resultados del cuadro n.º 5 se han obtenido a partir de regresiones sin ponderar. En los cuadros números 6 a 9 se recogen índices derivados aplicando regresiones ponderadas con distintos tipos de ponderación. En concreto, las ponderaciones utilizadas, siempre expresadas en términos de participaciones, han sido las siguientes: plazas (cuadro n.º 6), plazas por ocupación (cuadro n.º 7), plazas por precio (cuadro número 8), y plazas por precio por ocupación (cuadro n.º 9).

CUADRO N.º 6

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS CON VARIABLES FICTICIAS PARA CADA AÑO PONDERADO
Ponderación: plazas

AÑO	MODELOS SEMILOGARÍTMICOS			MODELOS LINEALES		
	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años
1993.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994.....	102,8	103,5	104,4	100,6	101,4	101,8
1995.....	114,6	115,6	119,1	111,5	112,5	115,5
1996.....	119,0	120,3	125,7	116,1	117,4	121,8
1997.....	123,9	125,5	132,3	121,3	122,7	128,6
1998.....	128,4	130,6	137,7	126,4	128,1	133,9
1999.....	134,9	137,4	145,2	133,7	135,6	141,2
2000.....	160,8	165,2	185,7	166,7	169,2	184,2
2001.....	165,4	170,6	194,5	171,5	174,5	191,9
2002.....	165,2	169,7	187,4	169,8	172,3	185,4

CUADRO N.º 7

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS CON VARIABLES FICTICIAS PARA CADA AÑO PONDERADO
Ponderación: plazas por ocupación

AÑO	MODELOS SEMILOGARÍTMICOS			MODELOS LINEALES		
	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años
1993.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994.....	103,2	103,8	104,7	101,0	101,8	102,3
1995.....	115,4	116,3	119,8	112,3	113,2	116,2
1996.....	120,1	121,4	126,7	117,1	118,3	122,7
1997.....	125,0	126,7	133,6	122,4	123,8	129,6
1998.....	130,0	132,1	139,5	127,7	129,5	135,4
1999.....	136,5	139,2	147,6	135,3	137,3	143,0
2000.....	163,1	167,5	188,0	168,5	171,2	185,9
2001.....	167,4	173,0	196,8	173,0	176,3	193,5
2002.....	167,5	172,5	191,0	171,8	174,6	188,2

CUADRO N.º 8

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS CON VARIABLES FICTICIAS PARA CADA AÑO PONDERADO
Ponderación: plazas por precio

AÑO	MODELOS SEMILOGARÍTMICOS			MODELOS LINEALES		
	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años
1993.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994.....	99,8	100,4	98,6	98,0	98,5	94,7
1995.....	110,6	111,7	111,1	107,8	108,8	105,6
1996.....	115,1	116,5	116,7	111,7	112,8	109,8
1997.....	120,0	121,7	123,5	116,4	117,6	116,7
1998.....	124,7	126,9	128,8	121,5	122,9	121,8
1999.....	131,8	134,2	135,8	129,8	131,3	129,3
2000.....	162,4	166,0	179,9	162,7	164,1	170,7
2001.....	165,2	169,4	186,8	166,1	167,8	177,5
2002.....	165,0	168,5	180,8	164,8	166,0	172,1

CUADRO N.º 9

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS CON VARIABLES FICTICIAS PARA CADA AÑO PONDERADO
Ponderación: plazas por precio por ocupación

AÑO	MODELOS SEMILOGARÍTMICOS			MODELOS LINEALES		
	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye categoría hotel y años	(3) Incluye años
1993.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994.....	100,2	100,8	99,2	98,5	99,0	95,3
1995.....	111,4	112,5	111,6	108,7	109,6	106,2
1996.....	116,1	117,4	117,2	112,6	113,6	110,2
1997.....	121,1	122,8	124,4	117,4	118,6	117,2
1998.....	126,0	128,2	129,8	122,7	124,1	122,6
1999.....	133,2	135,8	137,3	131,2	132,7	130,5
2000.....	164,2	167,9	181,1	163,8	165,3	171,5
2001.....	166,5	171,1	187,8	167,1	168,9	178,2
2002.....	166,7	170,6	182,8	166,2	167,4	173,6

Así pues, en los cuadros n.ºs 6 y 7 las ponderaciones utilizadas son cantidades, mientras que en los cuadros n.ºs 8 y 9 las ponderaciones utilizadas son valores. Como es obvio, no existe información estadística individualizada sobre el grado de ocupación de cada hotel. Por ello, a cada hotel se le ha aplicado el grado de ocupación de la ciudad, en el caso de que ésta sea turísticamente relevante, y el grado de ocupación del resto de su comunidad autónoma para los demás casos.

Si nos situamos en el año 2002, se puede observar que todos los índices obtenidos en regresiones ponderadas son superiores a los índices obtenidos en regresiones sin ponderar. Por otra parte, cuando se utilizan ponderaciones en cantidad se obtienen índices más elevados que si se utilizan ponderaciones en valor. Finalmente, cuando se incluye en la ponderación el grado de ocupación se incrementan los valores que toman los índices en el último período. De estos resultados parece desprenderse que los precios de los hoteles de mayor capacidad han crecido en el período 1993-2002 a un ritmo superior al que lo han hecho los hoteles de menor capacidad. También parece desprenderse que los precios de los hoteles con mayor grado de ocupación (costa mediterránea, Madrid, Baleares y Canarias) han crecido más que los hoteles con menor grado de ocupación.

2. Índices hedónicos directos de base encadenada

Para calcular estos índices solamente es necesario realizar una regresión para cada par de años consecutivos. El modelo estimado es el siguiente:

$$f(p_{ms}) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \text{SERV}_{kms} + \sum_{h=1}^H \gamma_h \text{CATEG}_{hms} + \alpha_s F_{smt} + u_{mt} \quad [19]$$

$$m = 1, 2, \dots, M \quad s = t - 1, t$$

donde:

F_{smt} es una variable ficticia que toma el valor 1 si $s = t$, y 0 si $s = t - 1$.

$f(p_{ms}) = \ln p_{ms}$ en el modelo semilogarítmico y $f(p_{ms}) = p_{ms}$ en el modelo lineal.

Con el modelo [19] se han realizado estimaciones sin ponderar (cuadro n.º 10) y regresiones ponderadas (cuadro n.º 11). Conviene señalar que en estas últimas se ha utilizado distinto tipo de ponderaciones según el tipo de modelo, por razones de analogía

con las ponderaciones utilizadas en los métodos indirectos. Finalmente, en los modelos semilogarítmicos se ha optado por la ponderación plazas por precio por ocupación, mientras que en los modelos lineales se ha utilizado plazas por ocupación.

Antes de analizar los resultados, vamos a examinar un problema de carácter general. En las regresiones hedónicas los coeficientes de los servicios se interpretan como estimaciones del valor marginal de las características del producto y, en consecuencia, deben ser positivos. Sin embargo, al estimar las regresiones hedónicas se han obtenido en algunos casos coeficientes negativos. En nuestra opinión, estos datos anómalos pueden deberse a dos causas distintas. Por una parte, el elevado número de servicios que se han introducido como regresores puede dar lugar a un problema de multicolinealidad, con la consiguiente alteración en algunos signos. Por otra parte, la calidad de los hoteles está ligada a dos factores: categoría del hotel y servicios que presta el hotel. En principio, no se puede establecer una relación exacta ni muy aproximada entre ciertos servicios y la categoría del hotel, aunque se puede suponer que a mayor categoría los hoteles tendrán, en promedio, una acumulación de más servicios. Por ello, puede ocurrir que, al recoger el modelo tanto la categoría como los servicios, se obtengan signos negativos en los coeficientes de algunas variables de servicios.

En un intento de evitar problemas de multicolinealidad, se han aplicado componentes principales a cada uno de los grupos de servicios (habitaciones, generales del hotel y deportivos). En los cuadros números 10 y 11, en la columna (1) se ha calculado, como en los índices de base fija, los índices correspondientes a regresiones hedónicas que incluyen como variables explicativas los servicios, la categoría del hotel y la variable ficticia correspondiente a uno de los dos años incluidos en la regresión. En la columna (2) se ha introducido una componente principal para cada grupo de servicios en lugar de utilizar cada una de las variables de servicios como los regresores individualizados. Como puede verse, los cambios en los índices son mínimos. La regresión (3) refleja los ajustes de calidad derivados única y exclusivamente de la categoría del hotel. Finalmente, en la regresión (4) no se ha tenido en cuenta ningún componente de calidad.

Los resultados obtenidos en los índices hedónicos de base encadenada son similares a los obtenidos en modelos de base fija cuando se aplican regresiones sin ponderar. En cambio, en las regresiones ponderadas existen diferencias significativas en el

CUADRO N.º 10

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS CON VARIABLES FICTICIAS, AÑOS ADYACENTES
Sin ponderar

AÑO	MODELOS SEMILOGARÍTMICOS				MODELOS LINEALES			
	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye servicios (componentes principales, categoría, hotel y año)	(3) Incluye categoría hotel y años	(4) Incluye años	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye servicios (componentes principales, categoría, hotel y año)	(3) Incluye categoría hotel y años	(4) Incluye años
1993	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994	103,1	103,1	103,7	104,6	101,6	101,5	102,2	102,9
1995	112,6	112,6	114,2	117,5	111,2	111,0	112,5	115,6
1996	116,3	116,2	118,2	122,4	115,3	114,8	116,8	120,8
1997	120,1	119,8	122,2	127,2	119,2	118,6	120,9	125,6
1998	123,9	123,6	126,3	130,5	123,4	122,7	125,3	129,1
1999	129,3	129,1	132,0	136,8	129,3	128,7	131,3	135,5
2000	150,4	150,4	155,6	171,0	156,1	155,2	159,9	174,8
2001	155,4	155,6	161,4	178,6	161,1	160,3	165,5	182,2
2002	154,3	154,5	160,2	169,4	160,0	159,2	164,1	172,0

caso de los índices derivados de las regresiones lineales, mientras que las diferencias son mínimas en los índices derivados de regresiones semilogarítmicas.

3. Índices hedónicos calculados por métodos indirectos

Como ya se ha indicado, para construir los diversos tipos de índices (Laspeyres, Paasche y Fisher, en el caso lineal, y Laspeyres-g, Paasche-g y Törnqvist, en el caso semilogarítmico) es necesario realizar regre-

siones hedónicas en cada año (sin variables ficticias por períodos) y realizar predicciones en otros años.

Las regresiones hedónicas que hemos realizado para construir estos índices tienen la siguiente estructura:

$$f(p_{mt}) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \text{SERV}_{kmt} + \sum_{h=1}^H \gamma_h \text{CATEG}_{hmt} + u_{mt} \quad [20]$$

$$m = 1, 2, \dots, M_t$$

CUADRO N.º 11

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS CON VARIABLES FICTICIAS, AÑOS ADYACENTES
Ponderación: Modelos semilogarítmicos: plazas por precio por ocupación. Modelos lineales: plazas por ocupación

AÑO	MODELOS SEMILOGARÍTMICOS				MODELOS LINEALES			
	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye servicios (componentes principales, categoría, hotel y año)	(3) Incluye categoría hotel y años	(4) Incluye años	(1) Incluye servicios, categoría hotel y años	(2) Incluye servicios (componentes principales, categoría, hotel y año)	(3) Incluye categoría hotel y años	(4) Incluye años
1993	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994	100,5	100,3	100,8	99,2	98,1	97,8	98,1	95,3
1995	111,9	111,3	112,5	111,6	108,4	107,8	108,7	106,2
1996	116,7	115,8	117,5	117,3	112,4	111,5	112,6	110,2
1997	121,8	120,8	122,8	124,3	117,5	116,5	117,9	117,2
1998	126,6	125,6	128,2	129,9	122,3	121,5	123,3	122,5
1999	133,8	132,6	135,8	137,3	130,5	129,6	131,8	130,5
2000	164,7	162,4	168,0	181,1	162,0	159,6	163,1	171,4
2001	167,2	164,5	171,2	187,8	164,3	161,6	166,0	178,2
2002	167,0	164,6	170,5	182,8	164,2	161,6	165,3	173,6

En el caso de los modelos lineales, veamos, a título de ejemplo, cómo se construye el índice de Laspeyres. Sustituyendo [8] en [9], el índice de Laspeyres del período t en base $t - 1$ se puede expresar de la siguiente forma:

$$L_{t,t-1}^H = \frac{\sum_{m=1}^M \hat{p}_{mt,t-1} q_{mt-1}}{\sum_{m=1}^M p_{mt-1} q_{mt-1}} = \frac{\sum_{m=1}^M \left[\beta_{0t} + \sum_{k=1}^K \beta_{kt} z_{kmt-1} \right] q_{mt-1}}{\sum_{m=1}^M p_{mt-1} q_{mt-1}} \quad [21]$$

La estimación del numerador de [21] requiere la estimación previa del modelo [7] con datos del período t , para después predecir con estos datos el período $t - 1$, utilizando características (z_{kmt-1}) y cantidades (q_{mt-1}) del período $t - 1$. El denominador se obtiene directamente como una media de los precios ponderada por cantidades. Hemos considerado que la ponderación de cantidades más adecuada es el producto plazas por ocupación. Para la construcción de los índices de Paasche, se ha procedido de forma similar.

Veamos ahora cómo se construye el índice geométrico hedónico tipo Laspeyres (o Laspeyres-g) a partir de modelos semilogarítmicos. Tomando logaritmos en [13] y teniendo en cuenta [14], se obtiene el logaritmo del índice de Laspeyres-g:

$$\ln L_{t,t-1}^{gH} = \sum_{m=1}^M \left[\hat{\beta}_{0t} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{kt} z_{kmt-1} \right] S_{mt-1} - \sum_{m=1}^M \ln (p_{mt-1}) S_{mt-1} \quad [22]$$

Para la estimación del primer término del segundo miembro de [22] se han utilizado los coeficientes del modelo [12] del período t para predecir el período $t - 1$, utilizando características (z_{kmt-1}) y cantidades (S_{mt-1}) del período $t - 1$. Como puede verse, el segundo término es una media geométrica de los precios de los hoteles ponderada por valores. Hemos considerado que la ponderación de valores más adecuada es el producto plazas por precio por ocupación. Para la construcción de los índices de Paasche-g, se ha procedido de forma similar.

En los cuadros n.ºs 12 y 13 se han recogido índices hedónicos calculados a partir, respectivamente, de modelos semilogarítmicos y lineales sin ponderar. Por otra parte, los cuadros n.ºs 14 y 15 recogen índices hedónicos ponderados utilizando las ponderaciones señaladas anteriormente. Conviene tener presente que en todos los casos las regresiones hedónicas incluyen los servicios y la categoría del hotel.

En los resultados obtenidos es importante resaltar que los índices calculados para cada tipo de modelo están muy próximos entre sí, especialmente en los modelos en los que no se ha aplicado una regresión ponderada.

CUADRO N.º 12

**ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS SEMILOGARÍTMICOS
No ponderados**

AÑO	ÍNDICE DE LASPEYRES-G		ÍNDICE DE PAASCHE-G		ÍNDICE DE TÖRNQVIST	
	Base fija	Base encadenada	Base fija	Base encadenada	Base fija	Base encadenada
1993.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994.....	103,1	103,1	103,0	103,0	103,0	103,0
1995.....	112,8	112,7	112,4	112,5	112,6	112,6
1996.....	116,4	116,3	116,0	116,2	116,2	116,3
1997.....	120,3	120,1	119,6	119,9	119,9	120,0
1998.....	123,9	123,9	123,2	123,7	123,6	123,8
1999.....	129,8	129,3	128,6	129,1	129,2	129,2
2000.....	148,7	149,7	150,6	151,0	149,6	150,4
2001.....	154,2	154,8	156,0	156,2	155,1	155,5
2002.....	154,0	153,8	154,5	155,1	154,3	154,5

CUADRO N.º 13

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS LINEALES
No ponderados

AÑO	ÍNDICE DE LASPEYRES		ÍNDICE DE PAASCHE		ÍNDICE DE FISHER	
	Base fija	Base encadenada	Base fija	Base encadenada	Base fija	Base encadenada
1993.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994.....	101,6	101,6	101,5	101,5	101,5	101,5
1995.....	111,1	111,0	110,7	110,9	110,9	110,9
1996.....	114,9	114,8	114,5	114,7	114,7	114,8
1997.....	118,7	118,6	118,1	118,4	118,4	118,5
1998.....	122,6	122,5	122,1	122,4	122,3	122,5
1999.....	128,8	128,2	127,8	128,0	128,3	128,1
2000.....	151,1	152,1	153,3	153,5	152,2	152,8
2001.....	156,3	156,5	158,1	157,8	157,2	157,1
2002.....	156,0	155,6	156,6	156,9	156,3	156,2

CUADRO N.º 14

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS SEMILOGARÍTMICOS
Ponderación: plazas por precio por ocupación

AÑO	ÍNDICE DE LASPEYRES-G		ÍNDICE DE PAASCHE-G		ÍNDICE DE TÖRNQVIST	
	Base fija	Base encadenada	Base fija	Base encadenada	Base fija	Base encadenada
1993.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994.....	100,2	100,2	100,7	100,7	100,4	100,4
1995.....	111,4	111,4	112,3	112,3	111,8	111,8
1996.....	115,7	116,0	117,3	117,2	116,5	116,6
1997.....	120,4	121,1	122,3	122,4	121,4	121,7
1998.....	125,2	125,8	127,7	127,4	126,4	126,6
1999.....	133,1	132,8	135,3	134,7	134,2	133,7
2000.....	158,7	161,9	165,5	167,0	162,1	164,5
2001.....	164,0	164,1	168,0	169,8	166,0	166,9
2002.....	164,0	164,0	168,4	169,6	166,2	166,8

CUADRO N.º 15

ÍNDICES HEDÓNICOS CALCULADOS CON MODELOS LINEALES
Ponderación: plazas por ocupación

AÑO	ÍNDICE DE LASPEYRES		ÍNDICE DE PAASCHE		ÍNDICE DE FISHER	
	Base fija	Base encadenada	Base fija	Base encadenada	Base fija	Base encadenada
1993.....	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994.....	101,2	101,2	101,2	101,2	101,2	101,2
1995.....	112,8	112,7	112,5	112,6	112,7	112,7
1996.....	117,3	117,6	117,5	117,4	117,4	117,5
1997.....	122,8	123,1	122,6	122,8	122,7	122,9
1998.....	127,8	127,9	127,8	127,7	127,8	127,8
1999.....	135,9	135,1	135,2	134,7	135,6	134,9
2000.....	161,5	163,6	163,5	164,8	162,5	164,2
2001.....	166,8	166,7	166,6	167,9	166,7	167,3
2002.....	166,6	166,6	166,9	167,7	166,7	167,2

VI. CONCLUSIONES

En este apartado vamos a tratar de dos tipos de cuestiones en torno a los precios hedónicos. En un primer epígrafe analizaremos cómo los distintos procedimientos hedónicos «descuentan» los cambios de calidad de los cambios de precios. En un segundo epígrafe compararemos los precios hedónicos con el índice de los hoteles del índice de precios de consumo.

1. Tratamiento de la calidad en los precios hedónicos

Para ver el efecto del tratamiento de los cambios de calidad, hemos procedido a efectuar la descomposición, para los diferentes procedimientos hedónicos, de las variaciones totales de precios en tres componentes: debidas a la variación de servicios, debidas a la variación de categoría y debidas a variaciones «puras» de precios. Las dos primeras se deben a factores de calidad, aunque conviene diferenciar entre ellas por el siguiente motivo. Al elaborar índices

de precios tradicionales, el factor categoría del hotel puede controlarse perfectamente si se construyen índices de precios por categoría y después se obtiene un índice global. En cambio, es muy difícil, si no se aplican métodos hedónicos, descontar el efecto de las variaciones de servicios del hotel en las variaciones de precios.

En el cuadro n.º 16 se ha reflejado, para cada procedimiento, la descomposición de precios señalada (11). A la vista de este cuadro, se pueden extraer las siguientes conclusiones:

1) En los modelos semilogarítmicos, las variaciones puras de precios suponen menos del 80 por 100 de la variación total, siendo algo superior en los modelos lineales.

2) En los métodos directos, las variaciones debidas a los servicios son muy sensibles a si se aplican o no ponderaciones. En cambio, el tipo de ponderación que se aplica tiene menor incidencia en los resultados.

CUADRO N.º 16

DESCOMPOSICIÓN DE LAS VARIACIONES DE PRECIOS EN EL PERÍODO 1993-2002

	MODELOS SEMILOGARÍTMICOS			MODELOS LINEALES		
	Debidas a variación de servicios	Debidas a variación de categoría	Debidas a variaciones puras de precios	Debidas a variación de servicios	Debidas a variación de categoría	Debidas a variaciones puras de precios
Variables ficticias cada año:						
Sin ponderar	8,21	13,54	78,24	5,48	13,26	81,27
Plazas.....	5,15	20,25	74,60	2,86	14,99	82,15
Plazas por ocupación.....	5,49	20,33	74,18	3,08	14,95	81,98
Plazas por precio	4,33	15,22	80,45	1,49	7,55	90,97
Plazas por precio por ocupación	4,71	14,73	80,56	1,45	7,49	91,06
Variables ficticias años adyacentes:						
Sin ponderar	8,43	13,27	78,30	2,88	5,62	91,50
Ponderados.....	4,23	14,79	80,98	1,33	10,03	88,64
Índices hedónicos sin ponderar:						
Laspeyres base fija.....	8,93	13,54	77,52	6,92	16,14	76,95
Laspeyres base encadenada.....	8,07	13,40	78,53	6,05	16,14	77,81
Paasche base fija	7,78	12,82	79,39	6,34	15,42	78,24
Paasche base encadenada	7,78	12,82	79,39	6,34	15,42	78,24
Törnqvist/Fisher base fija	8,36	13,18	78,46	6,63	15,78	77,59
Törnqvist/Fisher base encadenada	7,93	13,11	78,96	6,20	15,78	78,03
Índices hedónicos ponderados:						
Laspeyres base fija.....	8,70	14,01	77,29	6,28	25,48	68,24
Laspeyres base encadenada.....	7,37	15,34	77,29	4,95	26,81	68,24
Paasche base fija	1,69	15,70	82,61	3,38	22,34	74,28
Paasche base encadenada	1,45	14,49	84,06	3,62	21,14	75,24
Törnqvist/Fisher base fija	5,21	14,86	79,93	4,83	23,90	71,27
Törnqvist/Fisher base encadenada	4,44	14,92	80,65	4,29	23,96	71,76

CUADRO N.º 17

ÍNDICES DE PRECIOS DE LOS HOTELES: IPC E ÍNDICES HEDÓNICOS

AÑO	ÍNDICE HOTELES IPC, INE	ÍNDICES HEDÓNICOS: MÉTODOS DIRECTOS				ÍNDICES HEDÓNICOS: MÉTODOS INDIRECTOS	
		Base fija		Base encadenada		Índice de Laspeyres	
		Incluye servicios, categoría hotel y años	Incluye categoría hotel y años	Incluye servicios, categoría hotel y años	Incluye categoría hotel y años	Base fija	Base encadenada
1993	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1994	103,6	101,6	102,2	101,3	101,9	101,6	101,6
1995	107,5	111,2	112,5	110,2	111,6	111,1	111,0
1996	116,5	115,3	116,8	114,0	115,7	114,9	114,8
1997	120,1	119,2	120,9	117,9	119,6	118,7	118,6
1998	127,5	123,4	125,3	122,2	124,1	122,6	122,5
1999	135,7	129,3	131,3	128,1	130,2	128,8	128,2
2000	150,1	156,1	159,9	156,3	159,8	151,1	152,1
2001	165,0	161,1	165,5	161,7	165,7	156,3	156,5

3) En los índices hedónicos sin ponderar calculados por métodos indirectos, las variaciones debidas a los servicios son muy estables y suponen en torno al 8 por 100 de la variación en los modelos semilogarítmicos y al 6,50 en los modelos lineales

4) En los índices hedónicos ponderados calculados por métodos indirectos, las variaciones debidas a los servicios en los índices de Laspeyres son mucho más importantes que en los índices de Paasche.

2. Índice de los hoteles: IPC y precios hedónicos

El INE ha elaborado, para el cálculo del IPC, una nueva base del año 2002. En el caso concreto de los hoteles, en esta nueva base han variado sustancialmente los procedimientos de cálculo, especialmente en lo que se refiere a los precios. En las bases anteriores, en la práctica se tomaba el precio de tarifa que regía en cada momento. Ahora, en la base 2002, se distinguen distintos precios.

Para realizar la comparación de los resultados de nuestro estudio con los datos del IPC del INE, hemos tomado el índice de precios de los hoteles del IPC para el período 1992 a 2001 con base 1992 = 100. Estos datos, una vez reconvertidos a base 1993, son los que figuran en la primera columna del cuadro n.º 17. Conviene tener en cuenta que el IPC base 1992 es un índice de Laspeyres de base fija. Según se desprende de las breves notas metodológicas del IPC, los precios se recogen de las publicaciones oficiales que edita anualmente el Ministerio de Comercio y Turismo, te-

niendo en cuenta las diferentes temporadas que se consideran a lo largo del año. Por otra parte, el personal de los Servicios Centrales del INE confirma mensualmente los precios mediante llamada telefónica a los establecimientos de la muestra. En consecuencia, el tipo de precios que se utiliza en el IPC en esta base coincide de forma sustancial con el que hemos utilizado en nuestro estudio. Para obtener el índice nacional del precio de los hoteles, el INE aplica un complejo sistema de ponderaciones según consumo que fue analizado en el trabajo de Uriel *et al.* (2001). En cualquier caso, en estas ponderaciones no parece que se tenga en cuenta el número de plazas o el valor de la facturación de cada uno de los hoteles de la muestra. Así pues, el índice del INE es, en líneas generales, equivalente a los que en nuestro estudio hemos denominado «sin ponderar».

Teniendo en cuenta lo anterior, hemos completado el cuadro n.º 17 con seis índices hedónicos, ninguno de los cuales está ponderado. De los índices obtenidos por métodos directos, se han incluido dos índices de base fija y dos de base encadenada. En cada uno de los casos se ha distinguido entre los que corrigen por servicios y categoría y los que corrigen solamente por categoría. Finalmente, y corrigiendo por categoría y por servicios, se ha incluido el índice de Laspeyres, tanto en base fija como en base encadenada.

Como puede verse, la evolución del índice de hoteles del IPC es muy similar a la de los índices obtenidos por métodos directos a partir de regresiones que incluyen la categoría, pero no los servicios, del hotel. Como cabría esperar, la categoría del hotel es un

factor que se controla en la construcción del índice de hoteles del IPC, pero, por supuesto, el factor que no se controla en la construcción del índice es el de los servicios que ofrece el hotel. La diferencia entre el índice del IPC y los índices de Laspeyres es de una cierta magnitud.

Como conclusión final, señalaremos que, en el caso de los hoteles, la corrección por cambios de calidad de los precios de los hoteles tiene un impacto considerable en el índice obtenido. Por ello, para reflejar de una manera más precisa la realidad, sería conveniente que el INE aplicara el enfoque hedónico en la elaboración de los índices de precios no solamente en productos de carácter tecnológico, sino también en ciertos servicios como pueden ser los servicios hoteleros.

NOTAS

(*) Este trabajo se ha beneficiado de una ayuda a la investigación financiada por la Fundación de las Cajas de Ahorros. En el caso de EZEQUIEL URIEL, este artículo también se ha beneficiado de estar enmarcado en los proyectos SEC2002-03375 y CTIDB/2002/209, del Ministerio de Ciencia y Tecnología y de la Generalitat Valenciana respectivamente. En el caso de JAVIER FERRI, se ha beneficiado de estar enmarcado en el proyecto SEC2002-00266, del Ministerio de Ciencia y Tecnología.

(1) El informe estima para EE.UU. que el sesgo alcista en el IPC es del orden de un 1,1 por 100 anual, del que 0,4 puntos corresponden al hecho de mantener fijas las ponderaciones, mientras que los restantes 0,7 se deberían a los cambios de calidad asociados a los nuevos productos introducidos periódicamente en el IPC.

(2) De hecho, el director de la oficina de precios de este organismo analiza en un artículo el problema de los posibles sesgos que pueden tener los índices de precios al consumo (ver MOULTON, 1996).

(3) Véanse, por ejemplo BOSKIN *et al.* (1998); ABRAHAM *et al.* (1998), DEATON (1998), y NORDHAUS (1998).

(4) En BOVER e IZQUIERDO (2001) se analizan los métodos hedónicos y las consecuencias de su aplicación en la Contabilidad Nacional.

(5) Con una finalidad distinta, también han utilizado el enfoque hedónico ESPINET *et al.* (2003) para analizar los precios de los hoteles.

(6) En TRIPLETT (1987) puede verse una exposición concisa, pero completa, de la fundamentación teórica de las funciones hedónicas.

(7) Cuando apliquemos las regresiones hedónicas al caso de los hoteles, cada hotel será considerado como si fuera un modelo, cuyo precio se puede observar en distintos momentos de tiempo

(8) Más adelante se analiza el problema de elección de la forma funcional.

(9) Muchos autores consideran que dos índices que gocen de la propiedad de ser superlativos deben estar muy próximos entre sí. Sin embargo, HILL (2000) considera que esta suposición no es correcta, pudiendo ocurrir que la diferencia entre dos índices superlativos sea superior a la que existe entre los índices de Laspeyres y Paasche. A la conclusión que llega Hill es la de que la teoría económica no resuelve por sí sola la elección del mejor índice superlativo. Para hacer esta selección, es necesario combinar el enfoque económico con el enfoque axiomático de los números índices.

(10) Denominamos a este índice tipo Laspeyres porque la estructura de las ponderaciones se corresponde con un índice clásico de Laspeyres, aunque se trata de una media geométrica en lugar de lineal.

(11) Para elaborar el cuadro n.º 16 se ha utilizado, en el caso de los métodos directos, la información recogida en anteriores cuadros. En el caso de los métodos indirectos, se han estimado también modelos hedónicos en los que se incluía solamente la categoría y el año, o solamente el año.

BIBLIOGRAFÍA

- ABRAHAM, Katharine G.; GREENLEES, John S., y MOULTON, Brent R. (1998), «Working to improve the consumer price index», *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1): 27-36.
- BERNDT, E. R. (1991), *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Reading, MA., Addison Wesley.
- BOSKIN, M. J.; DULBERGER, E. R.; GORDON, R. J.; GRILICHES, Z., y JORGENSEN, D. W. (1996), «Towards a more accurate measure of the cost of living», *Final Report to the U.S. Senate Finance Committee*, Washington, DC.
- (1998), «Consumer prices in the consumer price index and the cost of living», *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1): 3-26.
- BOVER, O., y IZQUIERDO, M. E. (2001), *Ajustes de calidad en los precios: Métodos hedónicos y consecuencias para la Contabilidad Nacional*, Banco de España, Servicio de Estudios, n.º 70.
- BOVER, O., y VELLILLA, P. (2001), *Precios hedónicos de la vivienda sin características: El caso de las promociones de viviendas nuevas*, Banco de España, Servicio de Estudios, n.º 73.
- COURT, A. T. (1939), «Hedonic price indexes with automotive examples», en *The Dynamics of Automobile Demand*, General Motors Corporation: 99-117, Nueva York.
- DEATON, A. (1998), «Getting prices right: What should be done?», *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1): 37-46.
- DIEWERT, W. E. (1976), «Exact and superlative index numbers», *Journal of Econometrics*, 4: 114-145.
- (1992), «Exact and superlative welfare change indicators», *Economic Inquiry*, 30: 565-582.
- (2002), «Hedonic regressions: A review of some unresolved issues», mimeo, Department of Economics, University of British Columbia.
- (2003), «Hedonic regressions: A consumer theory approach», en FEENSTRA, R. C., y SHAPIRO, M. D. (eds.), *Scanner Data and Price Indexes*, *Studies in Income and Wealth*, vol. 64: 317-348, Chicago, The University of Chicago Press.
- EPPLE, D. (1987), «Hedonic prices and implicit markets: Estimating demand and supply functions for differentiated products», *Journal of Political Economy*, 95: 59-80.
- ESPINET, J. M.ª; SAEZ, M.; COENDERS, G., y FLUVIA, M. (2003), «The effect on prices of the attributes of holiday hotels: A hedonic prices approach», *Tourism Economics*, 9 (2): 165-177.
- FEENSTRA, R. C. (1995), «Exact hedonic price indices», *Review of Economics and Statistics*, 77: 634-654.
- FIXLER, D., y ZIESCHANG, K. (1992), «Incorporating ancillary measures of processes and quality change into a superlative productivity index», *Journal of Productivity Analysis*, 2: 245-267.
- GRILICHES, Z. (1961), «Hedonic price indexes for automobiles: An econometric analysis of quality change», en *The Price Statistics of the Federal Government*: 173-196, NBER Staff Report, n.º 3, General Series, n.º 73, Nueva York, NBER.
- HILL, R. J. (2000), «Superlative index numbers: Not all of them are super», School of Economics, University of New South Wales, Sydney 2052, Australia.

<p>INE (2002), <i>Índice de precios de consumo. Base 2001. Metodología</i>, Madrid.</p> <p>IZQUIERDO, M., y MATEA, M.^a de los Llanos (2001), <i>Precios hedónicos para ordenadores personales en España durante la década de los años noventa</i>, Banco de España, Servicio de Estudios, n.º 74.</p> <p>IZQUIERDO, M.; LICANDRO, O., y MAYDEU, A. (2001), <i>Mejoras de calidad e índices de precios del automóvil en España</i>, Banco de España, Servicio de Estudios, n.º 72.</p> <p>KONÚS, A. (1924), «The problem of the true index of the cost of living», Traducido en <i>Econometrica</i>, 7 (1939): 10-29.</p> <p>MOULTON, B. R. (1996), «Bias in the consumer price index. What is the evidence?», <i>Journal of Economic Perspectives</i>, vol. 10, n.º 4: 159-177.</p> <p>— (2001), «The expanding role of hedonic methods in the official statistics of the United States», <i>Proceedings of a Symposium on Hedonic Methods</i>, Deutches Bundesbank and German Federal Statistical Office, Wiesbaden, junio.</p> <p>NACIONES UNIDAS (1993), <i>System of National Accounts</i>, International Monetary Fund, Commission of the European Communities, Organization for Economic Co-Operation and Development, World Bank, United Nations, Nueva York.</p> <p>NORDHAUS, W. D. (1998), «Quality change in price indexes», <i>Journal of Economic Perspectives</i>, 12 (1): 59-68.</p> <p>OIT (2004), «Draft of the manual on consumer price indices», en colaboración con el FMI, la OCDE, Eurostat, la Comisión Económica de las Naciones Unidas para Europa y el Banco Mundial, Ginebra.</p>	<p>ROSEN, S. (1974), «Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition», <i>Journal of Political Economy</i>, 82: 34-55.</p> <p>SCHULTZE, C. L., y MACKIE, C. (eds.) (2002), <i>At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of Living and Price Indices</i>, Washington DC, National Academy Press.</p> <p>SILVER, M. (2002), «The use of weights in hedonic regressions: The measurement of quality adjusted price changes», <i>mimeo</i>, Cardiff Business School, Cardiff University.</p> <p>SILVER, M., y HERAVI, S. (2004), «Hedonic price indexes and the matched models approach». <i>The Manchester School</i>, 72: 24-49.</p> <p>STONE, R. (1954), <i>The Measurement of Consumer Behaviour and Expenditure in the United Kingdom, 1920-1938</i>, vol.1, Studies in the National Income and Expenditure of the United Kingdom (con la colaboración de ROWE, D. R.; CORLETT, W. J.; HURSTFIELD, R., y POTTER, M.), Cambridge University Press.</p> <p>— (1956), <i>Quantity and Price Indexes in National Accounts</i>, OCDE, Paris.</p> <p>TRIPLETT, J. E. (1987), «Hedonic functions and hedonic indexes», en <i>The New Palgrave: A Dictionary of Economics</i>, EATWELL, J.; MILGATE, M., y NEWMAN, P. (eds.): 630-634, Londres, Macmillan.</p> <p>TURESPAÑA (2002), <i>Guía Oficial de Hoteles</i>, Secretaría de Estado de Comercio y Turismo, Ministerio de Economía.</p> <p>URIEL, E.; MONFORT, V.; FERRI, J., y FERNÁNDEZ DE GUEVARA, J. (2001), <i>El sector turístico en España</i>, 478 páginas, CAM, Alicante.</p> <p>WAUGH, F. W. (1928), «Quality factors influencing vegetable prices», <i>Journal of Farm Economics</i>, 10 (2): 185-196.</p>
--	--