

Los precios hedónicos de los automóviles en España en el período 1981-2005

Anna Matas Prat

José Luíis Raymond Bara

1. Introducción

La mejora de la calidad de determinados bienes de consumo duradero plantea la cuestión largamente debatida acerca de cómo debe tratarse la variación de la calidad para construir los índices de precios. El enfoque hedónico como instrumento para elaborar índices de precios corregidos por calidad se perfila como un método adecuado.

En este trabajo se estima una ecuación de regresión hedónica para el sector del automóvil en España, con el objetivo de conocer cuál ha sido la variación en su precio si se descuentan las mejoras en la calidad. Como contribución metodológica, este artículo propone dos metodologías alternativas que suponen una solución de compromiso entre la estimación de una ecuación de coeficientes constantes y la estimación de ecuaciones anuales que van asociadas a una fuerte erraticidad en los coeficientes estimados. En concreto, se propone, primero, la estimación de la ecuación a partir de una muestra móvil y, segundo, la valoración de las características a partir de una media móvil ponderada de los coeficientes estimados en las ecuaciones individuales.

La elección del sector del automóvil se justifica por el hecho que ha estado sometido a constantes mejoras de la calidad en distintos aspectos: confort, seguridad, velocidad y fiabilidad. La estimación de esta ecuación permite descomponer la variación del precio observado del automóvil entre aquella variación atribuible al cambio en las características y aquella que puede atribuirse a un componente puramente inflacionista. Adicionalmente, este enfoque permite obtener un índice para los distintos componentes de la calidad.

2. El método hedónico para calcular índices de precios

2.1. Caracterización

La utilización de modelos hedónicos para elaborar índices de precios corregidos por la calidad se remonta al trabajo pionero de Waugh en el año 1928, y de forma más elaborada, al estudio de Court de 1939 para el sector del automóvil en los Estados Unidos. No obstante, fue a partir del trabajo de Griliches en el año 1961, también aplicado al automóvil, cuando el uso de esta metodología se extiende. Hoy en día este enfoque goza de una aceptación creciente entre especialistas como método para calcular las variaciones de precios corrigiendo por la calidad¹. En particular este enfoque ha sido aplicado con frecuencia en el sector de los ordenadores, del automóvil y de la vivienda. Para el sector que nos ocupa podemos citar los trabajos de Otha y Griliches, 1986; Bajic, 1993; Arguea et al. 1994; y el de Izquierdo, Licandro y Maydeu, 2001 para España.

El enfoque hedónico supone que un bien puede contemplarse como la suma de un conjunto de características y que la demanda de un bien es en realidad la demanda de los atributos que contiene. Bajo esta hipótesis, el precio del bien puede expresarse en función de sus atributos o características. La estimación de una ecuación de precios hedónicos permite separar la variación de precios explicada por una variación en las características de la variación atribuible al componente inflacionista.

En su origen y en gran parte de las aplicaciones empíricas, las regresiones hedónicas se contemplan como un instrumento ad hoc que permiten la estimación de un índice de precios. La justificación teórica que subyace en este método sigue todavía sujeta a discusión².

¹ El Bureau of Economic Analysis de los Estados Unidos utilizó ya en el año 1986 esta metodología para calcular el índice de precios de los ordenadores (Berndt, 1991). Ver Triplett, 2004 para una completa revisión de índices hedónicos.

² Inicialmente, se fundamenta desde la óptica de la demanda en la teoría basada en las características desarrollada por Lancaster. Más tarde, Rosen (1974) desarrolla el marco teórico de los precios hedónicos como precios de equilibrio de las funciones de oferta y demanda para las características. Este planteamiento introduce el problema de endogeneidad de las decisiones del productor y consumidor y da lugar a problemas de identificación en la estimación de las ecuaciones de oferta y demanda para las características a partir de la ecuación hedónica inicial. Feenstra (1995) discute bajo qué condiciones el método hedónico proporciona una medida correcta de la valoración marginal de las características. Recientemente, los trabajos de A. Pakes, por ejemplo Pakes (2003), abren una nueva vía de discusión al derivar la función de precios hedónica a partir de un modelo de organización industrial. Esta propuesta ha recibido, no obstante, críticas (Diewert, 2003b) sobre las que todavía no hay consenso.

La ecuación de precios hedónicos estimada en este estudio sigue el enfoque tradicional de interpretar la ecuación estimada como una vía para aproximar la evolución de precios descontando la contribución de las características.

A pesar de la abundante literatura que existe acerca de la estimación de ecuaciones hedónicas, todavía subsisten problemas metodológicos no resueltos³. Entre ellos destaca la dificultad de tratar de forma adecuada la no estabilidad de los coeficientes a lo largo del tiempo. En el siguiente apartado se presentan dos posibles soluciones para abordar esta cuestión.

2.2. Propuestas alternativas para estimar los precios hedónicos

Dado que los coeficientes de las características pueden interpretarse como el resultado de la interacción de las curvas de demanda y oferta para estas características, cualquier desplazamiento de estas funciones se traducirá en un cambio en los coeficientes estimados. Por este motivo, es preciso que en los trabajos empíricos se contraste si los parámetros de la ecuación son estables. La alternativa más evidente para hacerlo es estimar ecuaciones separadas para cada uno de los años de la muestra y contrastar la igualdad de coeficientes. Los problemas de esta formulación residen en la reducción de los grados de libertad que ello supone que, junto a la elevada multicolinealidad entre las características, resulta en una estimación de los coeficientes cuyo valor evoluciona de forma errática y, por ello, no permite una valoración de las características individuales.

Este trabajo propone dos metodologías alternativas para estimar de forma más adecuada la valoración de las características que definen el producto. La primera alternativa se basa en la estimación de las ecuaciones a partir de una muestra móvil de las observaciones, y la segunda, en la construcción de una media móvil ponderada de los coeficientes estimados en las ecuaciones anuales. En cada caso se deberá determinar cuál es el mejor orden de estas medias. Para validar las alternativas propuestas se contrasta la hipótesis de igualdad de coeficientes que subyace a la correspondiente alternativa. Finalmente, se comprueba que a pesar de que la valoración de las características individuales varía dependiendo del criterio adoptado, el comportamiento

³ Ver, por ejemplo, Diewert (2003a).

de los precios hedónicos, o corregidos por calidad, es muy similar en todos los casos, lo que añade robustez a la estimación. A continuación se detallan las cuatro alternativas sugeridas para estimar los precios hedónicos.

1. Coeficientes constantes y variables ficticias anuales.

Este es el enfoque más inmediato y utilizado en muchos estudios de precios hedónicos. La ecuación puede expresarse como:

$$p_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{d}_t + \mathbf{b}' X_{it} + \mathbf{g}' Z_{it} + \mathbf{e}_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Donde X_{it} es la matriz de características del automóvil
 Z_{it} es la matriz de las marcas del automóvil
 p_{it} los precios observados
 \mathbf{d}_t las variables ficticias temporales

2. Estimación de ecuaciones separadas para cada año.

$$p_{it} = \mathbf{a}_t + \mathbf{b}_t' X_{it} + \mathbf{g}_t' Z_{it} + \mathbf{e}_{it}$$

La estimación de esta ecuación para cada uno de los años de la muestra permite comparar la adecuación de la hipótesis de igualdad de coeficientes mediante un test de la F.

3. Estimación de ecuaciones para una muestra móvil de orden h (siendo h impar) centrada en el año intermedio.

$$p_{ih} = \mathbf{a}_{mmh} + \mathbf{d}_h + \mathbf{b}'_{mmh} X_{ih} + \mathbf{g}'_{mmh} Z_{ih} + \mathbf{e}_{ih} \quad h = 1, 2, \dots, H$$

Un test de la F permite contrastar la igualdad de coeficientes y determinar el orden de la muestra móvil.

4. Valoración de las características empleando una media móvil ponderada de los coeficientes de las estimaciones individuales

Este método permite cambios en la valoración de las características suavizando la erraticidad de las estimaciones anuales. La justificación es la siguiente. Para el caso de una media móvil de orden 3, disponemos de tres estimadores de $\mathbf{b}_{i,j}$, en donde “i” es la característica y “j” es el año.: $\hat{\mathbf{b}}_{i,-1}, \hat{\mathbf{b}}_{i,0}, \hat{\mathbf{b}}_{i,+1}$. Suponemos que los tres estimadores son insesgados. Cabe pensar en el siguiente estimador:

$$\hat{\mathbf{b}}_i = \mathbf{l}_{-1} \cdot \hat{\mathbf{b}}_{i,-1} + \mathbf{l}_0 \cdot \hat{\mathbf{b}}_{i,0} + \mathbf{l}_{+1} \cdot \hat{\mathbf{b}}_{i,+1} = \mathbf{l}_{-1} \cdot \hat{\mathbf{b}}_{i,-1} + \mathbf{l}_0 \cdot \hat{\mathbf{b}}_{i,0} + (\mathbf{1} - \mathbf{l}_{-1} - \mathbf{l}_{+1}) \cdot \hat{\mathbf{b}}_{i,+1}$$

En general, el estimador será:

$$\hat{\mathbf{b}}_i = \mathbf{l}' \cdot \hat{\mathbf{q}}_i \text{ siendo: } \hat{\mathbf{q}}_i = (\hat{\mathbf{b}}_{i,-1} \hat{\mathbf{b}}_{i,0} \hat{\mathbf{b}}_{i,+1})$$

$\mathbf{l}' \cdot \mathbf{l} = 1$ siendo \mathbf{l} un vector columna de unos.

Se verifica:

$$\text{var}(\hat{\mathbf{b}}_i) = \mathbf{l}' \cdot \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i) \cdot \mathbf{l}$$

Empleando el método de los multiplicadores de Lagrange, la expresión a minimizar es:

$$\Phi = \mathbf{l}' \cdot \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i) \cdot \mathbf{l} + \mathbf{m}(\mathbf{1} - \mathbf{l}' \cdot \mathbf{l})$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \mathbf{l}} = 2 \cdot \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i) \cdot \mathbf{l} - \mathbf{m} \cdot \mathbf{l} = 0$$

$$\mathbf{l} = \frac{1}{2} \cdot \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i)^{-1} \cdot \mathbf{l} \cdot \mathbf{m}$$

Multiplicando por \mathbf{l}' :

$$\mathbf{l}' \cdot \mathbf{l} = 1 = \frac{1}{2} \cdot \mathbf{l}' \cdot \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i)^{-1} \cdot \mathbf{l} \cdot \mathbf{m} \Rightarrow \mathbf{m} = 2 \cdot [\mathbf{l}' \cdot \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i)^{-1} \cdot \mathbf{l}]^{-1}$$

De aquí se deduce:

$$\mathbf{l} = \frac{1}{2} \cdot \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i)^{-1} \cdot \mathbf{l} \cdot \mathbf{m} = \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i)^{-1} \cdot \mathbf{l} \cdot \left[\mathbf{l}' \cdot \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i)^{-1} \cdot \mathbf{l} \right]^{-1} = \frac{\text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i)^{-1} \cdot \mathbf{l}}{\left[\mathbf{l}' \cdot \text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i)^{-1} \cdot \mathbf{l} \right]^{-1}}$$

Por tanto, el estimador de \mathbf{l} que minimiza la varianza de $\hat{\mathbf{b}}$ viene dado por:

$$\mathbf{l} = \frac{\left[\text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i) \right]^{-1} \cdot \mathbf{l}}{\mathbf{l}' \cdot \left[\text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i) \right]^{-1} \cdot \mathbf{l}}$$

Si $\text{cov}(\hat{\mathbf{q}}_i)$ es diagonal, pues en nuestro caso se trata de estimaciones con muestras separadas, se tiene que la ponderación para el estimador $\hat{\mathbf{b}}_i$ vendrá dada por:

$$l_i = \frac{\frac{1}{\text{var}(\hat{\mathbf{b}}_{i,j})}}{\sum_j \frac{1}{\text{var}(\hat{\mathbf{b}}_{i,j})}}$$

Finalmente, el número de años a incluir en el cálculo de la media móvil puede contrastarse a través del procedimiento que seguidamente se detalla para el caso de una media móvil de orden 3. En efecto, para que la media tenga sentido, a nivel poblacional debe verificarse:

$$\mathbf{b}_{i,-1} = \mathbf{b}_{i,0} = \mathbf{b}_{i,+1} = \mathbf{b}_i$$

en donde $\mathbf{b}_{i,-1}$ es la estimación del precio de la característica “i” utilizando la muestra del año “-1”, $\mathbf{b}_{i,0}$ es la estimación del precio de la característica i utilizando la muestra del año “0”, y $\mathbf{b}_{i,+1}$ es la estimación del precio de la característica i utilizando la muestra del año “+1”

Por tanto:

$$\hat{\mathbf{b}}_{i,-1} \rightarrow N(\mathbf{b}_i, \mathbf{s}_{-1}^2)$$

$$\hat{\mathbf{b}}_{i,0} \rightarrow N(\mathbf{b}_i, \mathbf{s}_0^2)$$

$$\hat{\mathbf{b}}_{i,+1} \rightarrow N(\mathbf{b}_i, \mathbf{s}_{+1}^2)$$

Suponiendo la independencia temporal en las “ \hat{b}_i ”, bajo la hipótesis nula debe verificarse:

$$\left(\frac{\hat{b}_{i,-1} - b_i}{s_{-1}}\right)^2 + \left(\frac{\hat{b}_{i,0} - b_i}{s_0}\right)^2 + \left(\frac{\hat{b}_{i,+1} - b_i}{s_{+1}}\right)^2 \rightarrow c_3^2$$

distribución que sigue satisfaciéndose asintóticamente al sustituir las “ s ” poblacionales por sus estimadores. El criterio de contraste sería similar para órdenes más elevados de la media móvil.

En consecuencia, para cada característica cabe efectuar el contraste de medias móviles de distinto orden, y el orden seleccionado afecta a los resultados de la suavización. Cuanto más elevado sea el orden de la media móvil ponderada, mayor será la suavización impuesta, pero también aumentará el número de “betas” perdidas (una media móvil de orden tres implica perder los betas del primer y del último año muestral, mientras que una media móvil de orden cinco comporta perder dos betas iniciales y dos finales), a la vez que la capacidad de ajuste del modelo de precios subyacente será más baja.

3. Los datos

Para llevar a cabo este trabajo, hemos elaborado una base de datos sobre precios y características de los automóviles turismo en España para el periodo 1981-2005. Para cada uno de estos años se han seleccionado los modelos más vendidos hasta alcanzar aproximadamente el 95% del mercado⁴. El precio de los automóviles se ha obtenido a partir de los datos publicados en las revistas especializadas, e incluye los correspondientes impuestos. El cuadro A.1 del anexo muestra el número de observaciones –modelos- para cada año y el precio medio de los turismos.

⁴ El número de matriculaciones de automóviles según modelo y marca ha sido suministrada por el Instituto de Estudios de Automoción. Estos datos, no obstante, no indican la versión de cada modelo.

Las variables explicativas seleccionadas intentan reflejar las características del automóvil más valoradas por los demandantes. Esta selección no es fácil dado que son muchas las características de calidad que el individuo percibe y, además, algunas de ellas no son en si mismas medidas de calidad, sino que son atributos técnicos que suponemos aproximan la percepción que los individuos tienen de la calidad. En este estudio, las variables se han seleccionado de acuerdo con la literatura disponible y se han agrupado en seis grandes categorías, tal y como queda establecido en el siguiente cuadro.

Cuadro 1. Indicadores de calidad seleccionados

Potencia	Cilindrada CV / peso
Facilidad conducción	Dirección asistida Cambio automático
Tamaño	Volumen (largo*ancho*alto) Monovolumen (variable ficticia para este tipo de automóviles)
Confort	Número de puertas Aire acondicionado Climatizador Elevavinas eléctrico
Eficiencia consumo	Litros consumidos por 100 km / CV Diesel (variable ficticia para los automóviles que usan este carburante)
Seguridad	Freno ABS

Adicionalmente, se han incluido variables ficticias para las marcas de los automóviles que recogen características difícilmente observables y relacionadas con el fabricante, tales como la fiabilidad. Cabe mencionar que en estimaciones preliminares se incluyeron otros indicadores de calidad que no resultaron significativos.

4. Estimación

En el contexto de regresiones hedónicas, la teoría económica no introduce restricciones acerca de la forma funcional⁵. En este estudio, se ha seguido el procedimiento habitual

⁵ Respecto a las restricciones que los fundamentos teóricos imponen sobre la forma funcional, Diewert (2003a) argumenta la dificultad de justificar formas funcionales lineales. Sin embargo, Arguea et al. (1994) defienden esta formulación bajo supuestos alternativos.

de elección de acuerdo con la capacidad de ajuste a través del estadístico de Schwarz, construyendo la función de verosimilitud después de tener en cuenta la transformación de la variable dependiente para garantizar la comparabilidad de su valor entre las distintas opciones probadas. Las formas funcionales ensayadas fueron la Box-Cox, la lineal, la doble logarítmica y la semi-logarítmica. El cuadro 2 muestra el valor de la función de verosimilitud hallado, y referido a la variable precios, para las distintas formas funcionales para la ecuación de coeficientes constantes y variables ficticias anuales⁶.

Cuadro 2. Selección de la forma funcional

Forma funcional	Valor L*
Box-Cox (? var.dep=0.03) (? var. explicat.=1.05)	-26403.48
Box-Cox (?=-0.063)	-26450.53
Lineal	-27717.79
Doble logarítmica	-26460.53
Semi-logarítmica	-26404.79

Para seleccionar la forma funcional se partió de la transformación Box-Cox permitiendo que el parámetro de transformación tomara distintos valores para la variable dependiente y las variables explicativas de la ecuación. Tal y como se aprecia en el cuadro 2, el valor máximo de la función de verosimilitud se alcanza para una transformación que no difiere de manera significativa de la semi-logarítmica. Esta última fue la función elegida, forma funcional que permite, además, una fácil descomposición de la variación de los precios observados.

Una vez seleccionada la forma funcional se procedió a estimar la ecuación hedónica de acuerdo con las 4 alternativas planteadas en el apartado 2.

La estimación de la regresión hedónica más restringida ofrece, tal y como puede observarse en el cuadro A.2, un grado global de ajuste elevado y los coeficientes estimados toman el signo esperado y son claramente significativos. En esta estimación,

⁶ El mismo resultado se alcanza si la selección de la forma funcional se lleva a cabo para la ecuación estimada año a año.

la matriz de varianzas y covarianzas se ha obtenido teniendo en cuenta la heteroscedasticidad a partir del método de White. El coeficiente de las variables ficticias de calidad indica el impacto porcentual sobre el precio del automóvil derivado de la incorporación de un determinado equipamiento. Así, por ejemplo, el climatizador supone un incremento del 13% en el precio, manteniendo el resto de atributos constante. Para interpretar el efecto de la marca sobre el precio, se ha tomado una de ellas como referencia y, en nuestro estudio, se ha optado por SEAT. Los coeficientes estimados para las marcas son conjuntamente significativos y toman el valor y signo esperado. Una vez descontadas las características, los automóviles Mercedes son los que aparecen con un precio relativo más elevado.

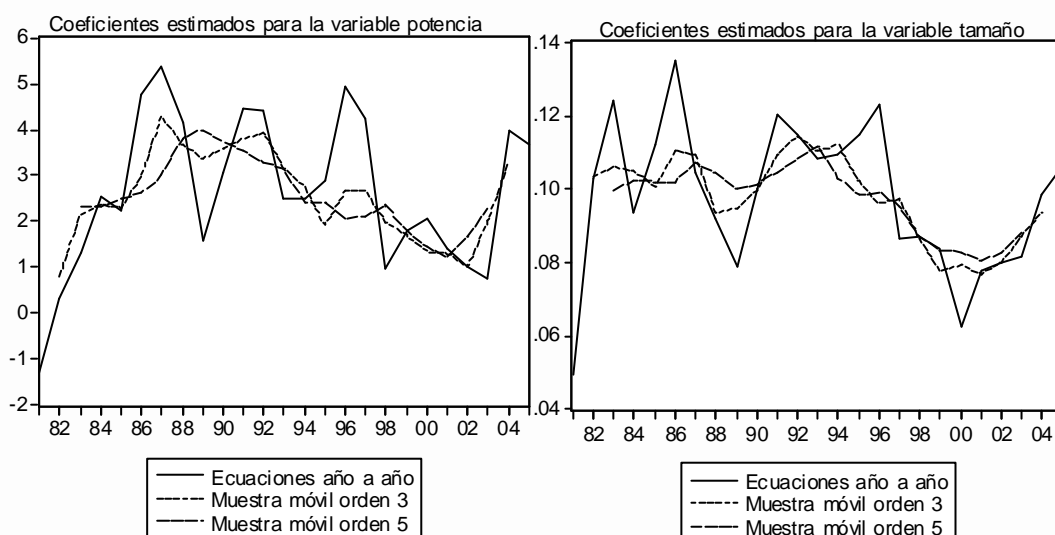
Los coeficientes estimados para las variables temporales pueden interpretarse como la variación en el logaritmo del precio ajustado por los cambios en calidad. La ecuación hedónica incluye también una variable ficticia para los automóviles importados para recoger los aranceles que gravan a dichos vehículos. En la especificación inicial se permitió que la variable importación tomara distintos valores para cada uno de los años de la muestra con la finalidad de tener en cuenta el desarme arancelario que se inicia en el año 1986. Los resultados mostraron que a partir del año 1992 –año en que finaliza el grueso del proceso de desarme- esta variable dejaba de ser significativa. En las fases preliminares de la estimación, se ensayaron diversas alternativas para definir esta variable a partir de 1992. Por ejemplo, se definieron como coches importados sólo aquellos procedentes de países terceros. Sin embargo, en ningún caso esta variable fue significativa más allá del año 1992. Por ello, en la especificación final la variable ficticia para los coches importados se incluye sólo para los años 1981-1992. El perfil temporal de los coeficientes estimados recoge claramente el proceso de reducción arancelaria acontecido entre 1986 y 1992.

El principal problema de la ecuación anterior es el supuesto de la estabilidad de los parámetros a lo largo del tiempo. La posibilidad de desplazamiento de la función de demanda o de oferta obliga a contrastar la estabilidad temporal de los parámetros. Para ello, se ha procedido de acuerdo con la propuesta detallada en el apartado 2: estimación de las ecuaciones separadas para cada año; estimación de ecuaciones para una muestra móvil de tres años, estimación de ecuaciones para una muestra móvil de 5 años y valoración de las características empleando una media móvil ponderada de los

coeficientes de las estimaciones individuales. Se ensayaron medias móviles de orden 3 y 5. El cuadro 3 resume el resultado de las estimaciones anuales y de muestras móviles⁷.

Tal y como habitualmente ocurre, los coeficientes estimados en los modelos año a año muestran un comportamiento bastante errático que no puede ser explicado en términos económicos. La estimación de ecuaciones a partir de la construcción de muestras móviles de orden 3 y 5 suaviza el cambio en los coeficientes estimados. A modo de ejemplo, el gráfico 1 muestra los coeficientes estimados para dos de las características de calidad: la potencia (CV/peso) y el tamaño del vehículo a partir de las tres alternativas propuestas.

Gráfico 1. Comparación coeficientes estimados según las tres metodologías



Las hipótesis efectuadas de igualdad de coeficientes con respecto al modelo más general, ecuaciones estimadas año a año, se han contrastado a partir de un test de la F. De acuerdo con el cuadro 4, para un nivel de significación del 5%, la hipótesis de igualdad de coeficientes para la muestra móvil de orden 3 no se rechaza en ningún caso; para la muestra móvil de orden 5 se rechaza sólo en tres casos, mientras que el modelo de coeficientes constantes resulta claramente rechazado con respecto al modelo más general.

⁷ En total se han estimado 72 ecuaciones, la presentación detallada de las mismas resulta casi imposible en esta comunicación. Por ello, se ha optado por presentar sólo de forma resumida los resultados.

Cuadro 3. Resumen resultados estimaciones

	Ecuaciones anuales				Muestra móvil orden 3					Muestra móvil orden 5					
	Nº regresores	Coef sign.5%	Error estan.	SCR	Nº obs.	Nº regresores	Coef sign.5%	Error estan.	SCR	Nº Obs.	Nº regresores	Coef sign.5%	Error estan.	SCR	Nº Obs.
1981	20	10	0.0542	0.0795	47	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1982	22	12	0.0690	0.1712	58	28	19	0.0650	0.5923	168	-	-	-	-	-
1983	24	13	0.0676	0.1781	63	28	21	0.0715	0.8230	189	33	26	0.0724	1.4051	301
1984	24	12	0.0763	0.2561	68	29	22	0.0679	0.7707	196	35	28	0.0708	1.4169	318
1985	25	13	0.0667	0.1780	65	31	24	0.0683	0.7746	197	36	29	0.0677	1.3440	329
1986	27	15	0.0616	0.1405	64	32	24	0.0645	0.6915	198	36	29	0.0683	1.3806	332
1987	28	11	0.0648	0.1724	69	32	23	0.0616	0.6332	199	37	31	0.0658	1.2711	331
1988	27	13	0.0718	0.2008	66	33	22	0.0622	0.6544	202	37	28	0.0631	1.1615	329
1989	28	15	0.0649	0.1643	67	32	22	0.0620	0.6307	196	38	27	0.0624	1.1565	335
1990	27	12	0.0665	0.1592	63	33	22	0.0614	0.6287	200	39	30	0.0646	1.2424	337
1991	28	15	0.0583	0.1427	70	34	23	0.0605	0.6225	204	39	29	0.0613	1.1370	342
1992	30	15	0.0658	0.1776	71	34	25	0.0555	0.5476	212	38	30	0.0588	1.0803	350
1993	29	20	0.0525	0.1159	71	34	27	0.0566	0.5867	217	40	32	0.0561	1.0185	364
1994	31	18	0.0595	0.1556	75	36	29	0.0527	0.5192	223	40	32	0.0613	1.2537	374
1995	34	18	0.0601	0.1551	77	37	27	0.0628	0.7694	232	39	33	0.0660	1.5151	387
1996	35	11	0.0754	0.2559	80	37	27	0.0705	1.0139	241	42	34	0.0687	1.7326	409
1997	35	14	0.0816	0.3264	84	40	28	0.0706	1.0819	257	42	34	0.0685	1.8168	429
1998	38	20	0.0600	0.1981	93	40	29	0.0651	0.9843	272	42	32	0.0688	1.9271	449
1999	38	22	0.0606	0.2091	95	40	26	0.0609	0.9096	285	43	30	0.0685	2.0116	472
2000	38	15	0.0754	0.3355	97	41	26	0.0673	1.1499	295	43	31	0.0646	1.8709	492
2001	39	14	0.0774	0.3832	103	41	24	0.0668	1.1730	304	43	29	0.0649	1.9447	505
2002	39	17	0.0649	0.2734	104	41	22	0.0637	1.1037	313	43	25	0.0660	2.0900	523
2003	39	20	0.0651	0.2842	106	41	26	0.0626	1.1037	323	43	26	0.0677	2.2184	527
2004	39	19	0.0685	0.3468	113	41	22	0.0671	1.2556	320	-	-	-	-	-
2005	36	15	0.0758	0.3734	101										

El resultado del contraste de igualdad de coeficientes avala los procedimientos de estimación de la ecuación utilizando muestras móviles, como una forma de permitir el probable cambio temporal de los coeficientes aparejado a la distinta valoración de las características en el tiempo, a la vez que se evita que su caprichosa erraticidad, ligada a los problemas de multicolinealidad y de reducido tamaño muestral, dificulte la interpretación económica de los coeficientes individuales.

Cuadro 4. Contraste modelos restringidos versus modelo general

	Muestra móvil orden 3		Muestra móvil orden 5		Coeficientes constantes	
	F calculada	F tabulada (5%)	F calculada	F tabulada (5%)	F calculada	F tabulada (5%)
1981-2005					1.67	1.00
1982	1.02	1.50				
1983	1.02	1.43	1.43	1.22		
1984	0.72	1.32	1.20	1.22		
1985	0.94	1.32	0.99	1.22		
1986	1.00	1.43	0.96	1.22		
1987	0.53	1.43	0.96	1.22		
1988	0.51	1.43	0.73	1.22		
1989	0.45	1.43	0.73	1.22		
1990	0.80	1.43	0.91	1.22		
1991	0.70	1.43	0.95	1.22		
1992	0.59	1.32	0.84	1.22		
1993	0.69	1.32	0.69	1.22		
1994	0.48	1.32	0.83	1.22		
1995	0.75	1.22	0.89	1.00		
1996	0.77	1.22	1.06	1.00		
1997	0.85	1.22	1.06	1.00		
1998	0.77	1.22	0.85	1.00		
1999	0.52	1.22	0.75	1.00		
2000	0.58	1.22	0.68	1.00		
2001	0.46	1.22	0.64	1.00		
2002	0.45	1.22	0.63	1.00		
2003	0.60	1.22	0.75	1.00		
2004	0.71	1.22	-	-		

La última alternativa propuesta para corregir la erraticidad de los coeficientes estimados año a año consiste en calcular la media móvil ponderada de los coeficientes anuales, utilizando como criterio de ponderación la inversa de la varianza. La cuestión que se plantea es qué valor elegir para la media móvil. Cuanto más elevada sea la media móvil, mayor suavización se consigue pero, a la vez, más restrictiva es la hipótesis en cuanto a la estabilidad en la valoración de las características. Dado el periodo temporal de

nuestro análisis, proponemos utilizar medias móviles de orden 3 y 5 y contrastar la igualdad de los coeficientes.

En efecto, para el caso de una media móvil de orden tres, el contraste sería el siguiente. Sea $b_{i,j}$ la valoración de una característica “i” en el modelo estimado con datos del año “j”. Por ejemplo, la potencia del vehículo. Operar con una media móvil de orden “h” para la valoración de las características, ya sea ponderada o no ponderada, implícitamente supone la igualdad de los parámetros poblacionales respectivos. El contraste para los órdenes 3 y 5 de la media móvil se efectúa según la propuesta metodológica que la sección 2 detalla.

Los resultados de aplicar este contraste muestran que en el caso de una media móvil ponderada de orden 3 y para un nivel de significación del 5%, la hipótesis nula de igualdad de coeficientes se rechaza sólo en 5 ocasiones de las 745 medias calculadas. En el caso de una media móvil ponderada de orden 5, la hipótesis se rechaza sólo en 12 ocasiones de un total de 667 medias calculadas. Cabe señalar que los coeficientes para los que se rechaza la hipótesis nula corresponden a variables ficticias que reflejan la marca del automóvil, pero no hacen referencia a la valoración de las características.

Los resultados de los distintos contrastes efectuados en relación con la igualdad de coeficientes avalan la metodología propuesta de obtener la valoración de las características, ya sea partir de la estimación de la ecuación con muestras móviles, o ya sea a partir de la obtención de medias móviles ponderadas de los coeficientes partiendo de las estimaciones año a año de la ecuación. En ambos casos se obtiene una valoración de las características que evoluciona en el tiempo de forma suavizada, y que a los niveles usuales de significación, no resulta rechazada por los datos.

5. Resultados

5.1. Aspectos metodológicos

Dado que la finalidad de las ecuaciones hedónicas obedece en la mayoría de las ocasiones al cálculo del índice de precios corregido por la calidad, en este apartado

presentamos el comportamiento de las tasas de variación de este índice de acuerdo con las distintas alternativas metodológicas propuestas.

La ecuación de partida de precios hedónicos en el periodo t viene dada por:

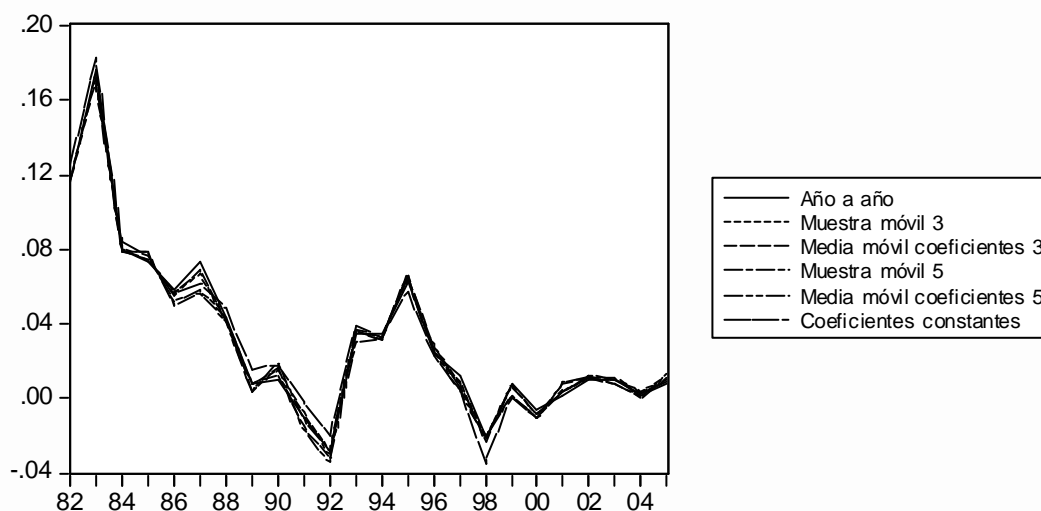
$$\ln(p_{it}) = \mathbf{a}_t + \mathbf{b}' \cdot X_{it} + \mathbf{g}' \cdot Z_{it} + e_{it}$$

La variación media de precios corregida por calidad y marcas se ha definido como la diferencia entre la variación observada del precio medio menos la variación atribuible a la modificación de las características y de las marcas para los valores medios de las mismas en cada año. Así:

$$\Delta \ln I_t = (\bar{\ln} p_t - \bar{\ln} p_{t-1}) - \hat{\mathbf{b}}' \cdot (\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1}) - \hat{\mathbf{g}}' \cdot (\bar{Z}_t - \bar{Z}_{t-1})$$

Las tasas de variación del índice se han calculado para cada una de las 6 estimaciones efectuadas para la obtención de los coeficientes β . En la estimación de ecuaciones separadas para cada año se ha optado por utilizar una media aritmética de los coeficientes β estimados en años adyacentes, tal y como la literatura sugiere⁸ (ver, Diewert, 2003a). El gráfico 2 permite visualizar como la tasa de variación del índice de precios es muy parecida cualquiera que sea la metodología empleada⁹.

Gráfico 2. Tasas de variación del índice de precios corregido por calidad



El aspecto a destacar es que en nuestro caso, a pesar de que la valoración de las características individuales difiere de forma apreciable según la metodología que se

⁸ Este procedimiento ofrece resultados muy similares a la estimación de regresiones entre años adyacentes.

⁹ Las formulaciones que utilizan muestras y medias móviles no permiten calcular el valor del índice para los últimos años. Estos valores se han predicho estimando un modelo autoregresivo.

utilice, la tasa de variación de los precios corregidos por calidad, o precios hedónicos, es muy similar en las seis alternativas. El motivo de esta aparente paradoja es la multicolinealidad y los escasos grados de libertad que distorsionan las estimaciones anuales. Empero, al sumar contribuciones, las diferencias se compensan de suerte que el comportamiento de los precios corregidos es muy similar con independencia del criterio empleado para la valoración de estas características.

De hecho, a nivel más formal puede contrastarse la igualdad de los seis índices construidos. En la comparación de los índices dos a dos, se tiene:

$$d_{ijt} = \Delta \ln(I_{it}) - \Delta \ln(I_{jt})$$

donde i, j representan distintas alternativas de estimación. Por tanto:

$$d_{ijt} \rightarrow N(0, \mathbf{s}_{ij})$$

En consecuencia:

$$\sum_{t=2}^T \left(\frac{d_{ijt}}{\mathbf{s}_{ij}} \right)^2 \rightarrow \mathbf{c}^2_{T-1}$$

El cuadro 5 resume el estadístico calculado para todas las posibles combinaciones entre pares de alternativas de estimación. En todos los casos, la hipótesis nula no puede ser rechazada para un elevado nivel de significación.

Cuadro 5. Contraste igualdad tasa de variación precio corregido por calidad

	\mathbf{c}^2 calculada	d.f.	P-Valor
General vs muestra móvil 3	22.02	22	0.459
General vs media móvil coeficientes 3	23.37	22	0.381
General vs muestra móvil 5	20.86	20	0.405
General vs media móvil coeficientes 5	23.32	20	0.273
General vs coeficientes constantes	23.24	23	0.447
Muestra móvil 3 vs coeficientes constantes	22.28	22	0.443
Media móvil coeficientes 3 vs coeficientes constantes	23.02	22	0.401
Muestra móvil 5 vs coeficientes constantes	21.12	20	0.390
Media móvil coeficientes 5 vs coeficientes constantes	22.70	20	0.303
Muestra móvil 3 vs media móvil 3 coeficientes	24.95	22	0.299
Muestra móvil 3 vs muestra móvil 5	22.44	20	0.317
Muestra móvil 3 vs media móvil 5 coeficientes	26.96	20	0.136
Muestra móvil 3 coeficientes vs muestra móvil 5	20.25	20	0.442
Media móvil 3 coeficientes vs media móvil 5 coeficientes	23.25	20	0.278
Muestra móvil 5 vs media móvil 5 coeficientes	23.53	20	0.264

Por tanto, frente a las dos alternativas extremas de suponer que la valoración de las características es constante para toda la muestra (ecuación estimada con un pooling incluyendo variables ficticias temporales) o que la valoración de las característica varia libremente año a año, lo que nuestra propuesta incorpora en este caso es una valoración de compromiso de la evolución temporal en la valoración de las características individuales que se ubica entre ambos extremos. En cualquier caso, en nuestro trabajo, la valoración de los precios hedónicos es robusta a las hipótesis planteadas. Independientemente de los criterios adoptados para la valoración de características, las tasas de inflación corregidas son estadísticamente indistinguibles.

5.2 Interpretación económica de los resultados

5.2.1. Comportamiento de los índices de precios

Una vez tratados los aspectos metodológicos relacionados con la estimación hedónica, este apartado se centra en los resultados empíricos que pueden derivarse del estudio. La ecuación utilizada corresponde a la media móvil de orden 3. Una vez se ha contrastado la igualdad en la variación de los índices, la elección de la media móvil de orden 3 se basa, por un lado, en el hecho que suaviza los coeficientes estimados y, por otro, en que sólo se pierden dos observaciones, frente a las cuatro que se pierden al emplear una media móvil de orden cinco.

En primer lugar, se presenta un análisis de la descomposición de los precios observados del automóvil de acuerdo con los componentes incluidos en la ecuación hedónica. En concreto, la variación del precio entre dos periodos t y $t+1$, $(\ln \bar{p}_t - \ln \bar{p}_{t-1})$, puede descomponerse en los siguientes términos:

$\mathbf{b}' \cdot (\mathbf{X}_t - \mathbf{X}_{t-1})$	Variación atribuible a las características
$\mathbf{g}' \cdot (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Z}_{t-1})$	Variación atribuible a las marcas
$\Delta \ln(I_t)$	Variación hedónica obtenida por diferencia, (incluye el elemento de perturbación aleatoria o no explicado)
$\Delta \ln(I_t) - \Delta \ln(IPC)$	Variación hedónica real

Los índices de precios se han obtenido a través de la acumulación de variaciones y tomando antilogaritmos, dado que las variaciones están referidas al logaritmo. El cuadro 6 presenta los resultados. Los índices se han calculado para la media aritmética de cada año sin ponderar por el número de unidades vendidas. Ello obedece a que para el periodo 1981-1987 no se dispone de las unidades vendidas para todos los modelos incluidos en la muestra. Esperamos subsanar este problema en versiones posteriores de este trabajo.

Cuadro 6. Descomposición del índice de precios observados en los distintos componentes

	Precio observado	IPC	Precio real	Ind. características.	Ind. marcas	Ind. hedónico	Ind. hed. real.
1981	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1982	1.168	1.144	1.021	1.026	1.013	1.125	0.983
1983	1.449	1.283	1.129	1.050	1.033	1.336	1.041
1984	1.621	1.428	1.135	1.076	1.043	1.446	1.012
1985	1.811	1.554	1.165	1.105	1.052	1.558	1.002
1986	1.960	1.691	1.159	1.133	1.050	1.647	0.974
1987	2.156	1.780	1.212	1.171	1.043	1.765	0.992
1988	2.379	1.866	1.275	1.212	1.067	1.841	0.987
1989	2.467	1.992	1.238	1.247	1.066	1.856	0.932
1990	2.603	2.126	1.224	1.282	1.080	1.880	0.884
1991	2.661	2.252	1.181	1.339	1.072	1.852	0.822
1992	2.700	2.386	1.132	1.394	1.080	1.794	0.752
1993	2.818	2.495	1.129	1.404	1.079	1.859	0.745
1994	2.947	2.613	1.128	1.426	1.077	1.919	0.734
1995	3.110	2.735	1.137	1.438	1.054	2.050	0.750
1996	3.246	2.832	1.146	1.475	1.046	2.104	0.743
1997	3.336	2.888	1.155	1.500	1.049	2.120	0.734
1998	3.393	2.941	1.154	1.559	1.051	2.072	0.705
1999	3.532	3.009	1.174	1.602	1.057	2.086	0.693
2000	3.525	3.112	1.133	1.626	1.048	2.069	0.665
2001	3.745	3.224	1.162	1.727	1.044	2.077	0.644
2002	3.939	3.323	1.185	1.793	1.046	2.101	0.632
2003	4.048	3.424	1.182	1.825	1.044	2.124	0.620
2004	4.171	3.528	1.182	1.878	1.043	2.131	0.604
2005	4.351	3.614	1.204	1.934	1.045	2.153	0.596

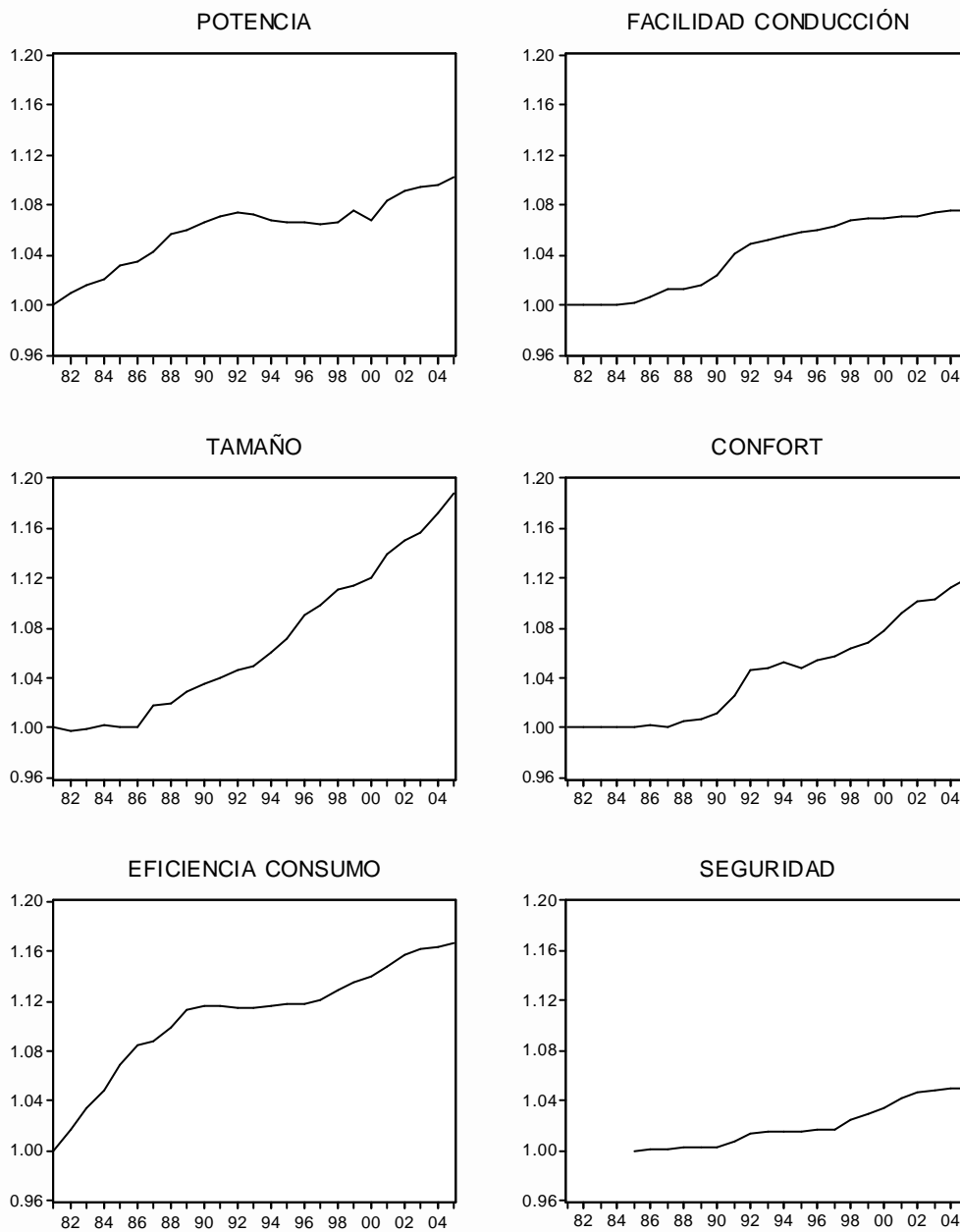
Según la muestra disponible, el precio de un automóvil en España se ha multiplicado por 4,4 entre los años 1981 y 2005 y por 1,2 en términos reales. Sin embargo, el aumento de calidad, medido por las características incluidas en la ecuación, se multiplicó por 1,9, mientras la composición de las marcas prácticamente no ha tenido

efecto. Así, si se corrige por el aumento de calidad el índice hedónico real muestra una caída del 40%. Debemos señalar que este índice recoge también los cambios en la fiscalidad sobre el automóvil. Entre estos cabe destacar el aumento de imposición después de la introducción del IVA en el año 1986, una reducción de 5 puntos porcentuales en el año 1992 –que coincide con una caída del índice hedónico nominal- y una reducción también de 5 puntos para los vehículos de menor cilindrada en el año 1996. El índice hedónico calculado es inferior al calculado por el INE. Este resultado coincide con el hallado por Izquierdo et al. (2001) en su estudio de precios del automóvil en España para el periodo 1997-2000.

5.2.2. Índices de calidad

De igual forma que se han calculado los índices de precios, se han elaborado también los índices de calidad de acuerdo con las agrupaciones presentadas en el apartado 3: potencia, facilidad en la conducción, tamaño, confort, eficiencia en el consumo y seguridad. Los resultados se presentan gráficamente para observar mejor el perfil temporal. El indicador de calidad que más parece haber contribuido al incremento del precio del automóvil ha sido el tamaño. El índice que toma el valor 1 en el año 1981 alcanza 1.19 en el año 2001. El aumento continuado de este índice debe relacionarse con el pequeño tamaño del automóvil en España en 1981 y, probablemente, con la existencia de otros indicadores de calidad que mejoran con el tamaño. En segundo lugar, una mayor eficiencia en el consumo de gasolina ha contribuido también al incremento del índice de calidad (1.16 en 2005). El patrón temporal de este indicador guarda una relación con el precio del carburante. Así, hasta 1988 el índice crece de forma pronunciada como consecuencia de las mejoras introducidas en los vehículos a raíz del aumento de los precios del petróleo en la década anterior. No obstante, la disminución del precio del petróleo en la segunda mitad de la década de los 80 frenó las ganancias en eficiencia, que vuelven a producirse después de 1997. El índice de calidad referido a la potencia del vehículo aumenta de forma notable hasta inicios de la década de los 90, para luego crecer de forma mucho más lenta. Este comportamiento coincide con el hallado en otros estudios y guarda relación con la mejora en la eficiencia de los motores, que permite un rendimiento más elevado del automóvil sin incrementar su potencia. El índice de confort de los vehículos muestra también un perfil creciente con una cierta relación con el nivel de renta del país.

Gráfico 3. Evolución de los índices de calidad



5.2.3 Convergencia en precios e integración económica

Uno de los argumentos frecuentemente esgrimidos para defender los procesos de integración económica es el aumento en la competencia que ello comporta, lo que debe traducirse en un aumento de la eficiencia. Es difícil hallar elementos para contrastar directamente estas hipótesis pero, en cualquier caso, cabe esperar que un aumento en la competencia y en la racionalidad de los mercados deba traducirse, una vez descontada la influencia de las características, en una mayor convergencia en precios.

Al respecto, el gráfico 4 muestra la evolución de la denominada “convergencia sigma” en precios, medida a través de la desviación estándar del logaritmo de los precios de los automóviles. Ninguna tendencia clara aparece al respecto, dado que a pesar del proceso de desarme arancelario que tuvo lugar en la década de los ochenta, el grado de dispersión no muestra ninguna tendencia definida.

No obstante, al calcular la convergencia sigma de los precios una vez descontada la influencia de las características, o de las características y de las marcas (de estos dos gráficos, se detalla sólo el segundo dado que los resultados eran prácticamente coincidentes), un claro proceso de convergencia aparece que se corresponde con el desarme arancelario. En consecuencia, en precios observados no ha habido proceso de convergencia, pero en precios hedónicos, que son los más relevantes a efectos de medir el grado de competencia imperante en los mercados, un claro proceso de convergencia aparece. El motivo obedece a que el desarme arancelario propició la importación de vehículos comunitarios de la gama alta y que incorporaban mejoras de calidad, lo que se tradujo en una mayor dispersión de precios observados, a la vez que los precios corregidos por calidad mostraban un proceso de homogeneización.

Con objeto de ahondar más en esta cuestión, cabe tratar de medir el efecto de la integración económica sobre los precios de los automóviles a partir de la interacción de la variable ficticia de año con la característica de que se trate de un vehículo importado. Esta interacción permite obtener un conjunto de quince coeficientes (desde 1981 hasta 2005, de los que sólo los correspondientes a los años 1981 a 1991 son estadísticamente significativos) que captan el impacto del desarme arancelario sobre los precios de los automóviles. Un simple diagrama de dispersión entre el desarme arancelario medido de esta forma y la convergencia sigma en precios, tal como el gráfico 5 muestra, permite apreciar una limitada asociación entre desarme arancelario y convergencia sigma en el precio de los automóviles (de hecho la desaparición de los aranceles puede propiciar una convergencia en precios observados), mientras que una muy clara asociación negativa se detecta entre desarme arancelario y convergencia sigma en precios hedónicos.

Gráfico 4. Convergencia sigma

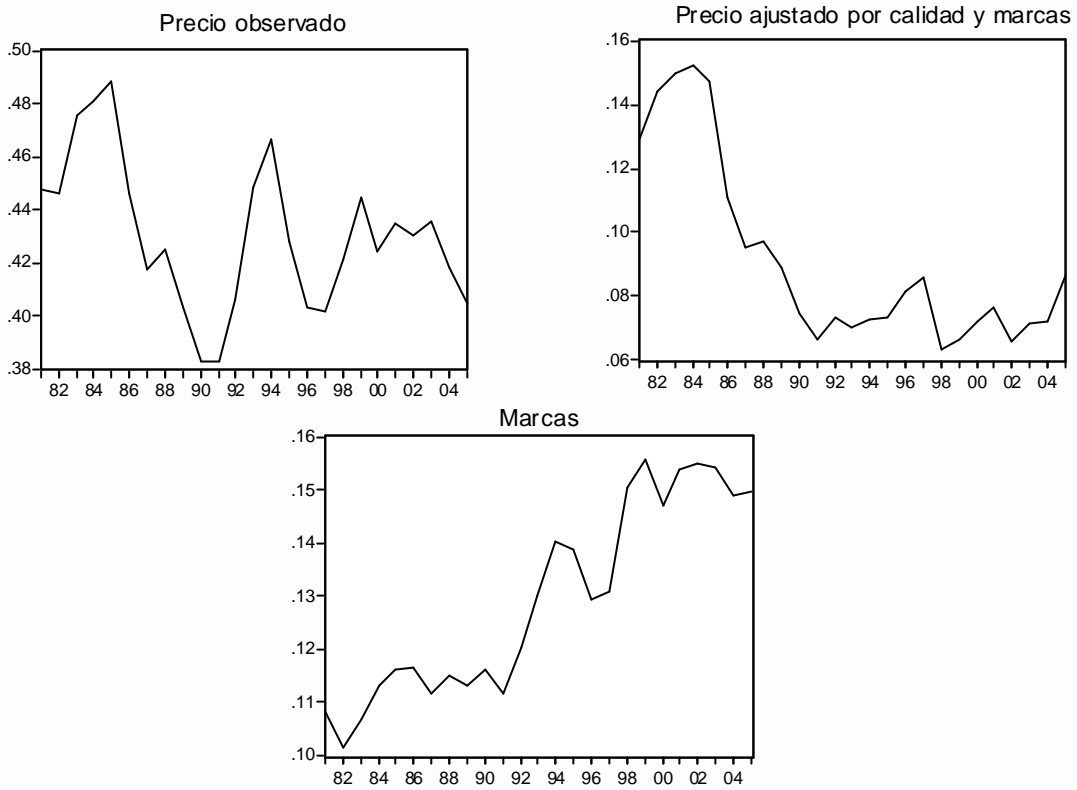
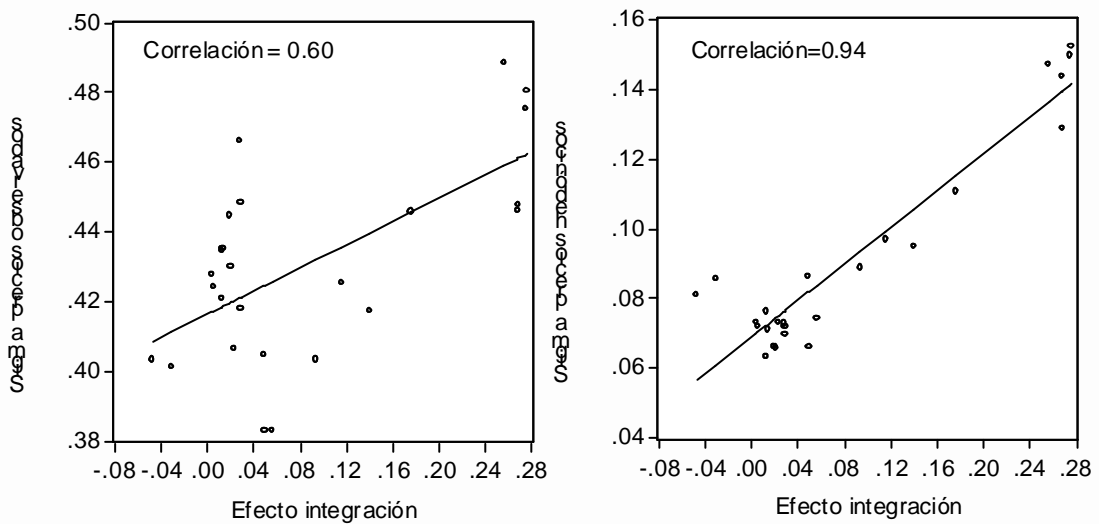


Gráfico 5. Convergencia en precios e integración económica



6. Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido efectuar una estimación de precios hedónicos para un bien industrial -el automóvil- que experimenta un cambio técnico importante.

Desde una óptica operativa, en el momento de proceder a efectuar una valoración de las características, la literatura ha contemplado dos posiciones extremas: Suponer constante la valoración de estas características, alternativa que suele ofrecer coeficientes estimados razonables pero que generalmente está en contradicción con la información muestral, o bien permitir una variación anual en la valoración de las características, lo que suele ofrecer una evolución errática y poco creíble en la estimación de los coeficientes. Dos alternativas intermedias, consistentes en valorar las características empleando una muestra móvil, o en valorar las características empleando una media móvil ponderada de los betas anuales, permiten alcanzar un equilibrio entre la poco creíble constancia estructural de los betas para todo el lapso temporal contemplado, o la erraticidad derivada de las estimaciones anuales, permitiendo que de año en año los coeficientes estimados se modifiquen libremente.

Por el lado de los resultados económicos hallados, cabe destacar dos extremos:

En primer lugar, en el período 1981-2005, los precios reales de los automóviles (es decir, los precios de los automóviles deflactados por el IPC) experimentan un crecimiento del 20%. Empero, cuando la comparación se lleva a cabo descontando las mejoras en las características, el precio real de los automóviles decrece un 40%. Este es el resultado obtenido para el caso del sector automovilístico, pero muy probablemente resultados de similar naturaleza se hallarían para una gran cantidad de productos industriales sometidos a un considerable cambio técnico y a un continuo proceso de mejora del bien final. Por otro lado, la caída del 40% en el precio hedónico real de los automóviles es un resultado robusto a los distintos criterios ensayados para la valoración de las características.

En segundo lugar, si bien el precio observado de los automóviles no muestra ningún claro proceso de convergencia, los precios de los automóviles en el período 1981-2005, una vez se corrige por la contribución de las características, muestran un claro proceso

de convergencia que se centra en el período 1981-1991. Esta década estuvo presidida por el desmantelamiento arancelario que propició la convergencia en precios. La convergencia hallada en precios hedónicos está en consonancia con una mayor competencia en el sector.

7. Referencias bibliográficas

- Arguea, N.M., C. Hsiao, y G.A. Taylor (1994), Estimating consumer preferences using market data –an application to US automobile demand, *Journal of Applied Econometrics*, 9, 1-18.
- Bajic, V. (1993), Automobiles and implicit markets: an estimate of structural demand model for automobile characteristics, *Applied Economics* 1993, 2, 541-551.
- Berndt, (1991), *The Practice of Econometrics*, cap. 4, 102-149.
- Diewert, E. (2003b), Hedonic regressions: a review of some unresolved issues, 7th Meeting of the Ottawa group, Paris, Mayo.
- Diewert, E. (2003a), Hedonic Regression. A consumer theory approach, en R.C. Feenstra y M.D. Shapiro *Scanner Data and Price Indexes*, NBER, Studies in Income and Wealth, vol. 64.
- Feenstra, R. C. (1995), Exact hedonic price indexes, *The Review of Economics and Statistics*, 634-653.
- Izquierdo, M., O. Licandro y A. Maydeu (2001), *Mejoras de calidad e índices de precios del automóvil en España*, Estudios Económicos, nº 72, Banco de España.
- Ohta, M y Z. Griliches (1986), Automobile prices and quality: did the gasoline price increase change consumer tastes in the U.S.?, *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 187-198.
- Pakes, A. (2003), A reconsideration of hedonic price indexes with an application to PC's, *American Economic Review*, 93, 1578-1596.
- Raff, D.M.G y M. Trajtenberg (1995), *Quality adjusted prices for the American automobile industry: 1906-1940*, NBER, Working Paper 5035.
- Rosen, S. (1974), Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82, 34-55.
- Triplett, J. (2004), Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information echnology products, STI Working Paper 2004/9, OCDE.

Cuadro A.1. Descripción de la muestra

	Observaciones	Precio (euros corrientes)
1981	47	4599.39
1982	58	5371.11
1983	63	6663.56
1984	68	7457.83
1985	65	8328.34
1986	64	9013.69
1987	69	9916.34
1988	66	10942.83
1989	67	11345.65
1990	63	11973.00
1991	70	12238.96
1992	71	12417.72
1993	71	12959.31
1994	75	13555.26
1995	77	14302.36
1996	80	14930.47
1997	84	15343.38
1998	93	15605.98
1999	95	16245.80
2000	97	16214.47
2001	103	17224.53
2002	104	18116.16
2003	106	18618.47
2004	113	19185.30
2005	101	20011.04

Cuadro A.2. Estimación de la ecuación de precios hedónicos

Dependent Variable: LOG(PRECIO)

Included observations: 1970

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.33359	0.049774	247.7927	0.0000
CILIN	0.000222	1.08E-05	20.49526	0.0000
POTENCIA	2.301612	0.247389	9.303607	0.0000
VOLUM	0.091077	0.003050	29.85688	0.0000
INCGAS	-2.067027	0.183303	-11.27656	0.0000
DIESEL	0.069964	0.008492	8.238396	0.0000
MONOVOL	0.039537	0.016749	2.360549	0.0183
NPUERTAS	0.029148	0.005915	4.928121	0.0000
AIRE	0.053243	0.006215	8.566656	0.0000
CLIMA	0.127339	0.007673	16.59570	0.0000
FRENO	0.046201	0.006698	6.897887	0.0000
DIRECCION	0.067912	0.006651	10.21149	0.0000
LUNA	0.025584	0.006178	4.141281	0.0000
AUTOM	0.085218	0.017102	4.982959	0.0000
ALFAR	0.091467	0.017487	5.230558	0.0000
AUDI	0.258700	0.011970	21.61241	0.0000
AUSTIN	-0.074346	0.025075	-2.964914	0.0031
BMW	0.346397	0.010389	33.34168	0.0000
CHRYSLER	-0.233620	0.021121	-11.06121	0.0000
CITROEN	0.043901	0.009586	4.579825	0.0000
DAEWOO	-0.114095	0.015723	-7.256535	0.0000
FIAT	0.008876	0.011847	0.749286	0.4538
FORD	0.034471	0.008564	4.024977	0.0001
HONDA	0.089910	0.018446	4.874273	0.0000
HYUNDAI	-0.142778	0.011942	-11.95573	0.0000
KIA	-0.267411	0.044292	-6.037499	0.0000
LANCIA	0.098621	0.012422	7.939430	0.0000
MAZDA	0.035517	0.015353	2.313313	0.0208
MERCEDES	0.414736	0.011592	35.77729	0.0000
MITSUBISHI	0.054551	0.023226	2.348656	0.0189
NISSAN	0.030624	0.011925	2.568030	0.0103
OPEL	0.082621	0.008827	9.360237	0.0000
PEUGEOT	0.057520	0.008135	7.070261	0.0000
RENAULT	0.007337	0.007427	0.987918	0.3233
ROVER	0.043062	0.015401	2.796093	0.0052
SAAB	0.197645	0.015198	13.00467	0.0000
SKODA	-0.061187	0.020247	-3.021983	0.0025
TALBOT	-0.020536	0.009720	-2.112741	0.0348
TOYOTA	0.045968	0.012418	3.701838	0.0002
VOLVO	0.227725	0.013648	16.68590	0.0000
VOLKS	0.118445	0.008642	13.70599	0.0000

ANY82	0.106147	0.018453	5.752221	0.0000
ANY83	0.261728	0.017167	15.24589	0.0000
ANY84	0.339597	0.016736	20.29105	0.0000
ANY85	0.406745	0.017252	23.57620	0.0000
ANY86	0.498870	0.017538	28.44517	0.0000
ANY87	0.567498	0.016520	34.35153	0.0000
ANY88	0.624455	0.018241	34.23388	0.0000
ANY89	0.645247	0.018856	34.22006	0.0000
ANY90	0.679791	0.018422	36.90009	0.0000
ANY91	0.683766	0.017354	39.40096	0.0000
ANY92	0.679761	0.019555	34.76090	0.0000
ANY93	0.731340	0.017146	42.65282	0.0000
ANY94	0.763649	0.017163	44.49353	0.0000
ANY95	0.818267	0.017397	47.03626	0.0000
ANY96	0.840995	0.017872	47.05540	0.0000
ANY97	0.846782	0.018356	46.13110	0.0000
ANY98	0.810593	0.017363	46.68580	0.0000
ANY99	0.809771	0.017577	46.07055	0.0000
ANY00	0.798102	0.017887	44.61910	0.0000
ANY01	0.800529	0.018220	43.93748	0.0000
ANY02	0.813099	0.018027	45.10523	0.0000
ANY03	0.825567	0.018300	45.11407	0.0000
ANY04	0.829190	0.018550	44.69939	0.0000
ANY05	0.837513	0.018972	44.14556	0.0000
ANY81*IMP1	0.264849	0.042542	6.225597	0.0000
ANY82*IMP1	0.264331	0.034747	7.607373	0.0000
ANY83*IMP1	0.271647	0.024829	10.94067	0.0000
ANY84*IMP1	0.272940	0.024230	11.26461	0.0000
ANY85*IMP1	0.253548	0.021787	11.63772	0.0000
ANY86*IMP1	0.173231	0.020021	8.652421	0.0000
ANY87*IMP1	0.137589	0.017780	7.738514	0.0000
ANY88*IMP1	0.113397	0.020192	5.615971	0.0000
ANY89*IMP1	0.091651	0.018818	4.870388	0.0000
ANY90*IMP1	0.053550	0.017336	3.088959	0.0020
ANY91*IMP1	0.045937	0.015027	3.056973	0.0023
ANY92*IMP1	0.019186	0.018042	1.063358	0.2878

R-squared	0.982608	Mean dependent var	14.58690
Adjusted R-squared	0.981910	S.D. dependent var	0.561995
S.E. of regression	0.075588	Akaike info criterion	-2.288733
Sum squared resid	10.81578	Schwarz criterion	-2.070406
Log likelihood	2331.402	F-statistic	1407.247
