

PRECIO, CALIDAD, MARCA DE FABRICANTE Y PAIS DE VENTA DEL PRODUCTO

*Jesús Gutiérrez Cillán**
*José María Fortuna Lindo**

En el presente trabajo se intenta apreciar y explicar el grado de variación del denominado «precio neto del efecto de la calidad» en el mercado europeo del automóvil. A tal fin, se especifica una ecuación de regresión en la que el precio de venta aparece como función de las usuales variables hedónicas —determinantes últimos de la calidad— y de los efectos «marca de fabricante» y «país de venta» del producto. Los resultados de la estimación del modelo propuesto ponen de manifiesto la existencia de disparidades significativas entre los precios de los automóviles que no pueden justificarse por diferencias en cuanto a los niveles de calidad. La contribución de los referidos efectos a la explicación del precio parece clara.

Palabras clave: precios, calidad industrial, automóviles, marcas, análisis teórico, análisis empírico, modelo de regresión, España, Francia, Italia.

Clasificación JEL: D40, L15, L62.

1. Planteamiento introductorio del problema

Habitualmente se asume que, en una teórica situación de equilibrio competitivo, los precios de los productos debieran aparecer inequívocamente determinados por sus atributos de calidad. Si así fuera, el precio de una variante cualquiera i de un

producto determinado quedaría perfectamente definido del modo siguiente¹:

$$P_i = F[X(I)_i, \dots, X(h)_i, \dots, X(n)_i] \text{ para toda variante } i$$

donde $X(h)_i$ es la cantidad de atributo h (con $h: 1, 2, \dots, n$) contenida en la variante i .

Si admitimos además una relación lineal entre el precio y las dimensiones de la calidad, el precio de la variante en cuestión podría expresarse como:

$$P_i = C_1 X(I)_i + \dots + C_h X(h)_i + \dots + C_n X(n)_i$$

* Departamento de Economía y Administración de Empresas. Universidad de Valladolid.

Este trabajo resume los resultados del proyecto de investigación «El precio en el mercado europeo del automóvil: un estudio descriptivo y un intento de explicación» que constituye una versión corregida y ampliada de uno previo «Variabilidad del precio en el mercado del automóvil: un estudio descriptivo para el caso de tres países europeos», realizado por los autores con la colaboración de Ana María Gutiérrez Arranz y María José Garrido Samaniego. Ambas versiones, forman parte de un proyecto global dirigido por Jesús Gutiérrez Cillán, beneficiado con una Ayuda para Proyectos de Grupos Jóvenes del Vicerrectorado de Investigación de la Universidad de Valladolid.

¹ Una variante de un producto es cualquier modalidad del mismo. Se entiende que todas las variantes de un producto pueden ser caracterizadas en términos del mismo conjunto de n atributos de calidad. Marca aparte, las diferencias entre variantes residen en los niveles de presencia de tales atributos, esto es, en las cantidades $X(1)$, ... $X(h)$, ... $X(n)$.

donde los coeficientes de ponderación $C_1, \dots, C_h, \dots, C_n$ son los precios implícitos de los distintos atributos. El valor de C_h es el precio de mercado de una unidad de atributo h presente en cualquiera de las variantes del producto².

En la realidad, sin embargo, es impensable que en todo momento los mercados se encuentren en condiciones de equilibrio estable y que los precios de los productos aparezcan totalmente determinados por sus atributos de calidad. De hecho, parece más probable que existan movimientos en los precios que no provengan necesariamente de cambios en los niveles de calidad. Es de esperar, por tanto, que la relación funcional entre el precio y la calidad deje sin explicar una cantidad significativa de variación residual (Cowling y Rayner, 1970, páginas 1293-1294). Y así:

$$P_i = F[X(I)_i, \dots, X(h)_i, \dots, X(n)_i] + E_i$$

donde E_i es la parte del precio de la variante i que no tiene correspondencia directa con el nivel de calidad. La asimetría en la distribución de la información entre productores y consumidores, el coste no nulo de la información, las capacidades limitadas de los compradores, los errores de percepción, las dificultades para la correcta apreciación del nivel de calidad, la fidelidad a determinadas marcas y las diferencias entre las empresas en cuanto a su velocidad de adaptación a las innovaciones tecnológicas son algunos de los factores que se han apuntado como impedimentos para que se alcance el equilibrio teórico.

Pues bien, la técnica hedónica permite comprobar este extremo: corrige los precios de tal forma que deja al descubierto aquella parte del precio que no encuentra su justificación en el nivel de calidad³. En un análisis transversal, es capaz de determinar hasta

qué punto las dimensiones de la calidad son suficientes para explicar la totalidad de la dispersión observada en los precios de las variantes que compiten en un mercado cualquiera en un momento dado. Si se admite la relación lineal entre el precio y la calidad, bastaría entonces con estimar el modelo de regresión siguiente:

$$P_i = C_1 X(I)_i + \dots + C_h X(h)_i + \dots + C_n X(n)_i + E_i$$

Para cada variante i , la técnica desintegra el precio de venta P_i en sus componentes fundamentales, PE_i y E_i de tal forma que:

$$P_i = PE_i + E_i$$

El precio estimado PE_i es la parte del precio de i que se corresponde con el nivel de calidad. Coincide con el precio medio de todas esas variantes que ofrecen un nivel de calidad equivalente al de i . Para cada variante concreta, PE_i es la expresión monetaria de su nivel de calidad⁴:

$$PE_i = C_1 X(I)_i + \dots + C_h X(h)_i + \dots + C_n X(n)_i$$

Por su parte, el residuo de la regresión E_i es la cantidad en que se estima la desviación del precio de venta de la variante i respecto del precio que corresponde a su nivel de calidad:

$$E_i = P_i - PE_i$$

Es, en otras palabras, el «precio neto del efecto de la calidad»: lo que en la terminología anglosajona se denomina *quality-adjusted price*.

Al mismo tiempo, el procedimiento permite determinar el valor —relación calidad/precio— de cada una de las variantes o

² En general, y con independencia del tipo de relación funcional que se establezca entre el precio de venta y los atributos del producto que determinan su nivel de calidad, el precio implícito del atributo h viene dado por la derivada parcial de la función F respecto de $X(h)$, esto es: $C_h = \delta F / \delta X(h)$. En situaciones de competencia perfecta, los precios de los atributos —como los precios de los productos— son fruto del libre acuerdo entre las fuerzas de la oferta y la demanda.

³ Para una clarificación conceptual acerca del denominado *enfoque hedónico* pueden consultarse los trabajos de LUCAS (1975), y OTHA y GRILICHES (1976). Ejemplos de la aplicación de la *técnica hedónica* se

muestran, entre otras, en las obras de BAJIC (1988); COWLING y CUBBIN (1971); COWLING y RAYNER (1979); HOGARTY (1975) y MURFIN (1984).

⁴ En este sentido, PE se asemeja bastante a lo que KEON (1980, página 1118) denomina *monetary worth*: el resultado de evaluar en términos monetarios la utilidad, el grado de satisfacción o la «cantidad» de calidad que proporciona una variante.

alternativas de elección. En efecto, si PE_i es la expresión monetaria del nivel de calidad de i , el cociente entre PE_i y P_i se convierte en una medida de su *valor relativo*⁵:

$$\text{Valor } (i) = \text{Nivel de calidad } (i) / \text{Precio } (i) = PE_i / P_i = 1 - (E_i / P_i)$$

Si los precios de todas las variantes aparecieran perfecta e inequívocamente determinados por sus respectivos niveles de calidad y —como hemos supuesto— la relación precio-dimensiones de calidad siguiera un esquema lineal y aditivo, el residuo E_i de cualquiera de las variantes consideradas tomaría el valor cero. Lógicamente, un valor de E_i significativamente distinto de cero indica la presencia en el mercado de una variante —en este caso, la variante i — cuyo precio de venta (P_i) difiere en cantidad apreciable del que le habría de corresponder a tenor de su nivel de calidad (PE_i).

En este marco de análisis, tratamos de contrastar precisamente la incapacidad de las dimensiones de la calidad para explicar en su totalidad el precio de venta de los automóviles que se comercializan en distintos países de la Unión Europea. Dicho de otro modo: la hipótesis que mantenemos es la de la presencia en el mercado europeo del automóvil de un número suficiente de variantes cuyos valores E_i son significativamente distintos de cero.

Si esta hipótesis se verificara, cabría plantearse la posibilidad de explicar la variabilidad de E_i a partir de la existencia de unos efectos «país de venta» y «marca de fabricante» con capacidad bastante para distorsionar la relación teórica entre el precio y la calidad. En esta idea se aplica la metodología que exponemos en el apartado siguiente.

2. Cuestiones metodológicas: objetivos y fases del trabajo empírico

El estudio que pretendemos realizar parte de la elaboración de una base de datos relativa al conjunto de variantes del

automóvil que se comercializaban en tres países de la actual UE: España, Francia e Italia. A tal fin se consultaron los números de diciembre de 1992 de diferentes revistas especializadas en el mundo del automóvil y el motor⁶. En estas publicaciones se ofrece información objetiva acerca de las características más relevantes de las diferentes variantes del automóvil: precio, prestaciones, consumo, dimensiones, peso, y equipamiento de serie y opcional. Los precios incluyen ya todos los denominados «gastos necesarios»: transporte, matriculación e IVA correspondiente. A los efectos de homogeneización, tales precios fueron convertidos en ECU. Recurrimos para ello al tipo medio de cambio del mes de diciembre de 1992.

En la base de datos, cada observación, que se corresponde con una variante determinada del automóvil, aparece definida en términos de los atributos de calidad $X(1), \dots, X(h), \dots, X(n)$ que son comunes a todas las variantes consideradas: precio, cilindrada, potencia, velocidad máxima, aceleración, peso, longitud, anchura, altura, capacidad del maletero y consumo de carburante (a 90 Km/h, a 120 Km/h y en recorrido urbano).

A partir de esta información, y sobre la base de los que se supone que son los atributos determinantes del nivel de satisfacción, en la primera fase del trabajo pretendemos medir el grado de asociación real entre el precio y la calidad. Para ello, como ya se ha señalado, estimamos mediante un análisis de regresión⁷ la ecuación siguiente:

$$P_i = C_1 X(1)_i + \dots + C_h X(h)_i + \dots + C_n X(n)_i + E_i$$

En último extremo, intentaremos detectar posibles variantes del automóvil que se comercialicen con precios (P) dife-

⁵ Nos remitimos de nuevo al trabajo de KEON (1980): el valor así definido recuerda al de *bargain value* o cociente entre *monetary worth* y precio.

⁶ En concreto: *Guía del comprador de Top Auto*; Suplemento *Guía compracoches*, que se incluye —entre otras— en *Autopista*, *Automóvil*, *Automecánica* y *Motorpress*; «*Guide de l'acheteur 93*» de *L'auto normal*; *L'automobile magazine* y *AM. Mensile internazionale dell'automobile*.

⁷ En este trabajo, todas las regresiones se realizan con el paquete econométrico Micro-TSP (*Time Series Processor*), versión 5.0.

rentes, aun cuando sus niveles de calidad (PE) sean equivalentes. De este modo, se podría juzgar el grado de fiabilidad que merece el precio como señal de calidad. Y es que la mera existencia de variantes con valores de E distintos de cero —esto es, con ratios calidad-precio (PE_i/P_i) diferentes de uno— es la prueba que necesitaríamos para deducir la debilidad de la relación precio-calidad objetiva y la relativa incapacidad del precio para servir como indicador o referente fiel de la calidad⁸.

Si, como sospechamos, la relación entre el precio y la calidad —medida por el coeficiente de determinación R^2 del modelo ajustado— no es especialmente alta —un R^2 suficientemente distante de uno—, en la segunda fase del trabajo trataremos de comprobar si la falta de correspondencia entre precios y calidades viene explicada por la presencia de unos efectos «marca de fabricante» y «país de venta» del producto. En otras palabras, lo que se pretende contrastar es la importancia y significación de la marca y del país de venta en tanto que factores explicativos de la variabilidad del precio neto del efecto de la calidad.

Si es que existen, la metodología que proponemos ayuda igualmente a identificar a los fabricantes que lanzan al mercado sus productos —variantes— con unos precios de venta manifiestamente superiores o inferiores a los precios que corresponden a sus respectivos niveles de calidad: esos fabricantes cuyas estrategias de precio-calidad estarían en el origen de la debilidad —si éste fuera el caso— de la relación real y objetiva entre el precio y la calidad. Veámos todo ello con cierto detenimiento.

Con el propósito señalado, cabe estimar —tantas veces como marcas j diferentes compiten en el mercado— la ecuación de regresión siguiente:

$$P_i = [1 + EM_j \text{MARCA}(j)] [C_1 X(1)_i + \dots + C_n X(n)_i] + U_i$$

⁸ Respecto de la utilización del precio como indicador o señal de la calidad del producto, lo que se ha dado en llamar relación *precio-calidad percibida*, pueden verse distintos trabajos de GUTIÉRREZ CILLAN (1991a, 1991b, 1993a y 1996).

donde $\text{MARCA}(j)$ es una variable ficticia que toma el valor 1 si la variante i es alguna de las que se comercializan con el nombre de marca del fabricante j ; en caso contrario, es decir, si i pertenece a una marca distinta de la j , toma el valor 0.

Así, el precio de venta de cualquier variante i de la marca j ($P_{i \text{ de } j}$) puede expresarse como:

$$P_{i \text{ de } j} = (1 + EM_j) PE_{i \text{ de } CM}$$

donde $PE_{i \text{ de } CM}$ representa el precio medio de las variantes similares de las marcas competidoras o, en otros términos, el precio que tendría la variante i si fuese comercializada, no por el fabricante j , sino por su competidor medio (CM):

$$PE_{i \text{ de } CM} = C_1 X(1)_i + \dots + C_h X(h)_i + \dots + C_n X(n)_i$$

EM_j es el efecto marca del fabricante j . Expresa el tanto por uno en que se estima que el precio de venta de una variante cualquiera de la marca j ($P_{i \text{ de } j}$) es superior o inferior al precio medio de todas esas variantes de la competencia que tienen un nivel de calidad equivalente al de i ($PE_{i \text{ de } CM}$):

$$EM_j = (P_{i \text{ de } j} - PE_{i \text{ de } CM}) / PE_{i \text{ de } CM}$$

El mismo planteamiento puede hacerse respecto del país de venta. Y es que, cuando el mercado supera los límites de lo nacional, resulta interesante conocer si existen diferencias entre los precios que se aplican según cual sea el país de venta. A tal fin, se especifica la ecuación de regresión siguiente:

$$P_i = [1 + EP_k \text{PAIS}(k)^1] [C_1 X(1)_i + \dots + C_n X(n)_i] + U_i$$

donde $\text{PAIS}(k)$ es una variable ficticia que toma el valor 1 si la variante i es la que se vende en el país k ; en caso contrario, toma el valor 0.

Así, el precio de venta en el país k de cualquier variante i ($P_{i \text{ en } k}$) puede definirse como:

$$P_{i \text{ en } k} = (1 + EP_k) PE_{i \text{ en } PM}$$

donde $PE_{i \text{ en } PM}$ es el precio medio de las variantes similares que se venden en los otros países o, como antes, el precio que tendría la variante i si, en lugar de venderse en el país k , se vendiera en esa ficción que es el país medio (PM) de los distintos de k :

$$PE_{i \text{ en } PM} = C_1 X(1)_i + \dots + C_h X(h)_i + \dots + C_n X(n)_i$$

EPK es el efecto del país de venta k . Expresa el tanto por uno en que se estima que el precio de venta en el país k de una variante i cualquiera ($P_{i \text{ en } k}$) es superior o inferior al precio medio de todas esas variantes que, con un nivel de calidad equivalente al de i , se venden en cualquiera de los restantes países considerados ($PE_{i \text{ en } PM}$):

$$EP_k = (P_{i \text{ en } k} - P_{Ei \text{ en } PM}) / PE_{i \text{ en } PM}$$

Pero siempre es posible especificar una ecuación de regresión que sea capaz de considerar de forma simultánea los efectos «marca de fabricante» y «país de venta»:

$$P_i = [1 + EM_j \text{ MARCA}(j)] [1 + EP_k \text{ PAIS}(k)] [C_1 X(1)_i + \dots + C_n X(n)_i] + U_i$$

De este modo, el precio de venta en el país k de una variante cualquiera i de la marca j puede expresarse como sigue:

$$P_{i \text{ de } j \text{ en } k} = (1 + EM_j) (1 + EP_k) PE_{i \text{ de } CM \text{ en } PM}$$

donde $PE_{i \text{ de } CM \text{ en } PM}$ es el precio que tendría la variante i si, en lugar de ser comercializada por el fabricante j en el país k , se vendiera en esa ficción que es el país medio de los considerados y bajo el nombre de marca del competidor medio.

Lógicamente:

$$PRECIO_{i \text{ de } j \text{ (en } k)} = (1 + EM_j) PRECIO_{i \text{ de } CM \text{ (en } k)}$$

$$PRECIO_{i \text{ (de } j) \text{ en } k} = (1 + EP_k) PRECIO_{i \text{ (de } j) \text{ en } PM}$$

El efecto combinado de la marca j y el país k , esto es:

$$(1 + EM_j) (1 + EP_k) - 1 = (P_{i \text{ de } j \text{ en } k} - PE_{i \text{ de } CM \text{ en } PM}) / PE_{i \text{ de } CM \text{ en } PM}$$

se define como el tanto por uno en que se estima que el precio de venta en el país k de una variante genérica i de la marca j ($P_{i \text{ de } j \text{ en } k}$) es superior o inferior al precio medio ($PE_{i \text{ de } CM \text{ en } PM}$) de todas esas variantes que, con un nivel de calidad equivalente al de i , se venden en cualquiera de los restantes países considerados y bajo cualquiera de las marcas de la competencia. Tal precio medio sirve, en consecuencia, como referente a la hora de juzgar la política de precios de cada marca y en cada país.

Sin embargo, en la medida en que la base de referencia para juzgar la política de precios de la marca j o en el país k varía según cuales sean los valores de j y k (es evidente, por ejemplo, que el competidor medio de Citroën es distinto del de Renault), este tipo de análisis no permite realizar comparaciones entre los diferentes efectos «marca» y «país de venta». Pues bien, para salvar este inconveniente y facilitar la comparación directa entre los precios de las distintas marcas y entre los precios en los diferentes países, damos un último paso para plantear un modelo general que incluye tantos «efectos marca» y tantos «efectos país» como marcas y países se consideran en el análisis. Tal modelo se construye de forma que una de las marcas y uno de los países actúan como referencia: sus efectos correspondientes son nulos. Para el caso de J marcas ($j: 1, \dots, J$) y K países ($k: 1, \dots, K$), si tomamos como referentes para la comparación la marca m y el país p , el modelo queda como sigue:

$$\begin{aligned} PRECIO_i = & [EM_T^m \text{ MARCA}(1)_i + \dots + EM_{m-1}^m \text{ MARCA}(m-1)_i + 1 + \\ & + EM_{m+1}^m \text{ MARCA}(m+1)_i + \dots + EM_J^m \text{ MARCA}(J)_i] [EP_p^p \text{ PAIS}(1)_i + \\ & + \dots + EP_{p-1}^p \text{ PAIS}(p-1)_i + 1 + EP_{p+1}^p \text{ PAIS}(p+1)_i + \dots + EP_K^p \text{ PAIS}(K)_i] \\ & [C_1 X(1)_i + \dots + C_n X(n)_i] + U_i \end{aligned}$$

donde:

EM_j^m : (para cualquier m y $j: 1, 2, \dots, J$) es el efecto marca de j cuando la marca de referencia es la m .

EP_k^p : (para cualquier p y $k = 1, 2, \dots, K$) es el efecto país de k cuando el país de referencia es el p .

Obsérvese que la ecuación no incluye las variables artificiales que corresponden a la marca m y al país p que, en este caso, se utilizan como referentes para la comparación: $MARCA(m)$ y $PAIS(p)$. Así nos aseguramos de que sus correspondientes efectos sean nulos. En general, para cualquier marca m o j y para cualquier país de venta p o k :

$$EM_m^m = EM_j^j = 0 \quad \text{y} \quad EP_p^p = EP_k^k = 0$$

La interpretación económica de los parámetros del modelo es sencilla. El valor de EM_j^m es el tanto por uno en que se estima que el precio de una variante genérica de la marca j es superior o inferior al precio de una variante similar —en cuanto a calidad— de la marca m :

$$PRECIO_{i \text{ de } j \text{ (en } k)} = (1 + EM_j^m) PRECIO_{i \text{ de } m \text{ (en } k)}$$

$$EM_j^m = (PRECIO_{i \text{ de } j \text{ (en } k)} - PRECIO_{i \text{ de } m \text{ (en } k)}) / PRECIO_{i \text{ de } m \text{ (en } k)}$$

De igual forma, el valor de EP_k^p es el tanto por uno en que se estima que el precio de venta de una variante genérica en el país k es superior o inferior al precio de venta en el país p de esa misma variante:

$$PRECIO_{i \text{ (de } j) \text{ en } k} = (1 + EP_k^p) PRECIO_{i \text{ (de } j) \text{ en } p}$$

$$EP_k^p = (PRECIO_{i \text{ (de } j) \text{ en } k} - PRECIO_{i \text{ (de } j) \text{ en } p}) / PRECIO_{i \text{ (de } j) \text{ en } p}$$

Por último, el valor de $[(1 + EM_j^m) (1 + EP_k^p) - 1]$ es el tanto por uno en que se estima que el precio de venta de una variante genérica de la marca j en el país k es superior o inferior al precio de venta en el país p de una variante de calidad similar de la marca m :

$$PRECIO_{i \text{ de } j \text{ en } k} = (1 + EM_j^m) (1 + EP_k^p) PRECIO_{i \text{ de } m \text{ en } p}$$

$$(1 + EM_j^m) (1 + EP_k^p) - 1 = (PRECIO_{i \text{ de } j \text{ en } k} - PRECIO_{i \text{ de } m \text{ en } p}) / PRECIO_{i \text{ de } m \text{ en } p}$$

Si deseamos realizar todas las posibles comparaciones, podemos especificar tantos modelos como marcas y países consideramos, de forma que en cada uno de tales modelos aparezca una marca de referencia m (con $m: 1, 2, \dots, J$) y un país de referencia p (con $p = 1, 2, \dots, K$) distintos.

Así las cosas, no parece razonable tratar de medir la relación precio-calidad objetiva sobre una población tan heterogénea como la constituida por los automóviles. Y es que un estudio como el que pretendemos realizar sólo tiene sentido cuando se trabaja con modelos y variantes que, por tener unos precios y/o unas calidades relativamente similares, compiten entre sí y forman parte del mismo conjunto de posibilidades de elección del consumidor⁹. La gran diversidad de modelos y variantes que existe en el mercado del automóvil y las enormes diferencias que se dan entre los mismos aconsejan realizar un análisis *cluster* o tipológico para obtener grupos —segmentos— más pequeños y con mayor grado de homogeneidad interna, en el seno de los cuales tenga verdadero sentido la comparación en términos de calidad y precio. La idea no es otra que la de agrupar a los distintos modelos y variantes en función de su proximidad o similitud natural. Con este fin, y previo al análisis de regresión, convendría aplicar alguna suerte de técnica de agrupación. Sin embargo, dado que en un trabajo previo (véase Gutiérrez Cillán, 1991a, capítulo 5) ya segmentamos el mercado español del automóvil (con datos de abril de 1991), optamos por recuperar los resultados que entonces obtuvimos —mediante un análisis de jerarquías— para extrapolarlos ahora al caso del mercado europeo.

De otro lado, también antes de ajustar las distintas ecuaciones de regresión, efectuamos un análisis de componentes principales¹⁰. Y ello, con un propósito triple: (a) condensar, con el menor

⁹ Las restricciones presupuestarias de los consumidores y sus requerimientos de un nivel mínimo de calidad limitan el número de las posibles alternativas de elección.

¹⁰ Para realizar el análisis de jerarquías y el análisis de componentes principales (véase, por ejemplo, LEBART; MORINEAU y FENELON, 1982) nos servimos del paquete estadístico SPAD-85, versión de 1985 del *Système portable pour l'analyse des données* (LEBART; MORINEAU et al., 1985).

CUADRO 1

**VARIABLES DEL AUTOMOVIL Y
CARACTERIZACION DEL MERCADO ESPAÑOL***

Variable	Valor medio	Desviación típica	Valor mínimo	Valor máximo
Precio (PRECIO).....	2.587,65	1.648,88	800,0	9.829,0
Cilindrada (CIL).....	1.761,37	533,12	903,0	3.980,0
Potencial (POT).....	110,64	46,30	40,0	315,0
Velocidad (VEL).....	186,47	25,31	130,0	250,0
Aceleración (ACEL).....	11,24	2,87	5,6	21,7
Peso (PESO).....	1.037,96	221,72	645,0	1.825,0
Longitud (LONG).....	416,37	39,97	339,0	516,0
Anchura (ANCH).....	166,59	7,42	149,0	186,0
Maletero (MAL).....	397,86	107,96	160,0	660,0
Consumo a 90 km/h (C90).....	5,83	1,03	3,9	9,9
Consumo a 120 km/h (C120).....	7,56	1,16	5,3	12,1
Consumo urbano (URB)...	9,94	2,41	5,7	19,9
Elevallas y cierre central (EECC).....	—	—	—	—
Aire acondicionado (AIRE)	—	—	—	—
Dirección asistida (DIR) ...	—	—	—	—

* Abril 1991. Los precios están en miles de pesetas.

FUENTE: GUTIERREZ CILLAN (1991a, página 261; 1995, página 453).

coste posible, la información disponible en el conjunto de variables originales en un número de factores más reducido; (b) identificar las dimensiones fundamentales del concepto de calidad; y (c) eliminar o corregir el problema de la multicolinealidad que, con toda seguridad, presenta la base de datos. Los factores que resulten, desde su consideración como dimensiones de la calidad, habrán de desempeñar el papel de variables explicativas en el modelo de regresión propuesto.

De otras cuestiones metodológicas más específicas iremos dando cuenta a medida que vaya teniendo lugar la presentación de los resultados más relevantes.

3. Segmentación del mercado del automóvil e identificación de las dimensiones de la calidad

Como ya se ha indicado, hemos decidido recuperar los resultados alcanzados en la segmentación del mercado espa-

ñol del automóvil (1991) para su extrapolación al conjunto de los países ahora analizados (1992). El Cuadro 1 aporta una información descriptiva básica acerca de dicho mercado: los valores medio, superior e inferior y la desviación típica de cada una de las 12 variables cuantitativas consideradas (precio, cilindrada, potencia, velocidad máxima, aceleración, peso, longitud, anchura, capacidad del maletero y consumo a 90 Km/h, a 120 Km/h y en recorrido urbano). La amplitud del intervalo de valores de tales variables da pruebas suficientes del elevado grado de heterogeneidad interna del mercado y brinda la oportunidad de reconocer la necesidad de proceder a su segmentación¹¹.

La aplicación del análisis de jerarquías sobre el total de las 415 variantes del automóvil incluidas en la base de datos, pertenecientes a 25 marcas de fabricante, condujo a la constitución de siete clases claramente diferenciadas¹². De la caracterización de las clases (los valores medios de las doce variables en cada una de las clases sirven para caracterizar a los individuos representativos de cada grupo) y de la calidad de la clasificación resultante¹³ se informa respectivamente en los Cuadros 2 y 3.

La descomposición de la inercia total (ver Cuadro 3) indica que los grupos formados son, a la vez que internamente homogéneos, bastante heterogéneos entre sí. En efecto, tan sólo el

¹¹ Y eso que sólo nos ocupamos de los turismos de cinco plazas, con motor de gasolina y de precio no superior a los 10 millones de pesetas. Se dejan de lado, por consiguiente, las versiones con cambio automático o con cuatro velocidades, las de tracción integral en las cuatro ruedas y las de motor Diesel. No se consideran tampoco las variantes que tienen algún tipo de aplicación industrial ni los modelos muy caros, de mucho lujo o de clara orientación deportiva.

¹² Entre las posibilidades que se ofrecían, optamos por agrupar a los individuos en siete clases distintas. En apoyo de esta decisión, baste recordar la práctica usual en la industria del automóvil de dividir el mercado en seis u ocho categorías: de la A —pequeños utilitarios— a la F o la H —coches muy grandes y lujosos y algunos deportivos.

¹³ La relación completa de los modelos de automóvil que integran cada una de las clases puede verse tanto en GUTIERREZ CILLAN (1991a, páginas 268-269) como en GUTIERREZ CILLAN y FORTUNA LINDO (1994, Anexo 1). Esta agrupación es bastante similar a las clasificaciones A/F o A/H a las que hacíamos referencia en la nota anterior y resulta plenamente coincidente con la idea que *a priori* teníamos formada del mercado del automóvil.

CUADRO 2

TIPOLOGIA DEL AUTOMOVIL EN EL MERCADO ESPAÑOL: CARACTERIZACION DE LAS CLASES*

	Clase 1	Clase 2	Clase 3	Clase 4	Clase 5	Clase 6	Clase 7
PRECIO.....	1.186,0	1.481,5	1.736,0	2.654,8	3.565,4	5.003,5	7.270,7
CIL.....	1.124,0	1.438,6	1.548,0	1.893,7	2.007,2	2.690,5	2.994,5
POT.....	54,3	86,8	86,0	126,6	139,6	178,9	216,7
VEL.....	150,7	176,5	174,3	199,7	202,6	222,2	229,6
ACEL.....	15,9	11,0	12,1	9,5	10,1	8,5	7,5
PESO.....	770,4	847,0	965,7	1.089,8	1.253,0	1.372,1	1.476,3
LONG.....	365,2	367,5	416,7	429,5	462,7	465,1	466,9
ANCH.....	157,0	158,4	167,1	168,6	174,3	174,9	177,3
MAL.....	270,7	271,4	433,4	419,8	517,1	486,6	477,7
C90.....	4,7	5,2	5,4	6,1	6,5	7,4	8,2
C12.....	6,4	6,8	7,1	7,8	8,3	9,1	10,3
URB.....	7,1	8,6	8,9	10,5	11,2	13,6	15,8

* Abril 1991.

FUENTE: GUTIERREZ CILLAN (1991a, página 265; 1995, página 453).

CUADRO 3

TIPOLOGIA DEL AUTOMOVIL
EN EL MERCADO ESPAÑOL:
DESCOMPOSICION DE LA INERCIA TOTAL

Inercia entre las clases.....	0,819
Inercia dentro de las clases.....	0,181
Clase 1.....	0,028
Clase 2.....	0,018
Clase 3.....	0,031
Clase 4.....	0,044
Clase 5.....	0,021
Clase 6.....	0,016
Clase 7.....	0,023
Inercia total.....	1.000

* Abril 1991.

FUENTE: GUTIERREZ CILLAN (1991a, página 265; 1995, página 453).

to tantas veces como clases se han constituido, optamos por centrar toda nuestra atención únicamente en una de ellas. Sobre la clase elegida habremos de proyectar la metodología planteada. En nuestro caso, por la posición intermedia que ocupa y por ser la de mayor aceptación en el mercado, decidimos que fuese la clase 3 del Cuadro 2.

La base de datos inicial se corresponde, por tanto, con la tercera de las clases identificadas por Gutiérrez Cillán (1991a). Sobre ella realizamos las modificaciones y correcciones oportunas¹⁴. De una parte, se procedió a su actualización: se incluyeron los nuevos modelos y variantes que, durante los años 1991 y 1992, entraron en el mercado para competir con los que, en abril de 1991, conformaban la clase mencionada. Como contrapartida, se eliminaron los modelos y variantes que, en ese mismo periodo, fueron retirados del mercado. De otra parte, se

18,1 por 100 de la variabilidad total permanece sin explicar en el seno de las clases; el 81,9 por 100 restante encuentra su justificación en las diferencias interclases.

De esta clasificación nos servimos como punto de partida para el trabajo que ahora presentamos. Y, puesto que los propósitos de la aplicación empírica no exigen repetir el procedimien-

¹⁴ Aparte de las que se indican, y con anterioridad a éstas, se realizó una primera corrección de índole meramente operativa. En la clase 3 se incluyen modelos de dos, tres, cuatro y cinco puertas. Pues bien, para aumentar la homogeneidad interna de la base de datos, desechamos las observaciones que corresponden a las versiones deportivas de los diferentes modelos: versiones de dos y tres puertas. Así, en adelante únicamente consideramos las variantes que se presentan con cuatro y cinco puertas.

CUADRO 4

**DISTRIBUCION DE MODELOS Y VARIANTES
POR MARCAS Y PAISES***

Marca de fabricante	j	País (k)			Total
		España (ESP) k = 1	Francia (FR) k = 2	Italia (IT) k = 3	
Alfa Romeo (ALFA)	1	20	2	12	34
Citroën (CITR)	2	18	16	16	50
Fiat (FIAT)	3	26	10	62	98
Ford (FORD)	4	26	51	80	157
Nissan (NISS)	5	1	2	-	3
Opel (OPEL)	6	12	13	54	79
Peugeot (PEUG)	7	8	7	1	16
Renault (REN)	8	14	12	4	30
Rover (ROV)	9	6	8	9	23
Seat (SEAT)	10	11	3	9	23
Volkswagen (VOLK) ...	11	16	32	42	90
Volvo (VOLV)	12	1	4	4	9
Total		159	160	293	612

* Diciembre 1992.

amplió: se añadieron modelos similares a los ya considerados pero que se comercializaban en Francia e Italia. Por último, la base de datos se multiplica merced a la inclusión de algunas de las diferentes variantes de cada modelo que resultan de considerar las distintas posibilidades de equipamiento que, como opción, ofrecen los fabricantes y concesionarios: elevalunas eléctrico, cierre centralizado, aire acondicionado, dirección asistida y sistema antibloqueo de frenos.

El resultado final es una base de datos ampliada a 612 observaciones, que se corresponden con otras tantas variantes del automóvil pertenecientes a 12 marcas de fabricante diferentes —Alfa Romeo (ALFA), Citroën (CITR), Fiat (FIAT), Ford (FORD), Nissan (NISS), Opel (OPEL), Peugeot (PEUG), Renault (REN), Rover (ROV), Seat (SEAT), Volkswagen (VOLK) y Volvo (VOLV)— y que se venden en cualquiera de los tres países referidos: España (ESP), Francia (FR) e Italia (IT). Las variables que se utilizan para definir el perfil de cada variante son las siguientes: precio (PRECIO), cilindrada (CIL), poten-

CUADRO 5

**VARIABLES DEL AUTOMOVIL Y
CARACTERIZACION DE LA MUESTRA TOTAL:
CLASE 3 AMPLIADA Y ACTUALIZADA
(España, Francia e Italia, conjuntamente)**

Variable	Valor medio	Desviación típica	Valor mínimo	Valor máximo
PRECIO	16.590,39	1.981,55	11.629,0	24.936,5
CIL	1.568,32	153,69	1.351,0	1.796,0
POT	86,87	12,81	55,0	122,0
VEL	175,28	8,68	150,0	198,0
ACEL	12,28	1,62	8,9	16,3
PESO	1.023,75	84,87	850,0	1.200,0
LONG	411,64	12,35	395,0	440,0
ANCH	168,48	2,19	161,0	172,0
ALT	140,16	2,99	134,0	145,0

* Diciembre 1992.

cia (POT), velocidad máxima (VEL), aceleración (ACEL), peso (PESO), longitud (LONG), anchura (ANCH), altura (ALT), elevalunas eléctrico y cierre centralizado (EECC), aire acondicionado (AIRE), dirección asistida (DIR) y sistema antibloqueo de frenos (ABS). La distribución de los modelos y variantes por marcas y países, el perfil del individuo característico de la nueva clase y la matriz de correlaciones entre las variables cuantitativas ahora consideradas¹⁵ se muestran sucesivamente en los Cuadros 4, 5 y 6.

Sobre esta base de datos actualizada y ampliada, realizamos un análisis de componentes principales en la idea de identificar las dimensiones más relevantes del concepto de calidad del automóvil. Puesto que, en la segunda fase del trabajo, el objetivo es estudiar la relación entre el precio y la

¹⁵ La correlación negativa de ACEL con el resto de las variables representativas de las prestaciones del automóvil (CIL, POT y VEL) se comprende fácilmente si se tiene en cuenta que, como es práctica habitual, la aceleración aparece definida como el tiempo (en segundos) que se precisa para alcanzar una velocidad de 100 Km/h. Respecto de la eliminación de las variables que miden el consumo de gasolina (C90, C120 y URB), GUTIERREZ CILLAN (1991a, página 229) justifica en extenso la conveniencia de tal decisión.

CUADRO 6

**MATRIZ DE CORRELACIONES
ENTRE LAS VARIABLES***

Variable	CIL	POT	VEL	ACEL	PESO	LONG	ANCH	ALT
CIL.....	1,00	0,58	0,60	-0,44	0,41	0,22	0,09	0,00
POT.....	0,58	1,00	0,91	-0,82	0,37	0,14	-0,21	-0,28
VEL.....	0,60	0,91	1,00	-0,81	0,27	0,14	-0,20	-0,25
ACEL.....	-0,44	-0,82	-0,81	1,00	-0,14	-0,09	0,37	0,28
PESO.....	0,41	0,37	0,27	-0,14	1,00	0,32	0,22	0,09
LONG.....	0,22	0,14	0,14	-0,19	0,32	1,00	-0,07	0,09
ANCH.....	0,09	-0,21	-0,20	0,37	0,22	-0,07	1,00	0,50
ALT.....	0,00	-0,28	-0,25	0,28	0,09	0,09	0,50	1,00

* Diciembre 1992.

calidad, el precio no puede utilizarse como variable activa para la formación de los factores. Sin embargo, se incluye como variable ilustrativa¹⁶ para conocer su posición a lo largo de los ejes factoriales. Con el resto de las variables que se recogen en los Cuadros 5 y 6 —CIL, POT, VEL, ACEL, PESO, LONG, ANCH y ALT— efectuamos el análisis factorial mencionado, de cuyos resultados damos cuenta en el Cuadro 7.

Los dos primeros factores, aquéllos con valores propios superiores a la unidad, son los que retenemos para la fase siguiente¹⁷. Su capacidad explicativa total es del 65,08 por 100. Se consigue así reducir la base de datos a la cuarta parte —de ocho variables a dos factores— con una pérdida de información del 35 por 100.

El Cuadro 7 proporciona los datos necesarios para interpretar los dos factores o ejes principales. El primer factor (*F1*) recoge el 43,03 por 100 de la variabilidad total de la nube de puntos constituida por los 612 individuos. Las cuatro variables más correlacionadas con él son todas variables representativas de

CUADRO 7

**ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES.
INTERPRETACION DE LOS FACTORES***

Variables	Coordenadas factoriales					
	F1 PREST	F2 AMPL	F3	F4	F5	F6
<i>Activas</i>						
CIL.....	0,70	0,41	0,13	0,02	-0,49	-0,30
POT.....	0,95	0,01	0,13	-0,01	0,12	0,11
VEL.....	0,93	-0,01	0,16	-0,12	0,02	0,13
ACEL.....	-0,87	0,21	-0,12	0,23	-0,18	-0,06
PESO.....	0,41	0,63	-0,19	0,51	0,32	-0,15
LONG.....	0,25	0,37	-0,84	-0,22	-0,12	0,19
ANCH.....	-0,31	0,74	0,40	0,09	-0,12	0,40
ALT.....	-0,34	0,68	0,15	-0,54	0,24	-0,21
<i>Ilustrativa precio</i>	0,42	0,25	0,03	-0,12	-0,24	0,04
Valor propio.....	3,44	1,76	0,99	0,68	0,48	0,39
Explicación (%).....	43,03	22,05	12,45	8,53	5,98	4,82
Explicación acumulada (%)..	43,03	65,08	77,53	86,06	92,04	96,86

* Diciembre 1992.

las prestaciones: potencia, velocidad máxima, aceleración y cilindrada. El segundo eje (*F2*), que por sí sólo explica el 22,05 por 100 de la inercia total, queda determinado por los atributos del automóvil que dan idea de su tamaño o dimensión: anchura, altura, peso y, aunque en bastante menor medida, longitud.

A la vista de estos resultados, no parece complicado tratar de dar nombre a estos dos primeros ejes factoriales: si *F1* es un factor de prestaciones (PREST), *F2* es un factor representativo de la amplitud (AMPL).

Con todo ello, la base de datos definitiva que empleamos para el análisis posterior se corresponde con una matriz de 612 filas y siete columnas, es decir, 612 variantes —pertenecientes a 12 marcas de fabricante y a tres países— y siete variables: PRECIO, PREST, AMPL y cuatro variables artificiales dicotómicas (EECC, AIRE, DIR y ABS) que se introducen ahora para recoger la existencia de distintos niveles de equipamiento. En concreto, las siete variables consideradas son las que a continuación se definen:

- PRECIO: precio de venta final, incluidos los gastos de transporte y de matriculación y el IVA correspondiente (en ECU).

¹⁶ Variable que no es tenida en cuenta para constituir los factores. Una vez obtenidos éstos, se puede calcular la correlación entre la variable ilustrativa y cada factor.

¹⁷ Si bien el tercer factor tiene un valor propio prácticamente igual a la unidad, su correlación con el precio es absolutamente despreciable (0'03). De aquí que se optase por su no consideración.

CUADRO 8

**RESULTADOS DE LA REGRESION SIN EFECTOS
«MARCA» Y «PAIS DE VENTA» PARA
LA TOTALIDAD DE LA MUESTRA: ESPAÑA,
FRANCIA E ITALIA, CONJUNTAMENTE***

Variabe	C_k	Coficiente	Estadístico t-student	Nivel de significación
—	C_0	14.817,09	107,38	0,00
PREST	C_1	960,41	10,11	0,00
AMPL	C_2	642,33	5,22	0,00
EECC	C_3	183,49	1,30	0,19
AIRE	C_4	1.441,74	12,31	0,00
DIR	C_5	1.125,40	9,58	0,00
ABS	C_6	1.216,77	10,07	0,00

$R^2 = 0,521$ R^2 ajustado = 0,516 Estadístico F = 109.636

* Diciembre 1992.

Precio = $C_0 + C_1 \cdot \text{PREST} + C_2 \cdot \text{AMPL} + C_3 \cdot \text{EECC} + C_4 \cdot \text{AIRE} + C_5 \cdot \text{DIR} + C_6 \cdot \text{ABS}$.

- PREST: nivel de prestaciones, que se mide por la coordenada del modelo sobre el factor $F1$.
- AMPL: amplitud del modelo, que se mide por la coordenada de éste sobre el eje factorial $F2$.
- EECC: variable artificial que toma el valor 1 si el modelo dispone de elevallas eléctrico y cierre centralizado, y el valor 0 en caso contrario.
- AIRE: variable artificial que toma el valor 1 si el modelo incluye entre su equipamiento el aire acondicionado; en caso contrario, el valor de la variable es 0.
- DIR: variable artificial que toma el valor 1 si el modelo dispone de dirección asistida, y el valor 0 en caso contrario.
- ABS: variable artificial que toma los valores 1 ó 0 según que el modelo disponga o no, respectivamente, de sistema antibloqueo de frenos.

4. Resultados de la estimación de los modelos de regresión

El análisis de los datos relativos a la práctica totalidad de las marcas, modelos y variantes del segmento señalado del merca-

do europeo del automóvil en 1992 proporciona la serie de resultados que pasamos a exponer a continuación. Con el fin de facilitar el seguimiento del trabajo, iremos presentando los resultados en el orden en que se han ido produciendo. Al hilo de los mismos, se efectúan las consideraciones y comentarios que se estimen oportunos.

Puesto que el primero de los objetivos perseguidos es comprobar si se puede explicar el precio del automóvil a partir de las características o atributos del producto que determinan su nivel de calidad, comenzamos realizando un análisis de regresión con PRECIO como variable dependiente y PREST, AMPL, EECC, AIRE, DIR y ABS como variables independientes. Dado que las variables cuantitativas provienen de un análisis factorial, se puede presumir la ausencia de los problemas que se derivan del fenómeno de la multicolinealidad.

En el Cuadro 8 se muestran los resultados de la estimación del modelo de regresión siguiente¹⁸:

$$\text{PRECIO}_i = C_0 + C_1 \text{PREST}_i + C_2 \text{AMPL}_i + C_3 \text{EECC}_i + C_4 \text{AIRE}_i + C_5 \text{DIR}_i + C_6 \text{ABS}_i + E_i \quad \text{con } i: 1, 2, \dots, 612$$

El coeficiente de determinación R^2 , igual a 0,52, indica que las seis variables independientes explican tan sólo el 52 por 100 de la variabilidad del precio. El valor del estadístico F , superior al correspondiente valor crítico, nos informa de un R^2 significativamente distinto de cero para un nivel de confianza estadística del 99 por 100. Por su parte, los coeficientes de la regresión, con la única excepción del relativo a EECC, son altamente significativos: para un nivel de confianza del 99 por 100, los correspondientes valores del estadístico t asociados a C_1 , C_2 , C_4 , C_5 y C_6 superan ampliamente el valor crítico que proporcionan las tablas.

La interpretación del valor estimado de PRECIO es el aspecto más relevante del problema. Para cada variante específica i , el

¹⁸ Incluimos ahora el coeficiente C_0 para recoger la influencia que sobre el precio pudiera ejercer todo ese conjunto de variables del automóvil que no se consideran en el análisis, pero que afectan por igual a todas las variantes.

CUADRO 9

**RESULTADOS DE LA REGRESION SIN LOS EFECTOS «MARCA» Y «PAIS»
PARA LOS DISTINTOS PAISES: ESPAÑA, FRANCIA E ITALIA, POR SEPARADO***

Coeficientes y estadísticos		España (159 variantes)	Francia (160 variantes)	Italia (293 variantes)			
—	C_0	14.955,44	(0,00)	15.699,34	(0,00)	14.102,19	(0,00)
PREST	C_1	859,2	(0,00)	1.435,56	(0,00)	622,15	(0,00)
AMPL	C_2	1.659,85	(0,00)	1.531,31	(0,00)	927,95	(0,00)
EECC	C_3	1.000,00	(0,00)	-134,77	(0,65)	359,42	(0,03)
AIRE	C_4	1.251,41	(0,00)	2.017,30	(0,00)	1.423,44	(0,00)
DIR	C_5	988,66	(0,00)	832,87	(0,00)	896,00	(0,00)
ABS	C_6	2.000,04	(0,00)	1.510,88	(0,00)	1.191,87	(0,00)
Coeficiente R^2		0,783		0,578		0,640	
R^2 ajustado		0,774		0,561		0,633	
Estadístico F		91.412		34.874		84.870	

* Diciembre 1992.

PRECIO = $C_0 + C_1 \cdot \text{PREST} + C_2 \cdot \text{AMPL} + C_3 \cdot \text{EECC} + C_4 \cdot \text{AIRE} + C_5 \cdot \text{DIR} + C_6 \cdot \text{ABS}$.

precio estimado (PE_i) es el precio que corresponde a su nivel de calidad: la media de los precios de las variantes que tienen un nivel de calidad equivalente al de i . Como ya se dijo, no habría de faltar tampoco quien afirmara que se trata de la expresión monetaria del nivel de calidad. De este modo, que el precio de venta de una variante sea superior al estimado ($PE_i/P_i < 1$) indica que dicha variante ofrece un mala relación calidad/precio. Inversamente, cuando el precio estimado supera al de venta ($PE_i/P_i > 1$), la relación calidad/precio es buena.

En nuestro caso concreto, el 48 por 100 de la variabilidad del precio no pudo ser explicado por las seis variables independientes. Esto significa que existen importantes discrepancias entre el precio de mercado y el precio estimado. O, dicho de otra forma: que hay variaciones en los precios que no se justifican por las diferencias en los niveles de calidad. De ello se puede extraer como consecuencia la escasa fiabilidad que merece el precio como indicador de calidad.

Si dividimos la población en tantas subpoblaciones como países, y para cada una de ellas estimamos la correspondiente ecuación de regresión, se obtienen unos resultados como los que de forma resumida se exponen en el Cuadro 9. A la vista de

sendos valores del coeficiente de determinación R^2 ajustado (0,77, 0,56 y 0,63), puede afirmarse que incluso dentro de cada país existe una cantidad significativa de variación que no viene explicada por las dimensiones de la calidad: tanta cantidad como un 23, un 44 o un 37 por 100, en el caso de España, Francia e Italia, respectivamente. La insuficiencia de la calidad para justificar el precio parece clara.

No obstante, este resultado debe interpretarse con cierta cautela. En efecto, cabe la posibilidad de que el modelo de regresión esté mal especificado o aparezca especificado de forma incompleta. La verdadera correlación entre el precio y el nivel de calidad quizás sea más elevada, pero la omisión de variables importantes está impidiendo un mejor ajuste del modelo. La no consideración de ciertos atributos del producto presuntamente relevantes a la hora de determinar la calidad bien pudiera conducir a la subestimación de la relación precio-calidad objetiva¹⁹.

¹⁹ Pero bien pudiera igualmente producirse el efecto contrario. La incorporación de variables adicionales podría hacer que aumentaran las diferencias entre el precio estimado y el precio de venta de determinadas variantes.

Sea como fuere, siempre se podrá afirmar lo siguiente: cuando el nivel de calidad se expresa como una suma ponderada de las variables PREST, AMPL, EECC, AIRE, DIR y ABS, la asociación real entre el precio y la calidad no es especialmente fuerte. De este hecho son responsables las marcas y variantes cuya relación calidad-precio se aleja de la norma: ésas que ofrecen mayor (o menor) calidad que otras de igual precio y aquéllas que ofrecen un nivel de calidad similar al de otras a cambio de unos precios claramente más altos (o más bajos). Ello nos permite especular acerca de la existencia de un efecto «marca de fabricante».

Pues bien, el procedimiento que desarrollamos anteriormente para medir el denominado «efecto marca» permite identificar las marcas o fabricantes que de forma sistemática lanzan sus productos al mercado con unos precios de venta que no se corresponden con los niveles de calidad que presentan. En paralelo, es posible determinar el segundo de los efectos: el «efecto país de venta».

Con esta finalidad, cabría estimar, para cada marca j de la muestra y para cada país k , el modelo econométrico siguiente:

$$PRECIO_i = [1 + EM_j MARCA(j)_i] [1 + EP_k PAIS(k)_i] [C_0 + C_1 PREST_i + C_2 AMPL_i + C_3 EECC_i + C_4 AIRE_i + C_5 DIR_i + C_6 ABS_i] + U_i$$

con $i: 1, 2, \dots, 612$

para cualquier marca j (con $j: 1, 2, \dots, 12$) y cualquier país k (con $k: 1, 2, 3$); donde todas las variables son conocidas. Recordamos que $MARCA(j)_i$ es una variable artificial que toma el valor 1 si la variante i pertenece a la marca j y el valor 0 en caso contrario. Del mismo modo, $PAIS(k)_i$ es una variable artificial que toma el valor 1 si la variante i es la que se comercializa en el país k y el valor 0 en caso contrario. En este trabajo, según que el valor de j sea 1, 2, ... 11 ó 12, $MARCA(j)$ será ALFA, CITR, ... VOLK o VOLV, respectivamente. De forma semejante, según que el valor de k sea 1, 2 o 3, $PAIS(k)$ será ESP (España), FR (Francia) o IT (Italia), respectivamente²⁰.

Sin embargo, como ya indicamos, dado que en este modelo el precio medio de los competidores directos y el precio medio de venta en los otros países son los referentes para la evaluación de la política de precios de cada marca o en cada país, preferimos contrastar ese modelo general que incluye tantos «efectos marca» y tantos «efectos país» como marcas y países se consideraran en el análisis²¹:

$$PRECIO_i = [EM_1^m MARCA(1)_i + \dots + EM_{m-1}^m MARCA(m-1)_i + 1 + EM_{m+1}^m MARCA(m+1)_i + \dots + EM_p^m MARCA(j)_i] [EP_1^p PAIS(1)_i + \dots + EP_{p-1}^p PAIS(p-1)_i + 1 + EP_{p+1}^p PAIS(p+1)_i + \dots + EP_k^p PAIS(k)_i] [C_0 + C_1 PREST_i + C_2 AMPL_i + C_3 EECC_i + C_4 AIRE_i + C_5 DIR_i + C_6 ABS_i] + U_i \quad \text{con } i: 1, 2, \dots, 612$$

Así, por ejemplo, si los referentes para la comparación son Renault (REN , $m=8$) y España (ESP , $p=1$), el modelo econométrico general se concreta en el siguiente:

$$PRECIO_i = [EM_1^8 ALFA_i + EM_2^8 CITR_i + EM_3^8 FIAT_i + EM_4^8 FORD_i + EM_5^8 NISS_i + EM_6^8 OPEL_i + EM_7^8 PEUG_i + 1 + EM_8^8 ROV_i + EM_{10}^8 SEAT_i + EM_{11}^8 VOLK_i + M_{12}^8 VOLV_i] [1 + EP_1^1 FR_i + EP_3^1 IT_i] [C_0 + C_1 PREST_i + C_2 AMPL_i + C_3 EECC_i + C_4 AIRE_i + C_5 DIR_i + C_6 ABS_i] + U_i \quad \text{con } i: 1, 2, \dots, 612$$

donde EM_j^8 es el efecto de la marca j cuando la marca de referencia —base cero— es REN ($m=8$) y EP_k^1 es el efecto del país k cuando el país de referencia —base cero— es ESP ($p=1$). En particular:

$$EM_8^8 = 0 \quad \text{y} \quad EP_1^1 = 0$$

²⁰ La correspondencia entre los valores de j y k con las marcas y los países se indica en el Cuadro 4 y en la primera columna del Cuadro 10.

²¹ En cualquier caso, los trabajos de GUTIERREZ CILLAN (1991a, páginas 277, y 1995b, página 456) informan de los efectos «marca de fabricante» respecto del competidor medio, pero sólo para el caso del mercado español del automóvil (abril de 1991). Como es lógico, al tratarse de un único país —España, en este caso—, las correspondientes ecuaciones de regresión no incluyen ningún efecto «país de venta».

CUADRO 10

RESUMEN DE LAS REGRESIONES EFECTUADAS
CON TODOS LOS EFECTOS «MARCA» Y «PAIS»*

Marcas	Base														
ALFA j=1.....	0,0 (0,00)	-5,5 (0,00)	0,3 (0,82)	3,9 (0,00)	0,1 (0,97)	-4,0 (0,00)	-7,2 (0,00)	-3,6 (0,01)	-9,7 (0,00)	-3,8 (0,01)	-11,2 (0,00)	-10,0 (0,00)	-	-	-
CITR j=2.....	5,8 (0,0)	0,0 (0,00)	6,1 (0,00)	9,9 (0,00)	5,9 (0,05)	1,5 (0,11)	-1,9 (0,25)	1,9 (0,09)	-4,4 (0,00)	1,7 (0,18)	-6,1 (0,00)	-4,8 (0,00)	-	-	-
FIAT j=3.....	-0,3 (0,82)	-5,8 (0,00)	0,0 (0,00)	3,5 (0,00)	-0,2 (0,93)	-4,4 (0,00)	-7,5 (0,00)	-3,9 (0,00)	-10,0 (0,00)	-4,2 (0,00)	-11,5 (0,00)	-10,3 (0,00)	-	-	-
FORD j=4.....	-3,7 (0,00)	-9,0 (0,00)	-3,4 (0,00)	0,0 (0,00)	-3,6 (0,16)	-7,6 (0,00)	-10,7 (0,00)	-7,2 (0,00)	-13,0 (0,00)	-7,4 (0,00)	-14,6 (0,00)	-13,4 (0,00)	-	-	-
NISS j=5.....	-0,1 (0,97)	-5,6 (0,03)	0,2 (0,93)	3,8 (0,18)	0,0 (0,18)	-4,1 (0,12)	-7,3 (0,01)	-3,7 (0,17)	-9,8 (0,00)	-3,9 (0,15)	-11,3 (0,00)	-10,1 (0,00)	-	-	-
OPEL j=6.....	4,2 (0,00)	-1,5 (0,10)	4,6 (0,00)	8,3 (0,00)	4,3 (0,13)	0,0 (0,13)	-3,3 (0,04)	0,4 (0,70)	-5,9 (0,00)	0,2 (0,86)	-7,5 (0,00)	-6,2 (0,00)	-	-	-
PEUG j=7.....	7,8 (0,00)	1,9 (0,26)	8,2 (0,00)	12,0 (0,00)	7,9 (0,02)	3,4 (0,04)	0,0 (0,04)	3,9 (0,04)	-2,6 (0,14)	3,7 (0,07)	-4,0 (0,01)	-3,0 (0,15)	-	-	-
REN j=8.....	3,8 (0,02)	-1,9 (0,08)	4,1 (0,00)	7,8 (0,00)	3,9 (0,18)	-0,4 (0,70)	-3,7 (0,04)	0,0 (0,04)	-6,3 (0,00)	-0,2 (0,87)	-7,9 (0,00)	-6,6 (0,00)	-	-	-
ROV j=9.....	10,7 (0,00)	4,7 (0,00)	11,1 (0,00)	15,0 (0,00)	10,8 (0,00)	6,2 (0,00)	2,7 (0,15)	6,7 (0,00)	0,0 (0,00)	6,4 (0,00)	-1,7 (0,11)	-0,4 (0,82)	-	-	-
SEAT j=10.....	4,0 (0,02)	-1,7 (0,17)	4,3 (0,00)	8,0 (0,00)	4,1 (0,17)	-0,2 (0,86)	-3,5 (0,06)	0,2 (0,87)	-6,1 (0,00)	0,0 (0,00)	-7,7 (0,00)	-6,4 (0,00)	-	-	-
VOLK j=11.....	12,7 (0,00)	6,5 (0,00)	13,0 (0,00)	17,0 (0,00)	12,8 (0,00)	8,1 (0,00)	4,5 (0,02)	8,6 (0,00)	1,8 (0,12)	8,3 (0,00)	0,0 (0,37)	1,4 (0,37)	-	-	-
VOLV j=12.....	11,1 (0,00)	5,0 (0,00)	11,5 (0,00)	15,4 (0,00)	11,2 (0,00)	6,6 (0,00)	3,1 (0,16)	7,1 (0,00)	0,4 (0,83)	6,9 (0,00)	-1,4 (0,37)	0,0 (0,37)	-	-	-
ESP k=1.....	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,0 (0,48)	-0,4 (0,48)	8,3 (0,00)
FR k=2.....	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4 (0,48)	0,0 (0,00)	8,4 (0,00)
IT k=3.....	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-7,7 (0,00)	-8,0 (0,00)	0,0 (0,00)
	R ² = 0,841				R ² ajustado = 0,835				Estadístico F = 164.225						

NOTAS:

Valores en %. Entre paréntesis figuran los correspondientes niveles de significación.

Posición j respecto de cada competidor m : $EM_j^m = (P_{i \text{ de } j \text{ (en } p)} - PE_{i \text{ de } m \text{ (en } p)}) / PE_{i \text{ de } m \text{ (en } p)}$ Posición de k respecto de cada país p : $EM_k^p = (P_{i \text{ (de } m) \text{ en } k} - PE_{i \text{ (de } m) \text{ en } p}) / PE_{i \text{ (de } m) \text{ en } p}$

El valor de EM_j^s es el tanto por uno en que se estima que el precio de una variante genérica de la marca j es superior o inferior al precio de una variante similar —en cuanto a calidad— de la marca REN. De igual forma, EP_k^l es el tanto por uno en que se estima que el precio de venta de una variante genérica en el país k es superior o inferior a su precio de venta en ESP.

Por último, el valor de $[(1 + EM_j^s)(1 + EP_k^l) - 1]$ es el tanto por uno en que se estima que el precio de venta de una variante genérica de la marca j en el país k es superior o inferior al precio de venta en el país ESP de una variante de calidad similar de la marca REN.

Siguiendo con el ejemplo propuesto, el precio de venta en Italia (IT , $k=3$) de una variante genérica de la marca Citroën ($CITR$, $j=2$) puede expresarse como se indica:

$$\begin{aligned} \text{PRECIO}_{i \text{ de } CITR \text{ en } IT} &= (1 + EM_2^s)(1 + EP_3^l) \text{PRECIO}_{i \text{ de } REN \text{ en } ESP} \\ \text{PRECIO}_{i \text{ de } CITR \text{ (en } IT)} &= (1 + EM_2^s) \text{PRECIO}_{i \text{ de } REN \text{ (en } IT)} \\ \text{PRECIO}_{i \text{ (de } CITR) \text{ en } IT} &= (1 + EP_3^l) \text{PRECIO}_{i \text{ (de } CITR) \text{ en } ESP} \end{aligned}$$

El resultado de combinar los efectos señalados es el siguiente:

$$\begin{aligned} (1 + EM_2^s)(1 + EP_3^l) - 1 &= (\text{PRECIO}_{i \text{ de } CITR \text{ en } IT} - \\ &\quad - \text{PRECIO}_{i \text{ de } REN \text{ en } ESP}) / \text{PRECIO}_{i \text{ de } REN \text{ en } ESP} \end{aligned}$$

Si deseamos realizar todas las posibles comparaciones entre marcas y entre países, podemos especificar tantas ecuaciones de regresión como marcas y países consideremos, de forma que en cada una de tales ecuaciones aparezca una marca m (con $m: 1, 2, \dots, 12$) y un país i (con $p: 1, 2, 3$) de referencia distintos. Ello supone introducir en la base de datos el valor (0 ó 1) que toma cada variante en cada una de las doce variables de «marca» (ALFA, CITR, FIAT, FORD, NISS, OPEL, PEUG, REN, ROV, SEAT, VOLK y VOLV) y en cada una de las tres de «país de venta» (ESP, FR e IT).

En el Cuadro 10 aparecen sintetizados los resultados de las regresiones efectuadas: una matriz de doble entrada resume los

resultados obtenidos²². La lectura e interpretación de los datos es simple. Por ejemplo, el valor de EM_2^l igual a 5,8 indica que el precio de una variante genérica de $CITR$ ($j=2$) es un 5,8 por 100 superior al de una variante genérica de $ALFA$ ($m=1$) de calidad semejante. O dicho con otros términos: si esa variante genérica de la marca $ALFA$ ($m=1$) pasase a ser comercializada bajo el nombre de marca $CITR$ ($j=2$), su precio se incrementaría en un 5,8 por 100. De la misma forma, el valor de EM_4^l igual a -3,7 significa que el precio de una variante genérica de la marca $FORD$ ($j=4$) es un 3,7 por 100 más bajo que el de una variante similar en cuanto a calidad pero de la marca $ALFA$ ($m=1$). De modo semejante se interpretan los efectos «país de venta» del producto. Así, por ejemplo, que EP_2^3 sea igual a 8,3 indica que el precio de venta en Francia (FR , $k=2$) de una variante genérica es un 8,3 por 100 superior al precio de venta en Italia (IT , $p=3$) de esa misma variante o de otra que ofrezca el mismo nivel de calidad²³.

El poder explicativo del modelo general, medido a través del coeficiente de determinación múltiple, puede considerarse elevado: en todos los casos (con independencia de la marca y el país de referencia), los valores del R^2 y del R^2 corregido por los grados de libertad se sitúan, respectivamente, en el 0,841 y en el 0,835. Además, el contraste de la F indica que las regresiones son significativas para cualquier nivel de confianza. Parece evidente, pues, que la introducción de los efectos «marca de fabricante» y «país de venta» mejora sustancialmente el grado de explicación de la variabilidad del precio. No conviene olvidar que, antes de incluir tales efectos, el

²² Datos más precisos acerca de todas estas regresiones se ofrecen en GUTIERREZ CILLAN y FORTUNA LINDO (1994, Anexo 8). En los Anexos 5, 6 y 7 de este mismo trabajo —así como en los Anexos 3, 4 y 5 de GUTIERREZ CILLAN y et al. (1993b)— se da cuenta de los efectos «marca de fabricante» para cada uno de los tres países considerados: España, Francia e Italia, por separado. En este segundo caso, al tratarse de análisis individualizados por países, los modelos de regresión correspondientes no incluyen los efectos «país de venta» del producto.

²³ Insistimos en que los resultados deben interpretarse con prudencia. Su validez externa depende muy esencialmente de la capacidad de las variables consideradas para explicar la calidad del automóvil. Se recuerda también que el análisis hace referencia a diciembre de 1992.

CUADRO 11

CAPACIDAD EXPLICATIVA DE LOS DISTINTOS MODELOS DE REGRESION

Modelo de regresión	R ² ajustado	Estadístico F	Incremento en la capacidad explicativa (porcentaje respecto del modelo simple)
Modelo simple (sin efectos «marca» y «país»).....	0,516	109,64	—
Modelo con efectos «país» (sin efectos «marca»).....	0,694	140,36	25,19
Modelo con efectos «marca» (sin efectos «país»).....	0,753	110,52	45,93
Modelo general (con efectos «marca» y «país»).....	0,835	164,22	61,82

modelo apenas explicaba un 50 por 100 de la varianza total. El aumento relativo en la capacidad explicativa del modelo se cifra en algo más del 60 por 100 (para más detalles, véase el Cuadro 11).

Los valores de los estadísticos t (Cuadro 10) no deben inducir a confusión. El hecho de que un coeficiente EM_j^m no sea significativo indica simplemente que el efecto de la marca j no es estadísticamente distinto del efecto de la correspondiente marca de referencia m : a igualdad de calidad, los precios que aplican las marcas j y m son similares²⁴. Del mismo modo, un coeficiente EP_k^p no significativo tan sólo indica que el efecto del país k no es estadísticamente diferente del efecto del correspondiente país de referencia p : a igualdad de calidad, los precios de venta en los países k y p pueden considerarse similares.

La norma es, sin embargo, una disparidad apreciable en los precios que no aparece suficientemente justificada por las diferencias en los niveles de calidad. Buena prueba de ello es el elevado número de efectos «marca» estadísticamente significativos: con un nivel de confianza estadística del 95 por 100, tantos como un 62,1 por 100 del total de efectos «marca» estimados. Al 95 por 100 de confianza, el número de efectos «marca» significativos asciende hasta representar casi un 70 por 100. En general, la hipótesis nula de que el efecto «marca de fabri-

cante» es el mismo para todas las marcas consideradas puede ser rechazada.

En el caso del «país de venta» son significativas las diferencias entre España e Italia y entre Francia e Italia: los valores de EP_3^1 (o EP_3^1) y EP_3^2 (o EP_3^2) son significativamente distintos de 0. En 1992, los precios en España y Francia eran, respectivamente, un 8,3 y un 8,7 por 100 más altos que los precios de variantes similares en Italia. Salvo para la comparación entre España y Francia —cuyos coeficientes EP_2^1 y EP_1^2 no son estadísticamente significativos—, puede igualmente rechazarse la hipótesis nula de un efecto «país de venta» despreciable.

5. A modo de conclusión

En el marco de esa línea de investigación que se ocupa del análisis de la relación precio-calidad objetiva, una vez que detectamos la incapacidad de los atributos intrínsecos del producto —los verdaderos determinantes de su nivel de calidad— para justificar correctamente el precio, en este trabajo nos dedicamos a contrastar la importancia de los efectos «marca de fabricante» y «país de venta» a la hora de dar una explicación satisfactoria a un fenómeno como el de la variabilidad del denominado «precio neto del efecto de la calidad» en el mercado europeo del automóvil (a diciembre de 1992). Con este propósito, aplicamos una metodología que se presenta como una extensión del denominado «enfoque hedónico». En concreto, se trata de estimar un modelo econométrico en el que el precio de venta final —medido en una unidad de cuenta común— aparece como función del conjunto de factores que se supone que deter-

²⁴ En otras palabras: que el valor de un coeficiente EM_j^m no sea significativamente distinto de cero sólo indica que la relación calidad-precio que, por término medio, ofrece la marca j no difiere de la que, también por término medio, ofrece la marca de referencia m .

minan el nivel de calidad del automóvil y de los efectos «marca de fabricante» y «país de venta» del producto.

Los resultados empíricos alcanzados ponen de manifiesto la contribución estadísticamente significativa de los referidos efectos a la explicación de la varianza de los precios observados. Factores específicos del país de venta y de la marca parecen estar así en el origen de las disparidades que muestran los precios netos que resultan de descontar el efecto de las diferencias de calidad que presentan las distintas variantes del automóvil consideradas en el estudio.

Con todas sus posibilidades, la metodología propuesta no está exenta de limitaciones y deficiencias. Entre ellas nos interesa destacar especialmente una: el procedimiento sólo tiene validez si se admite previamente que la calidad, concepto de naturaleza intrínseca multidimensional, puede reducirse a la forma de un índice; y ello, mediante la utilización de un esquema de composición compensatorio que se aplica sobre las n dimensiones de la calidad [$X(I)$, ... $X(h)$, ... $X(n)$] para producir un único índice (PE) que aparece expresado en unidades monetarias²⁵. Conviene tener presente además que el esquema que se sigue para la composición no es uno cualquiera, sino uno muy determinado: un esquema compensatorio que utiliza como pesos o ponderaciones los coeficientes que resultan de aplicar el algoritmo de la regresión múltiple.

No obstante sus limitaciones, el procedimiento que acabamos de exponer ha sido utilizado, con propósitos básicamente similares a los nuestros, en trabajos empíricos como los de Mertens y Ginsburg (1985), Meade (1987), Gual (1989 y 1993), Gutiérrez Cillán (1991a y 1995b) y Gutiérrez y *et al.* (1993b)²⁶. En todas

estas investigaciones, las conclusiones extraídas avanzan en el mismo sentido: los efectos en cada caso considerados se muestran estadísticamente significativos.

Referencias bibliográficas

- [1] BAJIC, V. (1988): «Market Shares and Price-quality Relationships: An Econometric Investigation of the U.S. Automobile Market», *Southern Economic Journal*, volumen 54, número 4, abril, páginas 888-900.
- [2] COWLING, K. y CUBBIN, J. (1971): «Price, Quality and Advertising Competition: An Econometric Investigation of the United Kingdom Car Market», *Economica*, volumen 38, noviembre, páginas 378-394.
- [3] COWLING, K. y RAYNER, A. J. (1970): «Price, Quality, and Market Share», *Journal of Political Economy*, volumen 78, páginas 1292-1309.
- [4] GUAL, J. (1989): «Discriminación de precios y diferenciación de productos en el mercado europeo del automóvil. Un análisis descriptivo», *Investigaciones Económicas*, (segunda época), volumen 13, número 1, páginas 115-135.
- [5] GUAL, J. (1993): «An Econometric Analysis of Price Differentials in the EEC Automobile Market», *Applied Economics*, volumen 25, páginas 599-607.
- [6] GUTIERREZ CILLAN, J. (1991a): *La relación precio-calidad: análisis teórico y evidencia empírica*, Tesis doctoral no publicada. Universidad de Valladolid.
- [7] GUTIERREZ CILLAN, J. (1991b): «La relación precio-calidad percibida: un análisis de la evidencia empírica disponible», *Anales de estudios económicos y empresariales*, número 6, páginas 123-145.
- [8] GUTIERREZ CILLAN, J. (1993a): «La relación precio-calidad percibida: un estudio empírico», *Anales de estudios económicos y empresariales*, número 8, páginas 45-65.
- [9] GUTIERREZ CILLAN, J. (director); FORTUNA LINDO, J. M.; GARRIDO SAMANIEGO, M. J. y GUTIERREZ ARRANZ, A. M. (1993b): *Variabilidad del precio en el mercado del automóvil: un estudio descriptivo para el caso de tres países europeos*. Proyecto de investigación beneficiado con una *Ayuda para Proyectos de Grupos Jóvenes*, del Vicerrectorado de Investigación de la Universidad de Valladolid (convocatoria de 1992).

²⁵ Una síntesis de la polémica en torno a la medición del concepto de calidad en el marco del análisis de la relación precio-calidad objetiva puede verse en GUTIERREZ CILLAN (1995a).

²⁶ En realidad, MERTENS y GINSBURGH (1985) emplean la misma técnica que nosotros aunque con una especificación alternativa que contiene «efectos país de origen» del producto en lugar de los correspondientes «efectos marca». Como ya se ha indicado, GUTIERREZ CILLAN (1991a y 1995b) estudia los «efectos marca» en el mercado español del automóvil. Con anterioridad, MEADE (1987) lo había hecho para el caso del Reino Unido. Por su parte, GUTIERREZ CILLAN *et al.* (1993b) estiman los «efectos marca» para tres países por separado: España, Francia e Italia. Los trabajos de

GUAL (1989 y 1993) nos convienen especialmente. Por cuanto que analizan el mercado europeo del automóvil, excepción hecha —entre otras— del caso español, y tratan de medir —como ahora nosotros— los «efectos marca» y los «efectos país de venta» del producto, sus resultados pueden servir para cotejarlos con los que se derivan del presente estudio.

- [10] GUTIERREZ CILLAN, J. (director) y FORTUNA LINDO, J. M. (1994): *El precio en el mercado europeo del automóvil: un estudio descriptivo y un intento de explicación*. [Versión corregida y ampliada del trabajo *Variabilidad del precio en el mercado del automóvil: un estudio descriptivo para el caso de tres países europeos* realizado por J. GUTIERREZ CILLAN (director) et al. (1993b)]. Proyecto de investigación beneficiado con una *Ayuda para Proyectos de Grupos Jóvenes* del Vicerrectorado de Investigación de la Universidad de Valladolid (convocatoria de 1992).
- [11] GUTIERREZ CILLAN, J. (1995a): «La relación precio-calidad objetiva: un examen de la literatura empírica», *Anales de estudios económicos y empresariales*, número 10, páginas 29-57.
- [12] GUTIERREZ CILLAN, J. (1995b): «Enfoque hedónico y análisis de la relación precio-calidad objetiva: una aplicación al mercado español del automóvil», en la obra colectiva: *VII Encuentro de profesores universitarios de marketing. El consumidor del 2010*. ESIC, Madrid, páginas 443-457.
- [13] GUTIERREZ CILLAN, J. (1996): «La utilización del precio como indicador de la calidad del producto: una práctica tan extendida como insuficientemente explicada», *Anales de estudios económicos y empresariales*, número 11 (pendiente de aparición).
- [14] HOGARTY, T. F. (1975): «Price-quality Relations for Automobiles: a New Approach», *Applied Economics*, volumen 7, páginas 41-51.
- [15] KEON, J. W. (1980): «The Bargain Value Model and a Comparison of Managerial Implications with the Linear Learning Model», *Management Science*, volumen 26, número 1, noviembre, páginas 1117-1130.
- [16] LEBART, L.; MORINEAU, A. y FENELON, J. P. (1982): *Traitement des données statistiques*, Dunod, París.
- [17] LEBART, L.; MORINEAU, A. y et al. (1985): *SPAD. Système portable pour l'analyse des données*, CESIA, París.
- [18] LUCAS, R. E. B. (1975): «Hedonic Price Functions», *Economic Inquiry*, volumen 13, junio, páginas 157-178.
- [19] MEADE, N. (1987): «Strategic Positioning in the U.K. Car Market», *European Journal of Marketing*, volumen 21, número 5, páginas 43-56.
- [20] MERTENS, Y. y GINSBURGH, V. (1985): «Product Differentiation and Price Discrimination in the European Community: The Case of Automobiles», *Journal of Industrial Economics*, volumen 34, número 2, diciembre, páginas 151-166.
- [21] MURFIN, A. (1984): «Market Shares in the UK Passenger Car Market: Marketing, Expenditure and Price Effects, 1975-80», *Applied Economics*, volumen 16, páginas 611-632.
- [22] OHTA, M. y GRILICHES, Z. (1976): «Automobile Prices Revisited: Extensions of the Hedonic Hypothesis», en TERLECKYJ, N. E. (comp.): *Household Production and Consumption. Studies in Income and Wealth*, volumen 40. National Bureau of Economic Research, Nueva York, páginas 325-390.