

# MEJORAS DE CALIDAD E ÍNDICES DE PRECIOS DEL AUTOMÓVIL EN ESPAÑA

Mario Izquierdo, Omar Licandro  
y Alberto Maydeu

# MEJORAS DE CALIDAD E ÍNDICES DE PRECIOS DEL AUTOMÓVIL EN ESPAÑA

Mario Izquierdo, Omar Licandro  
y Alberto Maydeu

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red INTERNET en la dirección <http://www.bde.es>.

ISSN: 0213-2699

ISBN: 84-7793-757-5

Depósito legal: M. 35104-2001

Imprenta del Banco de España

## ÍNDICE

	<u>Páginas</u>
INTRODUCCIÓN.....	7
I. ÍNDICES DE PRECIOS.....	9
II. REGRESIONES HEDÓNICAS E ÍNDICES DE CALIDAD .	17
III. ÍNDICES DE CALIDAD.....	21
IV. REGRESIONES HEDÓNICAS.....	29
IV.1. Estrategias de estimación .....	29
IV.2. Resultados .....	30
V. CONCLUSIONES.....	39
BIBLIOGRAFÍA .....	41

## INTRODUCCIÓN (1)

Los dos objetivos principales de este estudio son: a) medir las mejoras de calidad de las que se ha beneficiado el automóvil en España, y b) estimar el sesgo de calidad del índice de precios del automóvil publicado por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Para medir las mejoras de calidad en un bien como el automóvil, es necesario disponer de un amplio conjunto de información sobre sus características o «indicadores» de calidad. Cuanto mayor sea este conjunto, mejor será nuestra aproximación al problema de los cambios de calidad. Como es bien sabido en la literatura sobre regresiones hedónicas (2), estos indicadores tienden a estar altamente correlacionados. Los coches de alta gama son, en general, muy sofisticados, en tanto que, en el otro extremo, los coches de baja gama disponen de un equipamiento básico. Por este motivo, el valor de cada uno de los indicadores difícilmente podrá ser identificado mediante la estimación de regresiones hedónicas, pues las estimaciones puntuales de estos valores están, en general, sesgadas y son muy inestables. En consecuencia, las regresiones hedónicas tradicionales no proporcionan una medida precisa del valor de la calidad de un bien. Por dicho motivo, en esta literatura, se prefiere estimar las mejoras de calidad de forma residual. Aún más importante, se prefiere utilizar un número reducido de indicadores, lo que puede llevar a una valoración imprecisa de las mejoras de calidad (por omisión de variables importantes), cuando no a una infravaloración.

En este trabajo, proponemos una metodología alternativa para la estimación de regresiones hedónicas, inspirada en Arévalo (2001) y en las

---

(1) Los autores quieren expresar su agradecimiento al Banco de España, por su apoyo financiero; al Instituto de Estudios de Automoción (IEA), y en particular a M. Aguilar y M. Moreno, por los datos proporcionados, y, finalmente, a los autores O. Bover, N. Lado y P. L'Hotellerie, por sus comentarios, así como a los participantes en los seminarios de FEDEA y del Banco de España. Los juicios emitidos en este trabajo son responsabilidad única de los autores.

(2) Un resumen de esta literatura se encuentra en Bover e Izquierdo (2001). Las aplicaciones de referencia al automóvil son Court (1939), Griliches (1971) y Gordon (1990). Una discusión teórica interesante se encuentra en Diewert (2001).

ideas no publicadas del profesor Javier Ruiz-Castillo. La propuesta de Arévalo y Ruiz-Castillo consiste en agrupar a los indicadores en un índice de calidad, su primer componente principal, que sustituya a los indicadores en la regresión hedónica. Esta metodología elimina los problemas de colinealidad, apuntados anteriormente, y permite una estimación precisa del valor de la calidad. Sin embargo, el índice así obtenido puede ser, en general, de difícil interpretación, sobre todo cuando se dispone de un gran número de indicadores. La metodología propuesta en este trabajo consiste en clasificar a los «indicadores» en «subíndices» que reflejen diferentes aspectos de la calidad, para, luego, agrupar los subíndices en un índice general de calidad. El análisis estadístico de los datos permite determinar la organización de los indicadores en subíndices, para, después, estimar el peso de cada indicador en el subíndice correspondiente y los pesos de cada subíndice en el índice general de calidad. Finalmente, el valor de la calidad se estima mediante una regresión hedónica, en la que el índice general se utiliza como regresor. Esta metodología permite trabajar con un número elevado de indicadores, que se puede reducir a un único índice de calidad de más fácil interpretación, lo que resuelve los problemas de colinealidad presentes en las regresiones hedónicas tradicionales. En consecuencia, la calidad del automóvil se puede medir mediante un índice de fácil interpretación, y su precio, así como su evolución en el tiempo, puede ser estimado con precisión estadística. Todo ello permite cuantificar el valor de las mejoras de calidad de una forma fácilmente interpretable.

El resto del trabajo se organiza en cinco capítulos. En el primero, se construye un índice de precios del automóvil en España siguiendo, en la medida de lo posible, la metodología del INE en la elaboración del IPC de automóviles. El segundo plantea la estimación de la regresión hedónica tradicional y propone la estimación alternativa basada en la utilización de un índice general de calidad del automóvil. En el tercero, se detalla la construcción de este índice de calidad. El cuarto, se dedica a presentar los resultados empíricos obtenidos en las diferentes regresiones hedónicas y, finalmente, en el quinto, se resumen las principales conclusiones.

## ÍNDICES DE PRECIOS

Para llevar adelante este trabajo, disponemos de una base de datos mensuales sobre automóviles vendidos en España entre enero de 1997 y diciembre del 2000. Los datos fueron recogidos por el Instituto de Estudios de Automoción (IEA), y contienen información sobre 48 marcas de automóviles, y alrededor de 300 modelos de turismos y todoterrenos, desagregados en unas 5.000 versiones. En promedio, hay 6 modelos por marca y 17 versiones por modelo. En los ficheros originales, para cada versión, se dispone de información sobre el precio de catálogo y 26 características. Las matriculaciones, sin embargo, están disponibles por modelo, razón por la cual, la unidad básica de información de este estudio es el «modelo» (1).

Una de las ventajas de nuestra base de datos, respecto a los datos que utiliza el INE, es que nosotros disponemos de precios y cantidades (matriculaciones) para todos los modelos vendidos en el mercado español durante el período en estudio. En términos estadísticos, disponemos de información sobre la «población» de turismos y todoterrenos (aunque, obviamente, esta información está medida con error). Es posible, pues, construir un índice de precios del automóvil que resulte de agregar los precios de todas las versiones vendidas en España durante el período en estudio. El INE, en cambio, construye su índice de precios a partir de una muestra extraída de esta población. Dado que pretendemos estimar el sesgo de calidad en el índice de precios del INE, nuestra primer tarea es replicar, con nuestros datos, una serie de precios del automóvil similar a la publicada por este.

---

(1) En la agrupación de versiones por modelos hemos optado por distinguirlos según el tipo de motor (a gasolina o diesel). Por ejemplo, al Renault Megane corresponden dos modelos, uno con motor a gasolina y otro con motor diesel.

La metodología del INE, para la confección del índice de precios del automóvil nuevo, sigue los siguientes criterios (2):

1. La toma de precios está centralizada a nivel nacional, y la información se obtiene de revistas especializadas o de consultas a las empresas del sector. Los precios son, al igual que en nuestra base de datos, de «catálogo».
2. Se define una serie de segmentos en función del precio del coche (utilitarios, medios, berlinas, etc.), y dentro de cada segmento se siguen los precios de los modelos más vendidos. Estos modelos representan alrededor de un 80 % de las ventas totales.
3. Para cada modelo, se sigue una única versión (normalmente, la más vendida), sin distinguir entre coches con motor diesel o a gasolina.
4. El índice de precios del automóvil es una media de los cambios en los precios de los modelos, ponderada por las unidades vendidas anualmente. Estas ponderaciones se revisan cada año.
5. Ajustes por cambios en la calidad. Junto con el precio, se dispone de información sobre un conjunto de características del automóvil (según revistas especializadas). Cuando se observa un cambio en alguna de las características, o en el precio de venta del vehículo, se consulta al fabricante para que este valore el cambio, valoración que se utiliza luego para corregir el precio. Cuando una característica, que se ofrecía como «opción», pasa a ofrecerse «de serie», el precio de la opción puede utilizarse como una valoración del cambio. En algunos casos, se utiliza la variación del precio medio de las versiones del modelo.

A partir de los datos del IEA, hemos construido una serie de precios que agrega las variaciones de precios de todas las versiones de coches vendidas entre enero de 1997 y diciembre de 2000. Para confeccionar dicho índice, hemos operado de la forma siguiente:

1. Para cada modelo, hemos construido una media simple de las variaciones de precios, respecto al mes anterior, de todas aquellas versiones que se encuentran simultáneamente en ambos períodos. Este índice representa la inflación mensual del modelo.

---

(2) La serie de precios del automóvil publicada por el INE contiene, además, una serie de precios de coches de ocasión. Lamentablemente, el INE no publica ni el peso de los coches de segunda mano en el índice, ni las series de precios correspondientes a coches nuevos y usados.



2. Los cambios en el índice de precios de los diferentes modelos los hemos agregado en un índice de inflación del automóvil, utilizando los pesos siguientes: para cada mes, el peso de las ventas del modelo en el total de unidades vendidas durante el año anterior. Dado que no disponemos de información para 1996, hemos utilizado las ventas de 1997 para ponderar los meses de ese año.

El criterio seguido para la construcción del índice de precios del automóvil es similar al criterio conocido como *matching-model* (3). Cuando una versión deja de comercializarse, sale de la muestra y afecta al índice, por última vez, el mes anterior al de su salida. Por otra parte, una nueva versión afecta al índice, por primera vez, el mes posterior al de su entrada (al no disponerse de un precio para el mes anterior). Cuando las mejoras de calidad solo se introducen a través de nuevas versiones, y el valor de estas mejoras se incorpora en sus precios, entonces un índice del tipo *matching-model* corrige las mejoras de calidad. Veamos un ejemplo. Supongamos que una marca ha estado comercializando una única versión de un modelo, a un mismo precio, durante los últimos meses, y decide sustituirla por una nueva versión, de mayor calidad y mayor precio, cuyo precio mantendrá constante durante los próximos meses. Además, ambas versiones se comercializan conjuntamente durante algunos meses. Dado que ninguna de las dos versiones ve aumentar su precio, el cambio de precio del modelo es cero, calculado según el punto 1 anterior. Por lo tanto, toda mejora de calidad que se introduzca a través de una nueva versión, no está reflejada en un índice de precios del tipo *matching-model*.

Sin embargo, este criterio de medición de un índice de precios no corrige todas las mejoras de calidad posibles. Por ejemplo, si la nueva versión se vende al mismo precio que la precedente, el precio del modelo, corregido por la calidad, debería disminuir. Sin embargo, un índice del tipo *matching-model* reflejará que el precio se ha mantenido constante. En ese sentido, este tipo de índice no es capaz de corregir completamente el sesgo de calidad en los precios. Por otra parte, muchas de las mejoras de calidad se introducen cambiando las características de las versiones existentes, en cuyo caso, el índice que proponemos es incapaz de corregirlas. En nuestra base de datos, un 25 % de las versiones sufren al menos un cambio en sus características durante el período muestral, aunque menos de la mitad de estos cambios van acompañados de un aumento en el precio.

Para corregir los cambios de calidad que se producen a nivel de versión, utilizamos dos índices de precios del automóvil alternativos, que in-

---

(3) Ver, por ejemplo, la discusión en Aizcorbe *et al.* (2000).

tentan reproducir los criterios seguidos por el INE (4). En los dos casos, la corrección propuesta solo modifica la forma de cálculo de la variación del precio de la versión descrita en el punto 1 anterior. Los criterios seguidos son los siguientes:

1. Serie de precios corregida. Para aquellas versiones en las que se observa que una característica pasa a incluirse como «de serie», y para la que se dispone del precio de la «opción» (casos del *airbag*, el aire acondicionado, el ABS, los elevalunas eléctricos, el cierre centralizado, el tipo de ajuste del volante, la pintura metalizada, los asientos de cuero, los asientos abatibles y el ordenador de abordo), se suma el precio de la opción al precio del vehículo correspondiente al mes anterior. La variación del precio de la versión se calcula a partir de este precio corregido.
2. Serie de precios parcialmente corregida. Para aquellas versiones en las que se observa un aumento del precio, de un mes al siguiente, de al menos un 4 %, se verifica si alguna característica pasa a incluirse como «de serie». Solo en este caso, se procede como en el punto anterior.

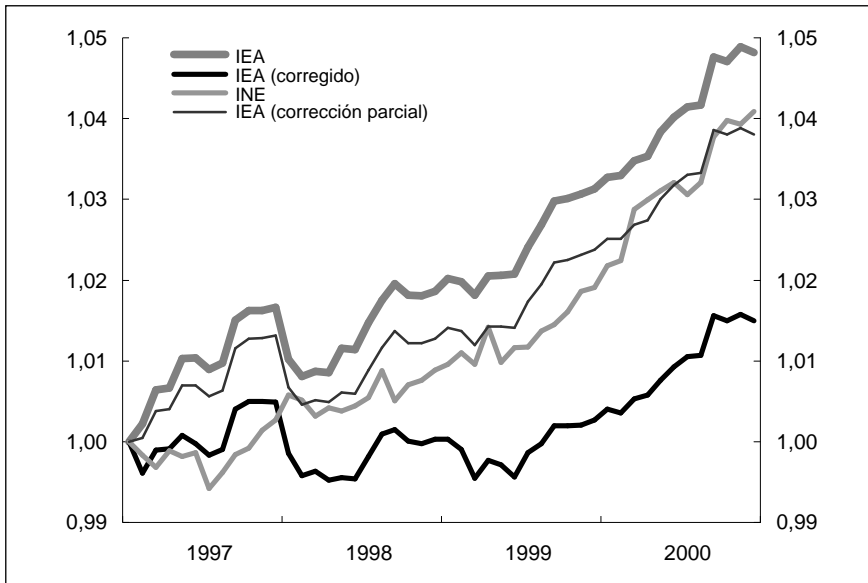
El gráfico I.1 compara las series obtenidas a partir de los datos del IEA con la serie de precios del automóvil publicada por el INE. En primer lugar, debemos destacar que nuestra serie de precios (sin corregir) tiene un perfil muy similar a la serie del INE, a excepción del año 1997, para el cual no disponemos de pesos equivalentes a los utilizados por este (5). Nuestro índice de precios (sin corregir) crece al 1,21 % anual entre enero de 1997 y diciembre del 2000, en tanto que el índice del INE crece al 1,03 %. Podemos deducir, pues, que el INE realiza correcciones de calidad de poca importancia (menos del 0,2 % anual). En segundo lugar, cuando corregimos todos los cambios de calidad para los que disponemos de un precio (según el punto 1 anterior), observamos que el precio del automóvil apenas aumenta el 0,38 % anual. Finalmente, cuando estas correcciones solo se aplican a aquellas versiones que han visto subir su precio en al menos un 4 %, de un mes al siguiente, la inflación corregida del automóvil es muy similar a la calculada por el INE. Como consecuencia de lo comentado anteriormente, y con el objeto de medir el sesgo de calidad en el índice de precios del automóvil del INE, tomaremos

---

(4) Una alternativa, para la construcción de un índice del tipo *matching-model*, sería la siguiente: considerar todo cambio en las características de una versión como la introducción de una nueva versión. En este caso, no sería necesario introducir ninguna corrección del precio de las versiones, pues, según la definición alternativa de versión, esta nunca cambia de características. Esta alternativa no ha sido considerada en este trabajo.

(5) Cabe recordar que para 1997 hemos utilizado como pesos, las ventas del año, mientras que el INE utiliza las ventas de 1996. Para los otros tres años, seguimos el mismo criterio que el INE, es decir, ponderamos cada versión por las ventas del año anterior.

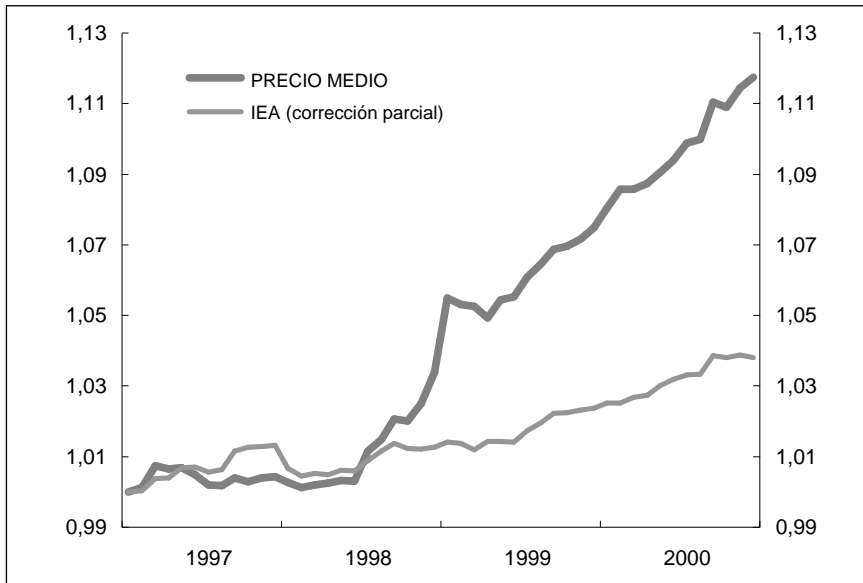
**ÍNDICES DE PRECIOS DEL AUTOMÓVIL**  
(Enero de 1997 = 1)



como serie de precios de referencia la serie de precios parcialmente corregida (punto 2 anterior).

En relación con las correcciones propuestas, caben dos últimos comentarios. Primero, en nuestra base de datos no disponemos de precios para todos los cambios de características. Por dicho motivo, las correcciones que imputamos a los cambios de calidad observados son parciales. En segundo lugar, el precio de la «opción» es de esperar que sobreestime el valor de la característica, cuando esta pasa a ser «de serie». Cuando una característica se incluye como «de serie», pasa a ser comprada por todos los individuos que adquieren el vehículo, muchos de los cuales, probablemente, hubieran decidido no incluirla si su precio fuera el de la «opción». De ahí que, cuando una característica se generaliza, su precio se reduce, pues este viene dado por la valoración que le asigna el consumidor marginal. Sin embargo, no debemos confundir esta sobreevaluación del precio de la «opción» con la reducción de costes de la que puede beneficiarse el productor, sea por la acumulación de experiencia en la producción de una cierta característica (efecto aprendizaje), o porque al ofrecerla de serie, la escala de la producción aumenta (efecto de escala). Esta reducción de costes es la que posibilita la mejora de calidad, a través de la generalización de una cierta característica. Pero, el

**PRECIO MEDIO E ÍNDICE DE PRECIOS**  
(Enero de 1997 = 1)



valor de la mejora viene dado por la utilidad que los individuos obtienen de ella y no por una reducción de su coste de producción.

Finalmente, corresponde hacer una precisión sobre la relación entre mejoras de calidad e índices de precios. Como se puede observar en el gráfico I.2, el precio medio de los turismos vendidos en España ha crecido más que nuestro índice de precios del automóvil (6). ¿Por qué? Todo índice de precios compara la evolución de los precios de una cesta de bienes a pesos (cantidades vendidas) dados, pues lo que este pretende es medir la evolución del coste de dicha cesta. Un precio medio, sin embargo, no es un índice de precios, y cambia no solo cuando cambian los precios, sino que también lo hace cuando cambia la composición de la cesta de consumo. En este caso, un aumento del precio medio refleja una mejora en la calidad media de los vehículos vendidos, debido a un corrimiento de la demanda. En este sentido, la diferencia observada en el gráfico I.2, entre el precio medio y nuestro índice de precios de referencia, mide un aumento en la calidad media, debido a un desplazamiento

(6) El precio medio ha sido calculado como la media ponderada de los precios de todos los modelos, utilizando como pesos a las unidades vendidas durante el año anterior. Para 1997 utilizamos los pesos del año.

to de la demanda hacia coches de gama superior. Por lo tanto, podemos decir que el desplazamiento de la demanda de automóviles, hacia coches de gama superior, ha aumentado la calidad media de los automóviles vendidos en España en un 1,9 % anual desde enero de 1997 a diciembre de 2000. Por la propia definición de un índice de precios, este componente de la calidad ha sido corregido por el INE.

## II

### REGRESIONES HEDÓNICAS E ÍNDICES DE CALIDAD

En este capítulo, presentamos la especificación de las regresiones hedónicas y de los índices de calidad estimados en este trabajo. Disponemos de información sobre indicadores de calidad del automóvil y utilizamos el índice  $i$  para referirnos a uno cualquiera de estos indicadores. La letra  $j$  denota a uno de los  $J$  modelos de automóviles que observamos. Los modelos están agrupados por marcas, y utilizamos la letra  $m$  para referirnos a una de las  $M < J$  marcas. Para cada modelo  $j$  disponemos de datos  $x_t^{ij}$  sobre el indicador  $i$  en el período  $t$ ;  $x_t^{ij}$  es, en nuestra base de datos, la media sobre versiones de las características continuas y la frecuencia de las características discretas. La variable  $p_t^j$  representa el (logaritmo del) precio de catálogo del modelo  $j$ .

Una regresión hedónica tradicional resulta de estimar los parámetros de la siguiente especificación (1):

$$p_t^j = p_t + \underbrace{p^d D^{dj}}_{\text{valor del diesel}} + \underbrace{p^m D^{mj}}_{\text{valor de la marca}} + \underbrace{p^n n_t^j}_{\text{valor de la variedad}} + \underbrace{\sum_i x_t^{ij}}_{\text{valor de la calidad}} + \epsilon_t^j \quad [1]$$

donde los coeficientes representan los precios de las características (2). La *dummy*  $D^{dj}$  adopta el valor uno, si el modelo utiliza un motor diesel, y

---

(1) Hemos optado por una especificación semilogarítmica de la regresión hedónica. Las estimaciones de algunas especificaciones logarítmicas (en las que sustituimos a las variables continuas por su logaritmo) han arrojado resultados similares a los que se presentan en el capítulo V, en lo que respecta a la estimación del índice de precios corregido por mejoras en la calidad.

(2) Por simplicidad, no se hace explícito aquí que estos precios pueden tener variación temporal. Más adelante, veremos como, en una primera regresión para el período completo, se supone que los precios no varían a lo largo del tiempo, para después relajar este supuesto permitiendo, primero, que varíen para cada par de períodos y, posteriormente, que presenten variación mensual en estimaciones realizadas para cada período.

el parámetro  $p^d$  mide el valor de disponer de este tipo de motor.  $D^{mj}$  es una *dummy* que adopta el valor uno para la marca a la que pertenece el modelo, en tanto que el coeficiente  $p^m$  representa el precio de la marca. La variable  $n_t^j$  representa el número de versiones ofrecidas del modelo  $j$  en  $t$ , y su valor viene dado por el coeficiente  $p^n$  (3).  $\epsilon_t^j$  es una perturbación aleatoria que se supone iid, tanto entre modelos como longitudinalmente.  $P_t$  es el coeficiente asociado a la *dummy* temporal  $t$  (que es uno, si la observación corresponde al período  $t$ , y cero, en caso contrario) y representa el precio medio del automóvil en  $t$ , después de deducir el valor que los consumidores asignan al tipo de motor (a gasolina o diesel), a la marca, a la variedad de versiones ofrecidas y a la calidad del modelo. Finalmente,  $\beta_i$  representa el precio del indicador de calidad  $i$ . Dado que, en general, existe una alta colinealidad entre los indicadores, este tipo de especificación presenta serios problemas de estimación, en particular las estimaciones de los precios de los indicadores están sesgadas y suelen ser poco significativas y muy volátiles.

En este trabajo proponemos una metodología alternativa, que parte de agrupar a los indicadores en subíndices de calidad y estos en un índice general de calidad, que luego utilizamos en la regresión hedónica. Para ello, suponemos que la calidad del automóvil se puede descomponer en  $H < I$  subíndices, y utilizamos la letra  $h$  para referirnos a uno de esos subíndices. El subíndice de calidad  $h$  se define como

$$Q_t^{hj} = \sum_{i \in I^h} \beta_i x_t^{ij} \quad [2]$$

donde  $I^h$  es el subconjunto de indicadores que pertenecen al subíndice  $h$  y  $\beta_i$  representa el peso del indicador  $i$  en el subíndice. A su vez, el índice general de calidad se define como

$$Q_t^j = \sum_{h \in H} \beta^h Q_t^{hj} \quad [3]$$

donde  $\beta^h$  representa el peso del subíndice  $h$  en el índice general de calidad.

Finalmente, el precio de cada modelo puede escribirse como

$$p_t^j = p_t + \underbrace{p^d D^{dj}}_{\text{valor del diesel}} + \underbrace{p^m D^{mj}}_{\text{valor de la marca}} + \underbrace{p^n n_t^j}_{\text{valor de la variedad}} + \underbrace{p^q Q_t^j}_{\text{valor de la calidad}} + \epsilon_t^j \quad [4]$$

---

(3) Al agrupar los datos por modelos, perdemos información sobre la capacidad, que tienen los consumidores, de elegir entre diferentes versiones de un mismo modelo. Por dicho motivo, hemos creado la variable «número de versiones» de un modelo, que es un indicador de las posibilidades de diversificación que la marca ofrece a los compradores.

donde  $p^q$  es el precio del índice de calidad.  $\epsilon_i$  es una perturbación aleatoria que se supone iid, tanto entre modelos como longitudinalmente.

Nótese que  $p^q$   $\beta_i$  podría ser considerado como una medida del precio del indicador  $i$ , o de la contribución de este indicador al precio del automóvil. Sin embargo, en tanto puede existir una alta correlación entre los indicadores  $y$ , eventualmente, entre los subíndices, los pesos estimados no reflejan, necesariamente, la contribución directa (económica) del indicador a la calidad. Si la correlación es muy alta, un indicador puede estar captando la contribución de otros indicadores a la calidad, incluso la contribución de algunos indicadores omitidos, con los que esté altamente correlacionado. En consecuencia, si bien es posible obtener una medida de la contribución de cada indicador a la calidad, debemos ser muy cuidadosos en su interpretación.



### III

## ÍNDICES DE CALIDAD

La elaboración, para el automóvil, de subíndices de calidad [2] y del índice de calidad [3] requiere diversas decisiones estratégicas:

1. Del conjunto de características existentes en la base de datos, se debe seleccionar un conjunto de indicadores de calidad a partir de los cuales elaborar el índice.
2. Se debe seleccionar un período base (un mes, en nuestro caso) en el que estimar los coeficientes de los índices de calidad, los que se asumen invariantes a lo largo de todo el período muestral.
3. Se debe seleccionar el número de subíndices de calidad.
4. Se debe adoptar un criterio de reducción de la dimensionalidad. En este trabajo hemos optado por crear índices de calidad como combinaciones lineales, con máxima variabilidad, de los indicadores (componentes principales).

A partir de las 26 características observadas, se construyeron 35 indicadores, de los que se retuvieron finalmente 18 para construir los índices de calidad. Los 17 indicadores restantes, tal como se detalla en el cuadro III.1, fueron descartados por alguno de los siguientes motivos:

1. No presentan una mejora a lo largo del tiempo. En este caso, aunque el indicador podría ser un indicador válido de un índice de calidad, no es necesario incluirlo como indicador de un índice de mejoras de calidad, el objetivo principal de este estudio (1).

---

(1) De los indicadores excluidos por este motivo, únicamente la velocidad máxima del automóvil presenta un comportamiento decreciente durante el período de estudio. El resto de indicadores excluidos presentan un comportamiento relativamente estable.

## INDICADORES NO INCLUIDOS EN EL ANÁLISIS

<i>Indicador</i>	<i>Etiqueta</i>	<i>Motivo</i>
cilin	cilindrada	1
veloc	velocidad máxima	1
malet	capacidad maletero	1
pma	peso máximo autorizado	1, 2
vacío	peso vacío	2
cierre	cierre centralizado	1
vola	ajuste del volante manual	4
volae	ajuste del volante eléctrico	3
airbag	airbag pasajero	2
alarmn	alarma normal	1, 3
alarmp	alarma per/volu	1, 3
alarmpm	alarma perimétrica	1, 3
alarmr	alarma remota	1 (diesel), 3
alarmv	alarma volumétrica	3
tipop	pintura metalizada	1, 3
cuero	asientos de cuero	3
asiab	asientos abatibles	1
turbo	turbo	1 (gasolina)

2. Tienen excesivos datos «ausentes». Para ciertos modelos, incluso para ciertas marcas, no existe información en la base de datos acerca de algunos indicadores. Cuando la inclusión de algún indicador conlleva la eliminación de una marca o de un modelo con un alto volumen de ventas, este indicador se excluye del análisis (2).
3. Corresponden a una característica muy infrecuente. Algunos indicadores reflejan una característica que, siendo un buen indicador de incrementos de calidad, aparece únicamente en un porcentaje muy bajo del total de los automóviles vendidos (esencialmente en aquellos modelos de gama más alta). En este caso, el indicador no es representativo del mercado de automóviles considerado, sino únicamente de un segmento del mismo.

(2) En algunos casos, no se dispone de información sobre un indicador para alguno o algunos meses, pero sí para los meses anteriores o posteriores. En estos casos, hablaremos de «valores perdidos», para los cuales hemos utilizado diferentes métodos de imputación.

## INDICADORES DE CALIDAD SELECCIONADOS

<i>Indicador</i>	<i>Etiqueta</i>	<i>Indicador</i>	<i>Etiqueta</i>
volumen	volumen de modelo	elevt	elevelunas trasero
cv	caballos	airba	airbag conductor
consu	consumo en litros/100 Km	airba2	airbag doble
acele	aceleración (seg. de 0-100 Km/h)	abs	ABS
direc	dirección asistida	cierrer	cierre centralizado remoto
aire	aire acondicionado	orden	ordenador
elevd	elevelunas delantero	llandal	llantas de aleación
		airec	climatizador

4. No presentan una relación empírica con el resto de los indicadores. En este caso, si se obtiene un único índice de calidad, este indicador tendrá peso cero en el índice. Por el contrario, si se utilizan varios subíndices, será necesario incluir un subíndice únicamente para este indicador.

En el cuadro III.2 se incluyen los indicadores que han sido retenidos para construir los índices de calidad. El indicador «volumen» es el producto de los indicadores «altura», «anchura» y «longitud», de ahí que el cuadro III.2 solo contenga 15 indicadores. Los cuatro primeros indicadores son variables continuas y, para cada modelo, corresponden a la media simple sobre las versiones de este modelo. Los otros once indicadores son frecuencias, y cada uno de ellos mide, para cada modelo, la proporción de versiones que ofrece dicha característica «de serie».

El período base seleccionado es enero de 1997, el punto de inicio de la serie. A fin de construir los índices de calidad, se han utilizado los modelos presentes en el mercado en el período base, ponderados por sus ventas de ese mes. El análisis se repitió utilizando las ventas anuales como ponderaciones, y se obtuvieron resultados muy similares. Todos los resultados presentados en esta sección se refieren a la ponderación mensual. Dado que se observan diferencias sustanciales en las medias, variantes y correlaciones entre estos indicadores para los automóviles de gasolina y diesel, todos los análisis se han realizado por separado, razón por la cual disponemos de índices diferentes para los coches, según tipo de motor (a gasolina o diesel).

Para seleccionar el número de subíndices de calidad, que resuman a estos 15 indicadores, se utilizó análisis factorial sin restricciones. A fin de

## SUBÍNDICES DE CALIDAD PROPUESTOS Y SUS INDICADORES

<i>Índice de calidad</i>	<i>Indicadores del índice</i>	<i>Pesos gasolina</i>	<i>Pesos diesel</i>
rendimiento	aceleración	-0,995	-0,998
	consumo	0,555	-0,264
potencia	volumen	1,000	1,000
	cv	0,833	0,810
comodidad	dirección asistida	0,890	0,471
	aire acondicionado	0,579	0,855
	elevallunas delantero	0,864	0,744
	elevallunas trasero	0,715	0,678
seguridad	airbag	0,856	0,896
	airbag doble	0,800	0,669
	ABS	0,879	0,717
	cierre remoto	0,271	0,312
lujo	ordenador	0,689	0,319
	llantas de aluminio	0,866	0,629
	climatizador	0,849	0,958

facilitar la interpretación de los resultados, el análisis factorial se realizó utilizando correlaciones. Dado que el tamaño de la muestra es muy grande, y que disponemos de datos poblacionales, no se utilizaron pruebas de significación estadística para evaluar la bondad de ajuste de los distintos modelos, esta fue evaluada a partir de los residuos. En particular, se adoptó la regla de que un modelo reproduce satisfactoriamente los datos si ninguna correlación residual es mayor, en valor absoluto, a 0,10. Utilizando este criterio, se encontró que eran necesarias 5 dimensiones (subíndices) para reproducir satisfactoriamente las matrices de correlaciones (3).

A continuación, se procedió a analizar por separado los indicadores continuos («aceleración», «consumo», «volumen», «cv») y los binarios

(3) Desafortunadamente, tanto como si se especifica que los subíndices son ortogonales entre sí como si se permite que estén correlacionados, los subíndices resultantes del análisis factorial no son interpretables. Sin embargo, y pese a que el análisis factorial no fue de utilidad para determinar cómo obtener subíndices de calidad a partir de estos indicadores, sí nos permitió determinar que, para reproducir satisfactoriamente las correlaciones observadas, eran necesarios 5 subíndices.

**PORCENTAJE DE LA VARIANZA REESCALADA POR EL PRIMER COMPONENTE EN CADA UNA DE LAS AGRUPACIONES DE VARIABLES**

	<i>Varianza explicada</i>		<i>Pesos</i>	
	<i>gasolina %</i>	<i>diesel %</i>	<i>gasolina</i>	<i>diesel</i>
rendimiento	65	53	0,805	0,081
potencia	85	83	1,000	1,000
comodidad	59	49	0,818	0,706
seguridad	55	47	0,839	0,683
lujo	65	47	0,736	0,611
calidad	71	47		

(el resto), con el objeto de identificar grupos de indicadores cuyas correlaciones pudiesen ser reproducidas por una única dimensión. Después de probar numerosas combinaciones, se encontró que los indicadores podían ser agrupados según se presentan en el cuadro III.3. Como puede observarse, los 15 indicadores de calidad del automóvil se han agrupado en cinco subíndices de calidad identificados como «rendimiento», «potencia», «comodidad», «seguridad» y «lujo». Es necesario clarificar estos resultados. Si «climatizador» se uniese al conjunto de variables de «comodidad», entonces aparecen varios residuos, no despreciables, asociados con climatizador. Lo mismo ocurre si se uniese «cierre remoto» a «comodidad». Además, no es posible reducir el número de subíndices sin obtener residuos no despreciables. Por ejemplo, los índices de «rendimiento» y «potencia» no pueden ser resumidos en un único índice.

Por tanto, se llegó a la conclusión de que las agrupaciones de indicadores mostradas en el cuadro III.3 constituyen bloques homogéneos de variables, en cuanto a sus correlaciones, tanto en automóviles a gasolina

**MATRIZ DE CORRELACIONES ENTRE LOS ÍNDICES DE CALIDAD PARA AUTOMÓVILES A GASOLINA**

	<i>rendimiento</i>	<i>potencia</i>	<i>comodidad</i>	<i>seguridad</i>	<i>lujo</i>
rendimiento	1,00	0,80	0,79	0,63	0,53
potencia	0,80	1,00	0,82	0,84	0,74
comodidad	0,79	0,82	1,00	0,71	0,49
seguridad	0,63	0,84	0,71	1,00	0,66
lujo	0,53	0,74	0,49	0,66	1,00

**MATRIZ DE CORRELACIONES ENTRE LOS ÍNDICES DE CALIDAD  
PARA AUTOMÓVILES DIESEL**

	<i>rendimiento</i>	<i>potencia</i>	<i>comodidad</i>	<i>seguridad</i>	<i>lujo</i>
rendimiento	1,00	0,08	0,05	0,22	0,19
potencia	0,08	1,00	0,71	0,68	0,61
comodidad	0,05	0,71	1,00	0,59	0,27
seguridad	0,22	0,68	0,59	1,00	0,58
lujo	0,19	0,61	0,27	0,58	1,00

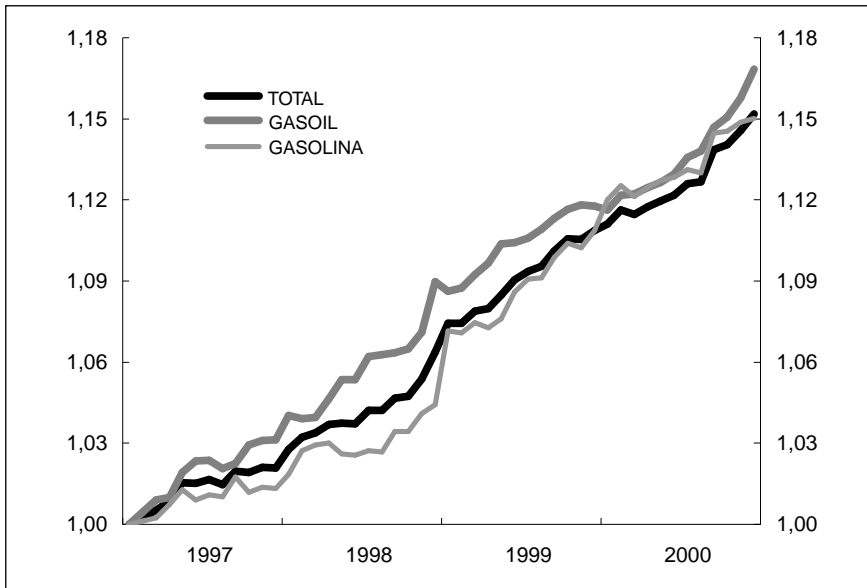
como diesel. Los coeficientes lineales de los subíndices de calidad se estimaron como el primer componente principal reescalado de cada uno de los grupos de indicadores, utilizando la matriz de covarianzas. El análisis de componentes principales no es invariante a cambios de escala, por lo que es necesario decidir si utilizar la matriz de covarianzas o la matriz de correlaciones. Dado que los índices de calidad se van a utilizar longitudinalmente, y es cuestionable el uso de variables estandarizadas en cada punto temporal, se decidió emplear la matriz de covarianzas. Sin embargo, dado que los indicadores presentan una variabilidad dispar dentro de cada bloque (en particular las variables continuas), se decidió reescalar los coeficientes de los componentes principales, utilizando para ello las varianzas de los indicadores. En el cuadro III.4 se pueden observar los porcentajes de varianza explicados por el primer componente principal, para cada uno de los bloques de indicadores (4).

El peso de los indicadores en los subíndices se presenta en el cuadro III.3. Como era de esperar, los pesos de todos los indicadores correspondientes a los subíndices de «potencia», «comodidad», «seguridad» y «lujo» tienen un signo positivo. En cuanto al subíndice «rendimiento», caben las siguientes precisiones. En primer lugar, el peso negativo de «aceleración» se debe a que cuanto menor sea el tiempo de aceleración requerido para alcanzar una cierta velocidad, mayor es el rendimiento del vehículo. La variable «consumo» tiene un peso positivo en los coches a gasolina, pues un mayor rendimiento está asociado con un mayor consumo. El peso negativo en los coches diesel debe de estar asociado a las importantes mejoras realizadas en los motores turbo.

---

(4) La utilización de componentes principales, en lugar de análisis factorial, para el cálculo de los pesos de los indicadores en los 5 subíndices, se debe a dos motivos. Por un lado, en componentes principales los índices se obtienen como una combinación lineal de los indicadores, tal como se especifica en las ecuaciones [2] y [3], mientras que en análisis factorial se supone que los indicadores son una combinación lineal de los índices más un error. En segundo lugar, el modelo de análisis factorial no se halla identificado (no es estimable) cuando únicamente existen dos indicadores (como en los casos de «rendimiento» y «potencia»).

**ÍNDICES DE CALIDAD**  
(Enero de 1997 = 1)



Dadas las elevadas correlaciones observadas (cuadros III.5 y III.6) entre estos índices, se puede proceder a construir un índice general de calidad. Dicho índice es el primer componente extraído de la matriz de covarianzas entre los 5 subíndices de calidad, reescalando los coeficientes por las varianzas de dichos componentes. Los pesos de los subíndices en el índice general se presentan en el cuadro III.4, junto con el porcentaje de la varianza explicada por el primer componente principal. Todos tienen el signo esperado y, además, el índice general explica el 70 % y 47 %, en los automóviles de gasolina y diesel, respectivamente, de la varianza total reescalada de los subíndices de calidad. Como puede observarse en el gráfico III.1, tanto los índices generales de calidad, para los coches a gasolina y diesel, como el índice general medio, para todos los coches, crecen de forma sostenida durante todo el período muestral (5).

En resumen, se ha construido un índice general de calidad de los automóviles vendidos en España, que es posible desglosar en 5 subíndices: rendimiento, potencia, comodidad, seguridad y lujo. Estos índices han sido obtenidos a partir de 15 indicadores de calidad seleccionados, y

(5) Estos índices son la media ponderada por las ventas anuales de los índices de calidad construidos para cada modelo.

han sido estimados separadamente para automóviles a gasolina y diesel. La calidad de cada automóvil se puede resumir en un único número, fácilmente interpretable en términos de los indicadores que lo componen. Finalmente, el índice de calidad construido crece durante todo el período muestral, tanto para los coches a gasolina como para los diesel, lo que representa una clara indicación de la existencia de mejoras de calidad en el automóvil.



## IV

### REGRESIONES HEDÓNICAS

#### IV.1. Estrategias de estimación

En la estimación de regresiones hedónicas se pueden seguir tres estrategias diferentes:

1. *Pool* de datos. La ecuación [1], o la [4], se estiman simultáneamente para todo el período muestral. En este caso, los coeficientes  $p^d$ ,  $p^n$ ,  $p^m$ ,  $p^q$  y  $i$  se suponen invariantes en el tiempo. En particular, el precio de la calidad se supone constante.
2. Períodos contiguos. La ecuación [1], o la [4], se estiman para períodos contiguos, es decir, para pares de períodos  $t - 1$  y  $t$ , donde  $t$  va de febrero de 1997 a diciembre de 2000. En este caso, los coeficientes de la regresión se suponen constantes para cada par de períodos, pero variables de un par de períodos al siguiente.
3. Período a período. La ecuación [1], o la [4], se estiman para cada período separadamente. En este caso, los coeficientes de la regresión se suponen variables de un período a otro.

Para analizar las implicaciones de estas tres estrategias de estimación, definamos un índice de precios, por ejemplo, para la ecuación hedónica [4], bajo el supuesto de que no hay ni *dummies* de marcas, ni *dummies* de motor, ni número de versiones. Dado que pretendemos calcular un índice de precios, debemos considerar que las cantidades consumidas están dadas. En nuestro caso, las cantidades están resumidas en el índice general de calidad sobre el que debemos tomar un valor de referencia, digamos  $Q_0^j$ , la calidad del modelo  $j$  en el período base del índice. Bajo estos supuestos, el precio de un modelo puede cambiar, de

un período al siguiente, por dos motivos: un cambio en la constante  $p_t$ , o por un cambio en el precio de la calidad. En consecuencia, la estimación de la inflación del modelo  $j$ , a calidad dada  $Q_0^j$ , es

$$(p_t - p_{t-1}) + (p_t^q - p_{t-1}^q) Q_0^j. \quad [5]$$

Cuando la regresión hedónica se estima como un *pool* de datos, se supone que el precio de la calidad es constante en el tiempo, es decir, que  $p_t^q = p_{t-1}^q$  para todo  $t$ . Por consiguiente, la inflación corregida es la misma para todos los modelos y el índice de precios corregido del automóvil viene dado exclusivamente por la evolución de los coeficientes  $p_t$  de las *dummies* temporales. Cuando la regresión hedónica se estima a períodos contiguos, se supone que  $p_t^q = p_{t-1}^q$  para cada par de períodos. En consecuencia, al igual que en el caso anterior, todos los modelos sufren la misma inflación corregida por calidad, y  $p_t$  mide la inflación corregida del automóvil en el período  $t$  (dado que, en este caso,  $p_{t-1} = 1$ ). Bajo estos dos métodos, la inflación corregida por calidad se estima de manera residual como la variación temporal de los precios no explicada por los cambios en la calidad del automóvil. Finalmente, cuando se estima período a período, el precio corregido de cada modelo varía, por dos motivos, no solo por cambios en la *dummy* temporal, sino también porque el precio de la calidad está variando. La inflación de cada modelo se construye según la ecuación [5]. El índice de precios corregido por cambios en la calidad resulta de agregar los índices corregidos de los modelos, utilizando como pesos sus ventas en el año anterior.

## IV.2. Resultados

En esta sección presentamos varias estimaciones de regresiones hedónicas para el período que va desde enero de 1997 a diciembre de 2000. En primer lugar, presentamos las estimaciones realizadas sobre el *pool* de datos, que luego comparamos con las estimaciones a período contiguo y período a período. Nuestra estimación de referencia, del precio corregido por la calidad, corresponde a la estimación de la regresión hedónica tradicional [1], en la que incluimos a todos los indicadores disponibles (cuadros III.1 y III.2). En segundo lugar, hemos estimado la regresión hedónica tradicional para los 15 indicadores retenidos (cuadro III.2). Finalmente, hemos estimado la regresión hedónica [4] utilizando el índice general de calidad estimado en el capítulo III (1).

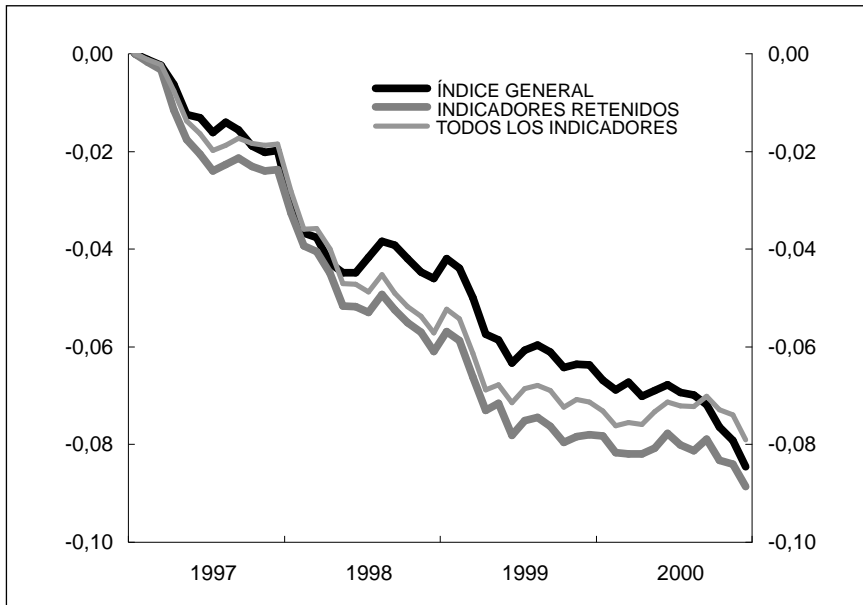
---

(1) También se han estimado regresiones hedónicas utilizando los cinco subíndices de calidad. Los resultados, tanto en términos de poder explicativo de la regresión como de la evolución del índice de precios corregido por calidad, son similares a los aquí presentados.

## ESTIMACIÓN DEL VALOR DE LOS INDICADORES DE CALIDAD (a)

	<i>gasolina</i>	<i>diesel</i>	<i>común</i>
acele	-0,006121 (-12,76)	0,000080 (0,22)	-0,003876 (-11,43)
consu	0,010849 (12,41)	0,005423 (6,27)	0,008218 (11,71)
volumen	0,037165 (32,95)	0,055242 (60,47)	0,060863 (83,82)
cv	0,007138 (101,98)	0,007537 (70,50)	0,006124 (103,23)
direc	0,100005 (17,05)	-0,000676 (-0,09)	0,025851 (5,37)
aire	0,021890 (5,54)	0,105824 (28,82)	0,083652 (27,69)
elevd	0,034215 (6,28)	0,011939 (2,33)	0,044433 (10,71)
elevt	0,039135 (9,71)	0,054415 (12,14)	0,042682 (12,72)
airbag	0,010529 (3,03)	0,048557 (14,62)	0,034462 (12,53)
airbag2	-0,008291 (-2,69)	0,003369 (1,16)	-0,008799 (-3,54)
abs	-0,025089 (-6,24)	0,040881 (12,37)	0,012956 (4,40)
cierre	0,008249 (2,47)	0,009168 (2,77)	0,002852 (0,97)
orden	0,003892 (0,94)	-0,010163 (-2,33)	-0,001456 (-0,42)
llandal	0,067859 (17,01)	0,026865 (5,78)	0,056297 (16,71)
airec	0,037521 (7,15)	0,102576 (24,54)	0,101608 (28,34)
R <sup>2</sup> ajustado		0,971	0,966
Indice general	0,010769 (303,38)	0,016452 (255,18)	0,011677 (278,88)
R <sup>2</sup> ajustado		0,956	0,933
(a) t-estadísticos entre paréntesis.			

**ÍNDICES DE PRECIOS CORREGIDOS**  
(Variación acumulada desde enero de 1997)

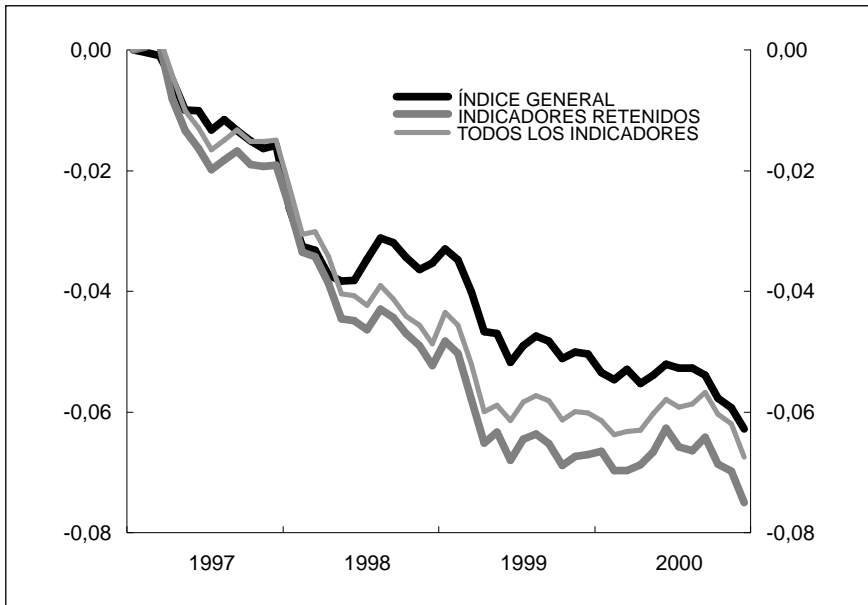


En la construcción de índices de calidad del automóvil ha sido necesario distinguir el tipo de combustible utilizado: gasolina o gasoil. Por dicho motivo, si bien hemos agrupado los 15 indicadores retenidos en los mismos 5 subíndices, independientemente del tipo de combustible utilizado, la estimación del peso de los indicadores en cada subíndice es diferente, al igual que la estimación del peso de cada subíndice en el índice general. En consecuencia, la valoración que da el mercado al índice general de calidad puede ser diferente, según que el modelo tenga un motor diesel o un motor a gasolina. Por dicho motivo, en la estimación de las ecuaciones [1] y [4] hemos estimado coeficientes diferentes, según el tipo de combustible utilizado.

Las estimaciones de [1] y [4] se realizaron mediante mínimos cuadrados ponderados, donde las ponderaciones corresponden al peso del modelo en las matriculaciones del año anterior. Para los meses de 1997 hemos utilizado las matriculaciones del año 1997.

En el cuadro IV.1 se presentan los coeficientes estimados de la regresión hedónica tradicional [1] para los 15 indicadores de calidad retenidos. Cabe destacar que el  $R^2$  ajustado de esta regresión (0,971) es apenas inferior al de la regresión con los 35 indicadores (0,975). Las dos primeras columnas corresponden a la estimación en la que se supone que el

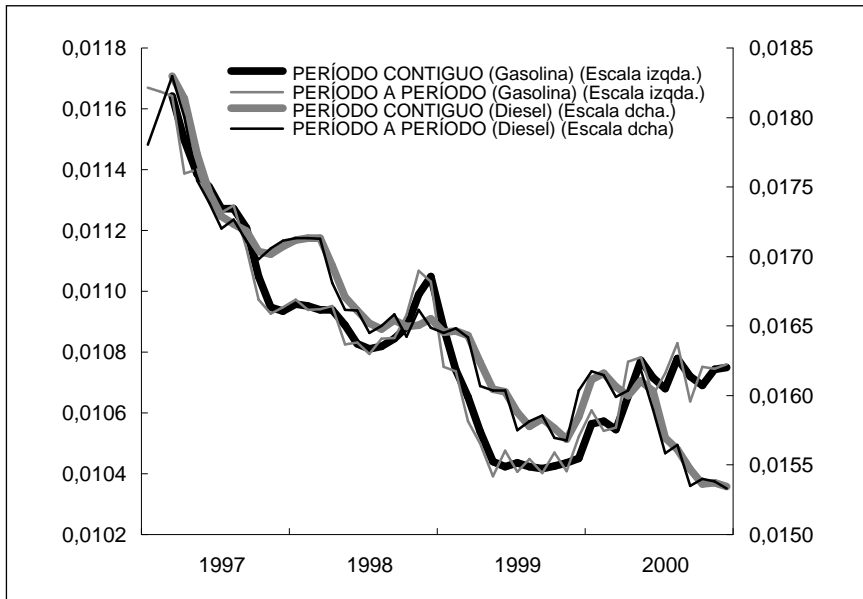
**ÍNDICES DE PRECIOS CORREGIDOS**  
(Variación acumulada desde enero de 1997)



valor de cada indicador es diferente para los coches a gasolina y diesel. La tercera columna corresponde a la estimación que impone un valor común a cada indicador para los dos tipos de motor. El coeficiente entre paréntesis es el estadístico t. Las dummies temporales correspondientes a estas regresiones han sido representadas en los gráficos IV.1 y IV.2, que comentaremos más adelante. Como era de esperar, no todos los coeficientes estimados tienen el signo esperado (que debería ser positivo, a excepción del indicador «aceleración»). El supuesto de igualdad de los parámetros entre los dos tipos de motores apenas reduce la capacidad explicativa del modelo (el  $R^2$  ajustado pasa de 0,971 a 0,966), pese a que varios de los coeficientes son significativamente diferentes, debido, tal vez, a los problemas de colinealidad ya mencionados.

En el cuadro IV.1 se presentan también las estimaciones de la regresión hedónica [4]. Las dummies temporales correspondientes a esta regresión también han sido representadas en los gráficos IV.1 y IV.2. El índice general representa muy bien al conjunto de indicadores utilizados en las regresiones hedónicas tradicionales: la pérdida de poder explicativo es muy pequeña, sobre todo cuando estimamos precios diferentes para el índice de calidad de cada tipo de motor.

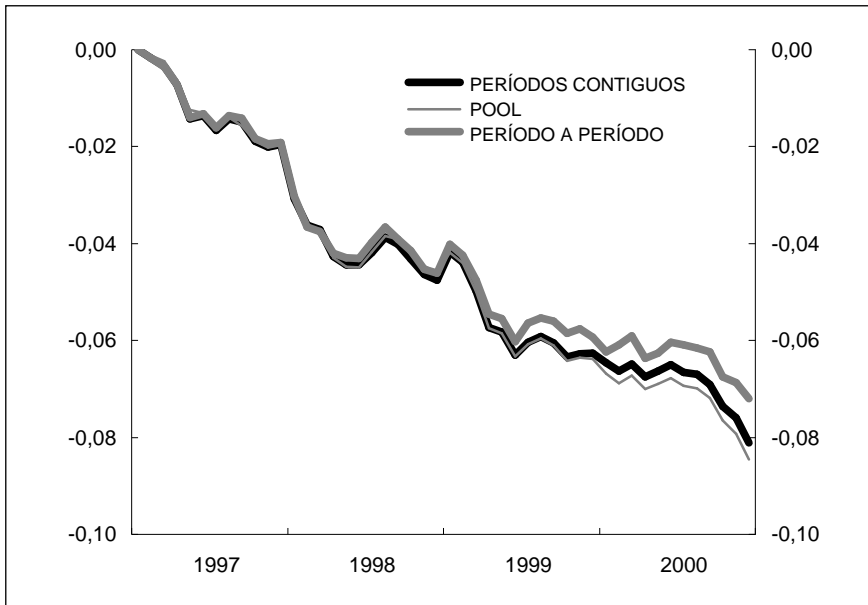
**PRECIO DE LA CALIDAD**  
**(Coeficiente del índice de la calidad en la regresión hedónica)**



El gráfico IV.1 presenta la evolución de las dummies temporales, parámetros en [1] o [4], estimadas para las tres regresiones hedónicas comentadas anteriormente. En los tres casos, se estimaron separadamente los coeficientes asociados a los modelos con motor a gasolina y a los modelos con motor diesel. Cabe recordar que  $p_t$  es un índice de precios del automóvil, corregido por las mejoras de calidad especificadas en [1] o [4]. El precio (corregido por calidad) del automóvil presenta una clara tendencia decreciente. De la comparación entre las distintas estimaciones, podemos concluir que el subconjunto de indicadores retenidos (cuadro III.2) recoge relativamente bien el comportamiento de los precios, en la medida en que su estimación no es muy diferente a la que resulta de incluir todos los indicadores. Más importante aún, el índice general también proporciona una muy buena aproximación, respecto a la estimación de referencia, de la evolución del precio corregido del automóvil. A partir de estas tres estimaciones podemos concluir que el precio, corregido por calidad, del automóvil decreció, durante los cuatro años en estudio, a una tasa media anual acumulativa del 2,2 % (2). Los resultados son similares cuando imponemos un

(2) Esta es la tasa media de caída utilizando el índice general de calidad. Pero las tasas medias de las otras dos estimaciones son muy similares. Cuando consideramos la regresión con los 15 indicadores retenidos, esta tasa se estima en el 2,3 % y en el 2,1 %, utilizando los 35 indicadores de partida.

**ÍNDICE DE PRECIOS CORREGIDO**  
(Variación acumulada desde enero de 1997)



mismo valor de la calidad (tanto para los indicadores como para el índice general) para los coches a gasolina y diesel. La evolución del precio corregido por los cambios en la calidad se presenta en el gráfico IV.2. Su evolución es muy parecida a la presentada en el gráfico IV.1, aunque la tasa media anual de caída de los precios es algo inferior, entre el 1,8 y el 2 %.

En segundo lugar, hemos estimado la regresión hedónica [4] a períodos contiguos, para controlar por el posible cambio temporal en el precio de la calidad, y sus efectos sobre el índice corregido de precios. Para el conjunto del período, el precio de la calidad es decreciente, tanto para los coches con motor a gasolina como para los coches con motor diesel (gráfico IV.3). Sin embargo, esta reducción en el precio de la calidad no tiene un efecto significativo en la evolución del precio corregido del automóvil, estimado, como anteriormente, por la evolución de las dummies temporales que se representan en el gráfico IV.4. La tasa media anual de caída de los precios se sitúa en el 2,1 %.

Finalmente, la regresión hedónica [4] ha sido estimada período a período. La evolución del precio de la calidad, tal como puede observarse en el gráfico IV.3, no difiere sustancialmente de la evolución estimada a períodos contiguos. La ventaja de disponer de un índice de calidad, cuyo pre-

**CONTRIBUCIÓN DE LOS CAMBIOS EN EL PRECIO DE LA CALIDAD  
A LA INFLACIÓN CORREGIDA DEL AUTOMÓVIL**

	<i>Contribución</i>
<i>dummies</i>	1,9
calidad (gasolina)	-1,1
calidad (diesel)	-2,1
variedad	-0,6
inflación corregida	-1,9

cio ha sido estimado convenientemente, radica en que podemos construir fácilmente un índice de precios del automóvil, a un nivel de calidad constante (3). En el gráfico IV.4 se representa el índice corregido por calidad construido a partir de estas estimaciones. En este caso, a diferencia de los dos métodos anteriores, para el cálculo del índice de precios corregido por calidad se tienen en cuenta las variaciones en el precio de la calidad a lo largo del período. El índice de precios así calculado muestra la evolución mensual del precio de la calidad para un nivel de calidad fijado en el año base. Se puede observar que su evolución es muy similar a la de los índices de precios corregidos estimados por los otros dos métodos, con una tasa media anual de caída del 1,9 %. Este método permite, además, calcular la contribución de las variaciones de precios de las distintas variables incluidas en la regresión hedónica, a la variación total de los precios. En el cuadro IV.2 se presenta esta descomposición, distinguiendo la contribución de la caída del precio de la calidad, del precio de la variedad y de las *dummies*. Si los coeficientes de las *dummies* (temporales, de marca y de motor) hubieran permanecido constantes, el precio del automóvil hubiera caído al 3,8 % anual. Es razonable pensar que, a medida que el tiempo pasa, nuevas características aparecen y algunas de las características existentes (generalmente, las más valoradas) van ganando importancia frente a otras. Las ganancias de calidad derivadas de las características omitidas o infravaloradas, no han sido convenientemente corregidas, y forman parte del 1,9 % de aumento de precios atribuido a las *dummies*. Parte de ese aumento podría ser corregido si dispusiéramos de un índice de calidad, que admitiera el cambio de pesos y, fundamentalmente, la entrada de nuevos indicadores de calidad.

(3) Es posible la construcción de un índice de precios a características constantes a partir de una regresión hedónica tradicional como la planteada en [1]. Sin embargo, los problemas de inestabilidad e imprecisión comentados en la estimación de los precios de cada una de las características pueden hacerla inviable. En todo caso, disponer de un único precio de la calidad estimado con precisión facilita enormemente el cálculo de estos índices de precios.



En resumen, los distintos métodos empleados en este trabajo, para estimar la evolución del precio hedónico de los automóviles en España, en el período enero de 1997 a diciembre del 2000, ofrecen resultados muy similares. Nuestra estimación de la caída de precios de los automóviles, una vez que se descuentan las mejoras de calidad, se sitúa en el 2,1 % anual (4). Esta estimación no varía significativamente si en lugar de utilizar el índice estimado de calidad del automóvil se emplea la totalidad de indicadores de calidad disponibles o un conjunto más reducido de indicadores en una regresión hedónica tradicional. A su vez, cuando se relaja el supuesto de que los coeficientes de la regresión hedónica permanecen constantes durante el período de estudio, los resultados son, de nuevo, muy similares, tanto cuando se permite su variación entre períodos contiguos como cuando se estima la variación mensual del precio de la calidad. En este último caso, disponer de un índice general de calidad, cuyo precio podemos estimar con precisión mensualmente, facilita el cálculo de un índice de precios del automóvil a características (calidad) dada y la medición de la contribución a la variación total del índice de precios de cada una de las variables incluidas en la regresión hedónica.

---

(4) La media de los resultados obtenidos con el índice general de calidad con los tres métodos utilizados.

## V

### CONCLUSIONES

El primer objetivo de este estudio es estimar las mejoras de calidad de las que se ha beneficiado el automóvil durante el período que va desde enero de 1997 a diciembre del 2000. Para lo cual, hemos medido la tasa de crecimiento del precio medio del automóvil y su tasa de variación corregida por las mejoras observadas de calidad. La diferencia entre ambas tasas mide, en unidades monetarias reales, el valor de las mejoras de calidad del automóvil. En nuestra base de datos, que se corresponde con la población de turismos y todoterrenos, el precio medio aumentó a una tasa del 2,9 % anual, en tanto que nuestra mejor estimación de la caída del precio corregido por la calidad es del 2,1 % anual. En consecuencia, la calidad del automóvil ha aumentado en torno al 5 % anual durante estos cuatro años.

Nuestro segundo objetivo es medir el sesgo de calidad en la inflación del automóvil estimada por el INE. Para lo cual, hemos construido un índice de precios de referencia, cuyo comportamiento es similar al publicado por este; en concreto, ambas series presentan la misma tasa media de crecimiento anual entre enero de 1997 y diciembre del 2000. Debemos tener en cuenta, que todo índice de precios corrige las mejoras de calidad derivadas de un desplazamiento de la demanda hacia versiones o modelos de una gama superior. Además, nuestro índice de precios de referencia corrige un 0,2 % anual de mejoras de calidad observadas (correcciones que estimamos, también, realiza el INE). Dado que nuestro índice de precios de referencia ha aumentado en este período al 1 % anual, podemos deducir que el sesgo de calidad implícito durante el período de estudio, desde enero de 1997 a diciembre del 2000, es del 3,1 % anual. En consecuencia, el INE solo corrige el 1,9 % anual de mejoras de calidad, debidas, en su mayoría, a un desplazamiento de la demanda hacia versiones o modelos de gama superior.

## BIBLIOGRAFÍA

AIZCORBE, A., CORRADO C. y DOMS M. (2000). «Constructing price and quantity indexes for high technology goods», mimeo.

ARÉVALO, R. (2001). *El mercado de la vivienda en España*, tesis doctoral.

BOVER, O. y IZQUIERDO M. (2001). *Ajuste de calidad en los precios: métodos hedónicos y consecuencias para la contabilidad nacional*, Estudios Económicos, nº 70, Servicio de Estudios, Banco de España.

COURT, A. (1939). «Hedonic price indexes with automobile examples», en *The dynamics of the automobile demand*, Nueva York, General Motor Corporation.

DI EWERT, E. (2001). «Hedonic Regressions: A Consumer Theory Approach», mimeo.

GORDON, R. (1990). *The measurement of durable goods prices*, The University of Chicago Press.

GRILICHES, Z. (1971). «Hedonic prices indexes revisited», en GRILICHES, Z. (ed.). *Price indexes and quality change*, Harvard University Press.