

DISCRIMINACION DE PRECIOS Y DIFERENCIACION DE PRODUCTOS EN EL MERCADO EUROPEO DEL AUTOMOVIL. UN ANALISIS DESCRIPTIVO

Jordi GUAL*

*Instituto de Estudios Superiores de la Empresa
Universidad de Navarra*

El presente trabajo implementa un modelo econométrico con efectos fijos para analizar las razones de la variabilidad de los precios en los mercados de automóviles de la C.E.E. Sobre la base de una lectura descriptiva de este tipo de modelos se especifica una ecuación en la que el precio final es función de las usuales variables hedónicas más los efectos país de venta y efectos marca del producto. Los tests estadísticos muestran que el efecto marca del producto tiene una importancia y magnitud parecida al efecto país de origen enfatizado por Mertens y Ginsburgh (1985) y que constituye una representación más útil de proceso subyacente de generación de datos.

1. Introducción

La existencia de diferenciales de precios significativos en el mercado europeo del automóvil ha constituido en estos últimos años uno de los principales motivos de preocupación de las autoridades comunitarias en relación con la industria automovilística (CEC, 1983a). Como muestra el cuadro 1, los niveles de precios divergen notablemente entre países aun eliminando el impacto directo del impuesto sobre el valor añadido y las diferentes prácticas comerciales.

Estos diferenciales aúnan dos características significativas: su persistencia en el tiempo y su falta de uniformidad entre productos.

La prolongación temporal de estas brechas de precios ha motivado las iniciativas reguladoras de la Comisión (CEC, 1983b) bajo la sospecha de que estos diferenciales pudiesen reflejar comportamientos no competitivos por parte de las empresas.

* Este artículo se basa en parte del segundo capítulo de mi tesis doctoral «Intra-industry Trade and Oligopolistic Behaviour: The Case of the European Automobile Market» (U.C. Berkeley, marzo de 1987). Agradezco los comentarios de los profesores P. Bardhan, T. Rothenberg y J. Perloff, y el apoyo financiero del Institute for International Studies y la Comisión de las Comunidades Europeas. Una versión previa de este trabajo fue presentada en el XIII Simposio de Teoría Económica, Barcelona, septiembre de 1987.

El carácter no uniforme de estos diferenciales de precio queda enmascarado en los índices del cuadro 1. El gráfico 1 muestra, sin embargo, cómo las divergencias de precios no son en absoluto similares de producto a producto. Este es un aspecto del problema que no debe olvidarse al intentar explicar el fenómeno.

Este artículo utiliza técnicas de análisis de varianza para estudiar la variabilidad de los precios en el mercado europeo del automóvil. El análisis de un modelo econométrico de efectos fijos (efectos país de venta y país de origen) ya ha sido utilizado por Mertens y Ginsburgh (1985) para explicar la variabilidad de los precios como consecuencia de asimetrías en los sistemas de demanda.

CUADRO 1
Índices de precios antes de impuesto con y sin descuento
(Dinamarca base = 100)

| País | Sin descuento | Con descuento |
|-------------------|---------------|---------------|
| RFA | 129 | 126 |
| Italia | 144 | 130 |
| Reino Unido | 151 | 131 |
| Francia | 130 | 124 |
| Bélgica | 121 | 109 |
| Holanda | 123 | 116 |
| España | 146 | 146 |
| Irlanda | 151 | 139 |
| Dinamarca | 100 | 100 |
| Luxemburgo | 122 | 116 |
| Portugal | 136 | 136 |

Fuente: BEUC, junio de 1986. Tabla IV, pág. 8.

Los índices están contruidos a partir de medias simples de una muestra de 20 automóviles vendidos en todos los países comunitarios indicados. Los 20 automóviles son vehículos base sin incluir opciones.

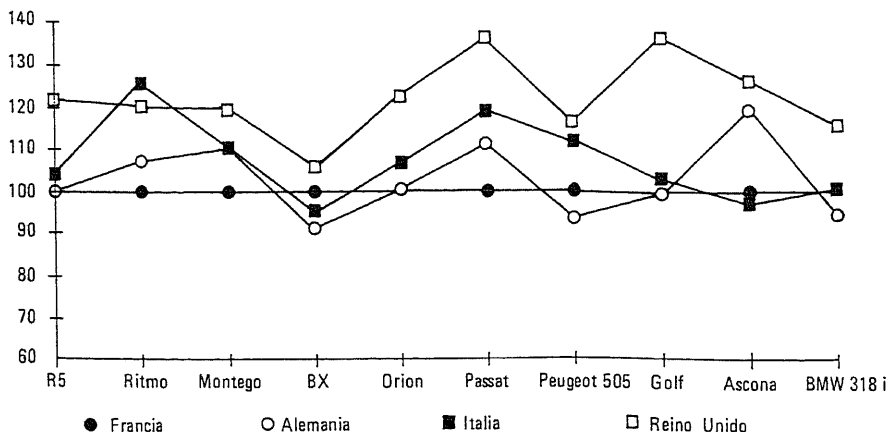


Gráfico 1. Diferenciales de precios antes de impuestos
(Productos seleccionados. Noviembre de 1985. Números índices)

El presente trabajo critica una interpretación estructural de este tipo de modelos. Concretamente, en la sección 2 se muestran analíticamente algunas de las posibles interpretaciones alternativas de unos mismos resultados empíricos en esta clase de análisis.

Sobre la base de una lectura descriptiva de este tipo de modelos y utilizando los mismos datos que Mertens y Ginsburgh, en la sección 3 se especifica una ecuación alternativa en la que el precio final es función de las usuales variables hedónicas más los efectos país de venta y efectos marca del producto.

Entre otros resultados los tests estadísticos del apartado 3.2 muestran que el efecto marca no es en absoluto despreciable y que tiene una importancia y magnitud parecida al efecto país de origen enfatizado por Mertens y Ginsburgh. Además, la magnitud del efecto marca no varía sustancialmente entre los principales productores del mercado, lo que sugiere que la importancia de efectos específicos a nivel de marca proviene de la inclusión en la muestra de una gama muy amplia de productos.

Finalmente, en la sección 3.4 se utilizan técnicas de contrastación de hipótesis alternativas no anidadas para comprobar si el modelo con efectos de marca ofrece un mayor poder explicativo que el modelo con efectos de país de origen. Los resultados indican que el modelo con efectos de marca es más útil como representación del proceso subyacente de generación de datos. Un apartado de conclusiones, sección 4, concluye este trabajo.

2. Precios de equilibrio y asimetrías en el sistema de demanda

Diversos analistas han centrado el estudio del problema de los diferenciales de precio en supuestas divergencias en las estructuras de demanda de los países considerados. El análisis más completo corresponde a Martens y Ginsburgh (1985) y nos centraremos en este trabajo si bien en el momento oportuno se hará mención del análisis de Ashworth *et alia* (1982).

Es preciso anticipar que *a priori* no parece haber razones de peso para esperar diferencias significativas entre los principales consumidores de la CEE. Se trata de economías industriales desarrolladas con niveles elevados y parecidos de renta real. Como mucho, se podría argumentar la existencia de cierta preferencia por bienes nacionales de tal modo que, a igualdad de condiciones, éstos son preferidos a las importaciones. En definitiva, los mercados de los Estados Miembros han estado cerrados durante muchos años y ello puede haber proporcionado cierta ventaja a los productores domésticos (Hocking (1980), Pelkmans (1984)). Volveremos posteriormente a esta asimetría en el sistema de demanda, pero nótese que, en principio, no hay razón por la que ello debiera comportar diferencias en *niveles* de precios.

El análisis empírico de Mertens y Ginsburgh se fundamenta en un sencillo modelo teórico con las siguientes características relevantes. Se trata de un modelo de duopolio en el que dos empresas venden sus productos (X e Y , con

precios P y Q), en los países A y B . Se supone que las empresas compiten en cantidades y la atención se centra en los equilibrios de Cournot-Nash resultantes. Los autores argumentan que si los bienes son homogéneos y la elasticidad de la demanda es la misma en los dos mercados, los precios de equilibrio serán iguales para ambos productos en los dos países. Bajo este enfoque, las fuentes de variabilidad de los precios en los mercados son las diferencias en las elasticidades de la demanda y la heterogeneidad de los productos. Mertens y Ginsburgh construyen la taxonomía que resume las cuatro posibles configuraciones de precios tal y como indica el cuadro 2.

CUADRO 2
Taxonomía en el modelo de Mertens y Ginsburgh

| | Clase de bienes | |
|-----------------------------------|----------------------------|----------------------------------|
| | Homogéneos | Diferenciados |
| Elasticidades iguales | $p^A = Q^A = p^B = Q^B$ | $p^A = p^B \neq Q^A = Q^B$ |
| Elasticidades distintas | $p^A = Q^A \neq p^B = Q^B$ | $p^A \neq Q^A \neq p^B \neq Q^B$ |

Con este armazón teórico, Mertens y Ginsburgh especifican el siguiente modelo econométrico general que les permite identificar lo que ellos denominan efectos «discriminación de precios» y «diferenciación de productos».

$$P_{ik} = \pi + \pi_1 + \pi^k + \pi_i^k + f(\sum_J \pi_J X_J) \quad [1]$$

donde $i = 1, 2$, y $k = A, B^1$; indican, respectivamente, productos y países; π es un término constante; π_i es una variable ficticia correspondiente a país de origen del producto («diferenciación de producto»); π^k corresponde a la variable ficticia país de venta («discriminación de precios»); π_i^k es una variable ficticia de interacción (sin interpretación económica clara) y X_J son las J variables «hedónicas» que captan diferencias de precios originadas por los distintos niveles de calidad de los productos considerados.

Los comentarios específicos sobre los resultados empíricos de Mertens y Ginsburgh serán desarrollados en la tercera sección de este artículo, en la que se efectúa un análisis estadístico similar. Aquí vamos a enfatizar qué modelos teóricos alternativos del comportamiento de los oligopolistas compitiendo en varios mercados podrían conllevar la misma «forma reducida» empleada por Mertens y Ginsburgh. Ello supondría interpretaciones sustancialmente distintas de los resultados de las regresiones obtenidas en el modelo [1].

En particular, mostraremos que el significado de los coeficientes sería muy distinto si en realidad las empresas compitieran en precios.

¹ Nótese que de acuerdo con sus resultados teóricos el último elemento en el lado derecho de la ecuación [1] no es necesario.

Así, consideraremos un sencillo modelo de duopolio con productos diferenciados en el que el concepto de equilibrio es Bertrand-Nash. Para simplificar el análisis y captar el impacto de las asimetrías en las funciones de demanda el estudio se efectúa para el caso lineal.

El análisis que sigue muestra que si el modelo de precios es el «verdadero», la taxonomía del cuadro 2 queda invalidada. Así pues, el trabajo empírico subsiguiente debe ser interpretado cautamente, puesto que cualquier inferencia estructural depende del supuesto (empíricamente no contrastado), de competencia a la Cournot.

Además, se comprueba que este modelo presenta de un modo riguroso algunas intuiciones acerca del impacto de sistemas de demanda no simétricos que fueron avanzadas ya por Ashworth *et al.* (1982).

Considérese, pues, el siguiente modelo lineal en el que las empresas compiten en precios en dos mercados (*A* y *B*) segmentados por la presencia de costes de transporte significativos. Sean los costes marginales de producción de ambas empresas constantes. Sin pérdida de generalidad suponemos que de hecho son nulos. Asimismo, suponemos el siguiente sistema simétrico de demanda:

$$\begin{aligned}x^i &= a - bp^i + cq^i \\y^i &= a - bq^i + cp^i\end{aligned}$$

en el que x, y son cantidades de ambos bienes y p, q sus precios respectivos. Además, $i = A, B$ y $a, b, c > 0$.

Una primera observación es que los precios pueden ser iguales incluso si los bienes son altamente diferenciados. En particular, para el sistema de demanda anterior las correspondientes funciones inversas son las siguientes:

$$\begin{aligned}p^i &= \alpha - \beta x^i - \Gamma y^i \\q^i &= \alpha - \beta y^i - \Gamma x^i\end{aligned}$$

donde $a = \alpha/(\beta + \Gamma)$; $b = \beta/(\beta^2 - \Gamma^2)$; $c = \Gamma/(\beta^2 - \Gamma^2)$; $\alpha, \beta > 0$ y $\Gamma > 0$ para bienes sustitutivos.

En este modelo, el grado de diferenciación de producto se mide por $\mu = \Gamma/\beta$. Cuando $\mu = 0$ tenemos bienes independientes y para $\mu = 1$ obtenemos sustitutos perfectos (véase Singh y Vives, 1984). En un país determinado los precios pueden ser iguales aun cuando los productos son altamente diferenciados (μ cercano a cero).

De un modo similar, las diferencias de precios entre países pueden surgir incluso si los sistemas de demanda son idénticos y simétricos en los dos países. Si los costes de transporte son relevantes y/o hay diferencias significativas en los tipos de IVA es óptimo para las empresas oligopolísticas discriminar entre mercados (Gual 1987b). De este modo diferencias de precios f.o.b. antes de impuestos pueden indicar discriminación de precios, pero no necesariamente debida a diferencias en las elasticidades de demanda.

De hecho, las diferencias en los *niveles* de precios en distintos mercados pueden surgir debido a la diferenciación de productos. Si los dos bienes son percibidos como mejores productos sustitutivos en el país *A* que en el *B*, los precios de equilibrio serán, *ceteris paribus*, más elevados en el segundo país. Algebraicamente esto se puede mostrar como sigue. Sean ahora los sistemas de demanda inversa:

$$\begin{aligned} p^i &= \alpha - \beta^i x^i - \Gamma^i y^i \\ q^i &= \alpha - \beta^i y^i - \Gamma^i x^i \end{aligned}$$

tales que $\mu^i = \Gamma^i/\beta^i$, $i = A, B$ y se supone que $\mu^A > \mu^B$ reflejando una mayor sustitubilidad en el país *A*. Las correspondientes funciones de reacción en el espacio de precios para el primer bien son (por simetría se obtiene la función para el segundo producto):

$$p^i = (a + c^i q^i)/2b^i$$

y transformando parámetros se obtiene:

$$p^i = 1/2[\alpha(1 - \mu^i) + \mu^i q^i]$$

Es decir, para el país con mayor sustitubilidad las funciones de reacción tienen una mayor pendiente, pero se desplazan hacia el interior. La inspección de los precios de equilibrio ($p^i = \alpha(1 - \mu^i)/(2 - \mu^i)$) muestra que éstos serán menores en el caso del país con mayor sustitubilidad (véase gráfico 2)².

Finalmente, diferencias de precios entre países pueden ocurrir tanto si los sistemas de demanda son simétricos como si no lo son. En el primer caso, las diferencias de coste marginal (costes de producción y de transporte), pueden resultar en diferencias de precios.

Alternativamente, sistemas de demanda asimétricos resultan en diferenciales de precios de equilibrio. Por ejemplo, a menudo se ha argumentado que los mercados de los países miembros de la Comunidad se encuentran dominados por productores nacionales debido a los hábitos o preferencias de los consumidores, que favorecen productos domésticos. Esto se puede mostrar claramente en nuestro ejemplo lineal.

Si la demanda del bien doméstico es más inelástica³ que la del bien extranjero observaremos que los precios de equilibrio suponen un precio más elevado para

² Doy las gracias al profesor Charlie Holt por sus observaciones en esta cuestión.

³ La fuente de esta inelasticidad es importante. La demanda de bienes domésticos es menos elástica para un precio dado porque tiene un mayor nivel (una intersección con el eje de ordenadas más elevada), no porque sea menos sensible a cambios en el precio. En nuestro modelo este último caso correspondería a distintos parámetros b , y es fácil comprobar que ello implicaría menores cuotas de mercado para las empresas domésticas.

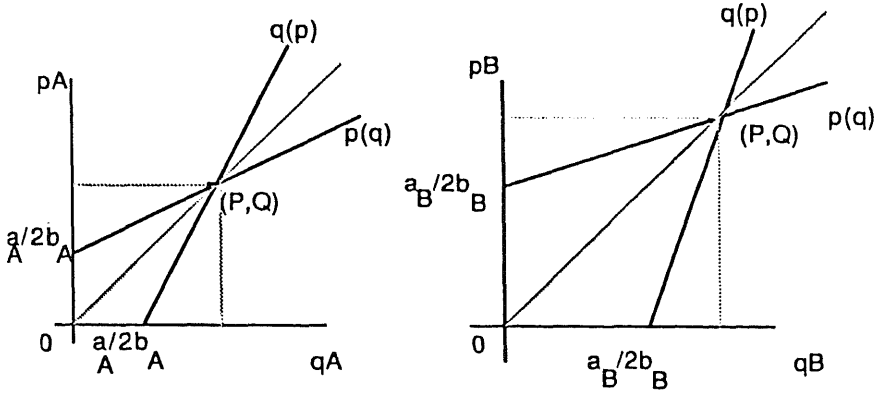


Gráfico 2

el producto doméstico pero también una mayor cuota de mercado. Este tipo de resultado aparece (para el país A), con el siguiente sistema de demanda:

$$x = a_1 - bp + cq$$

$$y = a_2 - bq + cp$$

donde $a_1 > a_2$.

Como antes, el cálculo de las funciones de reacción es inmediato:

$$p = (a_1 + cq)/2b$$

$$q = (a_2 + cp)/2b$$

lo que origina los siguientes precios de equilibrio:

$$P^A = (2ba_1 + a_2c)/(4b^2 - c^2)$$

$$Q^A = (2ba_2 + a_1c)/(4b^2 - c^2)$$

Gráficamente, la función de reacción de la empresa 1 se desplaza hacia arriba y la de la empresa 2 hacia el interior (véase gráfico 3).

La comprobación de que la empresa 1 disfruta de una mayor cuota de mercado es directa puesto que $P^A > Q^A$, y $X^A > Y^A$:

$$X^A - Y^A = a_1 - a_2 + (c + b)(Q^A - P^A) = (a_1 - a_2)[b/(2b + c)] > 0$$

Nótese finalmente que este simple modelo capta algunas de las características del mercado que han indicado otros investigadores⁴.

⁴ Asworth *et alia* (1982) intentan explicar estas características mediante el uso de un modelo de duopolio en el que se define la demanda total de automóviles como $f(p)$, siendo p un índice de precios dados por $p = gp_1 + (1 - g)p_2$, donde g es la cuota de mercado inicial de la empresa productora del bien 1 y donde la elasticidad de sustitución se define como $e_s = -(p_1/p_2)[g'/g(1 - g)]$.

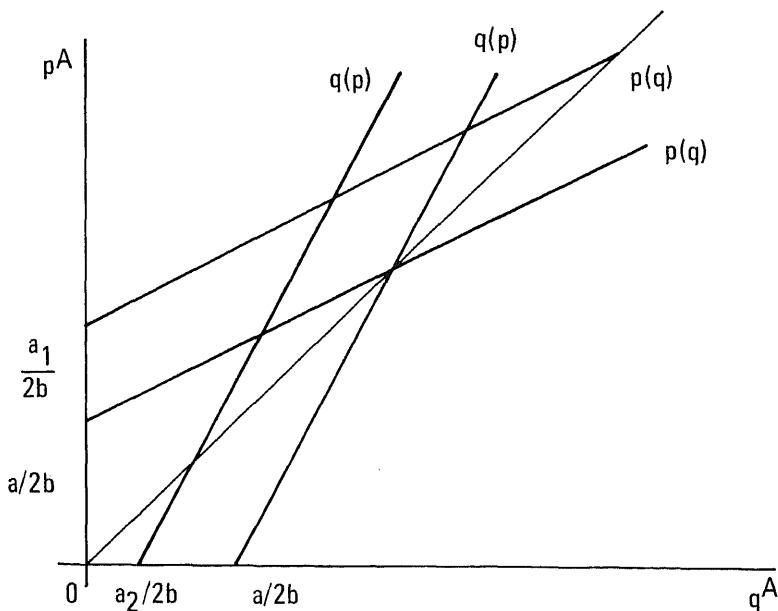


Gráfico 3

En primer lugar, se argumenta que en el Reino Unido hay una especial preferencia nacional (posiblemente a causa de las compras de flotas de automóviles para empresas), que resulta en una menor sustituibilidad o tendencia a comprar productos extranjeros aunque sus precios sean más reducidos. Precisamente esta menor sustituibilidad explicaría unos mayores precios de equilibrio de acuerdo con nuestro modelo a la Bertrand.

En segundo lugar, se ha observado que, dados unos precios relativos, los productores del Reino Unido tienen una mayor cuota de mercado en dicho país que en otros países, a pesar de que sus precios son más elevados en el Reino Unido que en el extranjero. Esto, naturalmente, es consistente con nuestro modelo cuando hay asimetrías en el sistema de demanda y mayores costes marginales de producción para los productores británicos.

Finalmente, se indica que los productores británicos pueden pasar sus costes a los consumidores con mayor facilidad en su mercado interior que en el extranjero. En otras palabras, que sus márgenes son superiores en el mercado doméstico. Esto puede mostrarse fácilmente en el modelo anterior imponiendo un coste marginal de producción igual a k para el productor 1. Las funciones de reacción devienen:

$$p^A = [a_1 + cq^A + bk]/2b \quad q^A = [a_2 + cp^A]/2b$$

$$p^B = [a_2 + cq^B + bk]/2b \quad q^B = [a_1 + cp^B]/2b$$

de tal modo que los precios de equilibrio para la primera empresa serán:

$$P^A = [2ba_1 + a_2c + 2b^2k]/(4b^2 - c^2)$$

$$P^B = [2ba_2 + a_1c + 2b^2k]/(4b^2 - c^2)$$

donde $P^A > P^B$, y el *mark-up* es más elevado en el primer mercado.

El presente trabajo pretende profundizar en la posible existencia de asimetrías en los sistemas de demanda⁵ que «expliquen» los diferenciales de precios. Sin embargo, se enfatiza el carácter puramente descriptivo de este tipo de análisis de efectos fijos. Utilizando la misma base de datos que Mertens y Ginsburgh se estima una ecuación alternativa y se contrastan ambos modelos. Este estudio intenta aclarar la importancia de los factores específicos a nivel de país, la relevancia empírica de la preferencia por productos domésticos y la medida en que los distintos productos no son percibidos simétricamente por los consumidores.

3. Un modelo econométrico descriptivo de los precios de automóviles en la CEE

3.1. Características de la base de datos

Los datos corresponden a 500 observaciones de precios de venta al público (netos de impuestos⁶ y en una unidad de cuenta común (ECU)), para productos vendidos en cinco países (100 observaciones por país). Estos productos corresponden a 35 marcas. El número de productos por marca y país de venta no es constante y, por tanto, tenemos una base de datos de doble corte transversal pero no equilibrada.

Para cada observación se dispone de varias características técnicas del producto (cilindrada, potencia, longitud, etc.), así como del país de producción. Además, la muestra incluye una gran variedad de automóviles. De hecho estamos interesados en automóviles manufacturados por productores de «volumen» y, posiblemente, por grandes fabricantes de coches de especialidad. La muestra inclu-

⁵ Naturalmente, lo ideal sería poder estimar el sistema de demanda para cada país. Sin embargo, la estimación correcta del sistemas de demanda para productos diferenciados requiere grandes cantidades de información de las que raramente se dispone (véase Schmalensee, 1985).

⁶ Para el caso del Reino Unido los datos probablemente sobreestiman los verdaderos precios netos de impuestos debido a una consideración parcial de los impuestos del Reino Unido. En particular, una vez realizado este análisis empírico se tuvo acceso a otra base de datos elaborada por G. Locksley (1983). Una simple comparación de los datos revela una diferencia media del 10 por 100, que probablemente se debe al hecho de que la Tasa Especial sobre Automóviles (*Special Car Tax*) no fue usada para el cálculo de los precios netos en la base de datos de Mertens y Ginsburgh. Este sesgo positivo en los precios del Reino Unido puede compensar parcialmente el impacto de la compra de flotas de automóviles que se mencionó anteriormente.

ye datos de coches importados de Japón y de lujo, así como algunos vehículos de muy baja calidad procedentes de Europa del Este. Sin embargo, como el análisis es de una naturaleza descriptiva y para mantener la homogeneidad con el trabajo de Mertens y Ginsburgh no descartaremos estas observaciones⁷.

3.2. Especificación econométrica y principales resultados

El modelo descriptivo que se especifica es el siguiente:

$$p_{ijk} = \mu + \text{DOM}_{ijk} + \sum_l \pi_{lk} X_{lk} + \alpha_i + \beta_j + \tau_{ij} + u_{ijk} \quad [2]$$

$$i = 1, \dots, 5; \quad j = 1, \dots, 35; \quad l = 1, \dots, 4 \quad \text{y} \quad k = 1, \dots, K_{ij}$$

donde p_{ijk} es el logaritmo del precio del producto k producido por la empresa j y vendido en el país i . K_{ij} es el número de productos de la marca j vendidos en el país i . Nótese que $\sum_i \sum_j K_{ij} = 500$, que es el tamaño de la muestra. Para ciertos pares (i, j) el número de productos puede ser cero, y en general el número de observaciones no es constante para cada par reflejando el hecho de que no nos encontramos ante un diseño muestral equilibrado (véase cuadro 3 anteriormente). α_i , β_j son, respectivamente, los efectos país y marca. τ_{ij} es un efecto interacción que capta el impacto diverso de los efectos de marca en los distintos países. X_l es un conjunto de variables explicativas que captan las variaciones en el precio debidas a diferencias de calidad. Estas variables son: la longitud (en centímetros); la potencia en relación al peso del vehículo (en kilovatios por kilogramo); la cilindrada (en centímetros cúbicos) y una variable ficticia para el tipo de motor (diesel o gasolina). Estas variables serían las que se incluirían en un modelo estándar de regresión hedónica⁸. DOM es una variable ficticia adicional que trata de captar si el hecho de que un producto sea vendido en el mismo país en el que se produce afecta al nivel de su precio. Esta variable toma el valor 1 si el producto es fabricado en el país y 0 si es de importación. Finalmente, μ y π_{lk} son constantes, y u_{ijk} es el término de error que inicialmente suponemos que es independiente de observación a observación y sigue una distribución normal con media 0 y varianza σ_u^2 .

Para medir la presencia de los efectos mencionados anteriormente es preciso estimar el modelo de efectos fijos (también denominado modelo de Mínimos Cuadrados con variables ficticias (MCVF)). Sin embargo, el análisis preliminar de los residuos de esta regresión indicó que el supuesto de homocedasticidad podía ser violado. La variabilidad de los residuos parece asociarse con la magnitud de dos de las variables independientes: POWG (potencia dividido por peso), y ENGI (cilindrada), que a su vez están altamente correlacionadas. Para confirmar formalmente este punto se efectuó un test paramétrico de heterocedasticidad.

⁷ Este tipo de vehículos no fueron considerados en la muestra utilizada en Gual (1987c).

⁸ Para poder efectuar comparaciones hemos escogido exactamente las variables utilizadas por Mertens y Ginsburgh.

CUADRO 3
Características de la muestra

A) *Número de productos por origen y destino*

| País de producción | País de venta | | | | | Total |
|--------------------|---------------|---------|----------|--------|----------|-------|
| | Francia | Bélgica | Alemania | Italia | R. Unido | |
| Francia | 50 | 23 | 14 | 20 | 18 | 125 |
| Alemania | 23 | 34 | 70 | 25 | 19 | 171 |
| Italia | 12 | 8 | 5 | 40 | 11 | 76 |
| Reino Unido | 6 | 3 | 1 | 8 | 33 | 51 |
| Japón | 6 | 23 | 10 | 1 | 13 | 53 |
| Otros | 3 | 9 | 0 | 6 | 6 | 24 |
| TOTAL | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 500 |

B) *Número de observaciones por marca y producto*

| Número de productos | Número de observaciones por producto | Número de observaciones |
|---------------------|--------------------------------------|-------------------------|
| 136 | 1 | 136 |
| 34 | 2 | 68 |
| 22 | 3 | 66 |
| 35 | 4 | 140 |
| 18 | 5 | 90 |
| 245 | | 500 |

| Número de marcas | Número de observaciones por marca |
|------------------|-----------------------------------|
| 12 | 1-4 |
| 6 | 5-9 |
| 5 | 10-14 |
| 4 | 15-19 |
| 3 | 20-34 |
| 5 | 35-50 |

Se supone que:

$$\ln e^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \text{POWG} + v$$

donde e es un vector de residuos del modelo [2] y el vector de errores v se supone que es un conjunto de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza σ_v^2 .

Bajo estos supuestos, el test de este tipo particular de heterocedasticidad es equivalente a un test t sobre si el coeficiente α_1 es significativamente distinto de 0. La hipótesis nula de homocedasticidad implica que $\alpha_1 = 0$. El test es válido sólo si el tamaño de la muestra es grande, puesto que se basa en la distribución asintótica del estimador de α_1 (véase, por ejemplo, Judge *et alia* (1982), pág. 421).

Los resultados de este test confirman la presencia de heterocedasticidad y la relación de la varianza del término de error con la magnitud de POWG⁹. La forma natural de corregir este problema es utilizar mínimos cuadrados ponderados. Cada observación es ponderada por el inverso de la desviación estándar predecida a partir de la regresión de $\ln e^2$ sobre POWG. Los estimadores de los parámetros del modelo que resultan no son ya los mejores estimadores lineales insesgados, pero son consistentes, y los tests estadísticos posteriores pueden llevarse a cabo legítimamente basándose en teoría asintótica, puesto que dispnemos de una muestra amplia. La corrección por heterocedasticidad conlleva unos estimadores más eficientes y ello será importante cuando efectuemos tests de la medida en que los parámetros del modelo son significativos¹⁰.

La comprobación de si los diversos efectos son significativos se realiza mediante diversos tests F correspondientes a regresiones restringidas alternativas.

Los resultados de estos tests se muestran en el cuadro 4. No hay duda alguna de que los efectos país y marca son significativos. Por lo que respecta al efecto producto doméstico y a la interacción entre los efectos país y marca, ambos parecen jugar un papel relacionado. No son significativos si ambos son incluidos en la regresión. Sin embargo, despreciar el efecto interacción conlleva un efecto producto doméstico más relevante.

La especificación final del modelo podría excluir el efecto interacción si éste es no sólo poco significativo, sino también cuantitativamente poco importante.

CUADRO 4
Efectos país, marca, interacción y producto doméstico

| Modelo no restringido | Restricción | Valor de F | Pr > F |
|--|-----------------|--------------|----------|
| [2] | DOM = 0 | 1,86 | 0,1738 |
| [2] | $\tau_{ij} = 0$ | 1,31 | 0,0473 |
| [2] con $\tau_{ij} = 0$ | DOM = 0 | 7,68 | 0,0058 |
| [2] con $\tau_{ij} = 0$ | $\alpha_i = 0$ | 147,0 | 0,0001 |
| [2] con $\tau_{ij} = 0$ | $\beta_j = 0$ | 23,16 | 0,0001 |
| [2] con $\tau_{ij} = \beta_j = 0$ | $\alpha_i = 0$ | 70,49 | 0,0001 |
| [2] con $\tau_{ij} = \alpha_i = 0$ | $\beta_j = 0$ | 10,92 | 0,0001 |

Donde [2] es:

$$p_{ijk} = \mu + \text{DOM}_{ijk} + \sum_i \pi_{ik} X_{ik} + \alpha_i + \beta_j + \tau_{ij} + u_{ijk}$$

⁹ Se efectuaron tres regresiones. La primera contenía POWG como variable explicativa y dio un estadístico t de $-2,245$ lo que implica un rechazo de la hipótesis nula con un 95 por 100 de nivel de confianza. La variable explicativa para la segunda regresión fue la cilindrada y para este caso no fue posible rechazar la hipótesis nula (el estadístico t fue $-0,0018$). Finalmente, una regresión con ambas variables explicativas también resultó con un coeficiente significativamente distinto de cero sólo para POWG (el estadístico t para POWG fue $-2,435$ y el de ENGI fue $0,986$).

¹⁰ Es bien conocido que si no corregimos la heterocedasticidad, la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de los parámetros subestima la varianza verdadera y resulta en intervalos de confianza más reducidos, de este modo aumentando la probabilidad de errores del tipo I en la contrastación de hipótesis.

Hay dos maneras posibles de analizar la importancia relativa de los diversos efectos. Cuando se utiliza un modelo de efectos fijos se puede medir el cambio en el R^2 ajustado cuando los distintos efectos no son incluidos en la regresión. Este procedimiento proporciona una medida tal vez un poco burda del valor explicativo del efecto que ha sido restringido a no estar presente en la ecuación.

Alternativamente, el modelo [2] podría especificarse como un modelo de efectos aleatorios. Si α , β y τ son variables aleatorias, un estimador de sus varianzas proporcionaría una medida apropiada de la variación de la variable dependiente explicada por cada efecto.

El enfoque de efectos aleatorios tiene algunas características atrayentes¹¹ y si los efectos son verdaderamente aleatorios¹² su estimación contribuye a una estimación más eficiente de π_1 .

La elección entre los dos métodos de estimación ha sido discutida ampliamente en otro lugar (Gual, (1987a)) y para el presente estudio se basó en cierta medida en la simplicidad de cálculo del análisis de R^2 ajustados.

Los resultados de las comparaciones de R^2 ajustados (véase cuadro 5) indican: 1) que el efecto interacción es de una importancia relativamente pequeña (de ahora en adelante no se incluirá en el modelo); y 2) que los efectos país de venta y marca son de similar importancia. En la interpretación de Mertens y Ginsburgh esto implicaría que los efectos diferenciación y discriminación de productos son de parecida magnitud.

Cuando no se incluye el efecto interacción en la regresión se obtienen las estimaciones de los parámetros que se muestran en el cuadro 6.

CUADRO 5
Importancia de los efectos país, marca e interacción

| Modelo no restringido | Restricción | R^2 | R^2 ajustado | Descenso en R^2 ajustado |
|--|-----------------|--------|----------------|----------------------------|
| [2] | — | 0,9892 | 0,9854 | — |
| [2] | $\tau_{ij} = 0$ | 0,9591 | 0,9552 | 0,0302 |
| [2] con $\tau_{ij} = 0$ | $\alpha_i = 0$ | 0,9060 | 0,8980 | 0,0572 |
| [2] con $\tau_{ij} = 0$ | $\beta_j = 0$ | 0,8775 | 0,8753 | 0,0799 |
| [2] con $\tau_{ij} = \beta_j = 0$ | $\alpha_i = 0$ | 0,8005 | 0,7985 | 0,0768 |
| [2] con $\tau_{ij} = \alpha_i = 0$ | $\beta_j = 0$ | 0,8005 | 0,7985 | 0,0995 |

¹¹ Puesto que el modelo [2] realmente no explica por qué debe haber efectos distintos para países, marcas y la interacción de unos y otros, parece lógico considerar que esos efectos reflejan ignorancia específica a nivel de país, marca o interacción, respecto del proceso subyacente que se está estudiando y en oposición a la ignorancia genérica que vendría capturada por el término de error. De un modo parecido, puesto que los datos no han sido generados de un modo experimental, no está claro si el procedimiento tradicional de Análisis de Varianza y la interpretación de los coeficientes de las regresiones con efectos fijos tienen sentido.

¹² La cuestión principal es sí, por ejemplo, los efectos de Francia y Alemania puede suponerse que son extraídos de una misma población.

CUADRO 6
Estimaciones de los parámetros y estadísticos t

| Parámetro | Estimación | Valor t | Pr > $ t $ |
|---------------------------|------------|-----------|------------|
| Intersección | 6,7022 | 73,50 | 0,0001 |
| Longitud | 0,0032 | 16,46 | 0,0001 |
| Potencia/peso | 8,6677 | 18,52 | 0,0001 |
| Tipo de motor | 0,1682 | 8,65 | 0,0001 |
| Cilindrada | 0,0002 | 13,66 | 0,0001 |
| DOM | 0,0310 | 2,77 | 0,0058 |
| País de venta (base R.U.) | | | |
| Francia | -0,2090 | -14,28 | 0,0001 |
| Bélgica | -0,3368 | -22,85 | 0,0001 |
| Alemania | -0,2170 | -14,39 | 0,0001 |
| Italia | -0,1150 | -7,73 | 0,0001 |
| Marca (base Volvo) | | | |
| Alfa Romeo | 0,0453 | 0,93 | 0,3550 |
| Audi | 0,1320 | 2,79 | 0,0055 |
| Austin | 0,0711 | 1,40 | 0,1611 |
| Autobianchi | 0,0048 | 0,07 | 0,9480 |
| BMW | 0,1551 | 3,38 | 0,0008 |
| Citroen | -0,0086 | -0,19 | 0,8476 |
| Datsun | -0,1214 | -2,46 | 0,0143 |
| Fiat | -0,0477 | -1,09 | 0,2761 |
| Ferrari | 0,8257 | 12,10 | 0,0001 |
| Ford | -0,0267 | -0,62 | 0,5343 |
| Giannini | 0,0029 | -0,03 | 0,9733 |
| Honda | -0,0077 | -0,15 | 0,8798 |
| Hyundai | -0,2075 | -2,40 | 0,0170 |
| Jaguar | 0,0775 | 1,27 | 0,2031 |
| Lada | -0,5497 | -9,92 | 0,0001 |
| Lancia | 0,1315 | 2,64 | 0,0085 |
| Mazda | -0,0430 | -0,85 | 0,3947 |
| Mercedes Benz | 0,2552 | 5,36 | 0,0001 |
| Mitsubishi | 0,0428 | 0,82 | 0,4126 |
| Opel/Vauxhall | 0,0065 | -0,15 | 0,8810 |
| Peugeot | -0,0023 | -0,05 | 0,9588 |
| Porsche | 0,4205 | 7,57 | 0,0001 |
| Reliant | 0,2051 | 2,26 | 0,0246 |
| Renault | 0,0505 | 1,16 | 0,2452 |
| Rover | 0,0481 | 0,91 | 0,3653 |
| Saab | -0,0147 | -0,24 | 0,8066 |
| Seat | -0,0316 | -0,27 | 0,7870 |
| Skoda | -0,5769 | -7,17 | 0,0001 |
| Subaru | -0,1124 | -1,04 | 0,2985 |
| Suzuki | -0,0462 | -0,38 | 0,7020 |
| Talbot | 0,0085 | 0,18 | 0,8571 |
| Toyota | -0,0151 | -0,30 | 0,7659 |
| Trumph | -0,0910 | -1,34 | 0,1799 |
| Volkswagen | 0,0191 | 0,44 | 0,6619 |

Los estadísticos t en el cuadro 6 pueden inducir a confusión. Por ejemplo, la marca de referencia para el efecto marca es Volvo. El hecho de que la mayoría de los coeficientes no sean significativos indica simplemente que el efecto para esas marcas no es estadísticamente distinto del efecto de la marca Volvo. Una

interpretación similar corresponde a los efectos país de venta. Para comprobar estadísticamente la medida en la que los efectos son diferentes con respecto a otros valores de referencia se estimaron una serie de modelos restringidos en los que se impusieron las adecuadas restricciones de igualdad de los coeficientes.

Los resultados del cuadro 7 muestran que el efecto país no es significativamente distinto entre Francia y Alemania. Por lo que respecta a marcas, la hipótesis nula de que el efecto marca es el mismo para las marcas principales no puede ser rechazada. De un modo similar, los tests muestran que ocurre lo mismo con algunas combinaciones de los principales productores de volumen del mercado.

3.3. Comparación con los resultados de Mertens y Ginsburgh

Mertens y Ginsburgh usaron la misma base de datos¹³ con una especificación alternativa que supone efectos país de origen en lugar de efectos marca¹⁴. Sus resultados se resumen en el cuadro 8.

A partir de los valores de las sumas de cuadrados debidas a los efectos diferenciación y discriminación de productos los autores concluyen que estos últimos efectos son más importantes. Los autores refuerzan esta tesis inspeccionando la magnitud de las estimaciones de los distintos efectos.

CUADRO 7
Tests de la igualdad entre efectos (país de venta y marcas)

| Restricción | Valor F | Pr $> F$ |
|--|-----------|----------|
| $\alpha_1 = \alpha_3 = \alpha_4$ (Francia, Alemania, Italia) | 98,81 | 0,0001 |
| $\alpha_1 = \alpha_2$ (Francia, Bélgica) | 66,75 | 0,0001 |
| $\alpha_1 = \alpha_3$ (Francia, Alemania) | 0,27 | 0,6017 |
| $\alpha_1 = \alpha_4$ (Francia, Italia) | 37,97 | 0,0001 |
| $\alpha_2 = \alpha_3$ (Bélgica, Alemania) | 53,84 | 0,0001 |
| $\alpha_2 = \alpha_4$ (Bélgica, Italia) | 197,32 | 0,0001 |
| $\alpha_3 = \alpha_4$ (Alemania, Italia) | 39,37 | 0,0001 |
| $\alpha_2 = \alpha_5$ (Bélgica, R.U.) | 522,26 | 0,0001 |
| $\alpha_3 = \alpha_4$ (Alemania, R. U.) | 207,19 | 0,0001 |
| $\alpha_2 = \alpha_4$ (Italia, R.U.) | 59,75 | 0,0001 |
| $\beta_{24} = \beta_{35}$ (Renault, VW) | 1,35 | 0,2452 |
| $\beta_6 = \beta_8 = \beta_{10}$ (Citroen, Fiat, Ford) | 1,38 | 0,2530 |
| $\beta_{20} = \beta_{21} = \beta_{31}$ (Opel, Peugeot, Ford) | 0,15 | 0,8648 |
| $\beta_6 = \beta_8 = \beta_{10} = \beta_{20} = \beta_{21} = \beta_{24} = \beta_{31} = \beta_{35}$ (Citroen, Fiat, Ford, Opel, Peugeot, Renault, Talbot y VW) | 3,47 | 0,0013 |

¹³ Estos datos fueron amablemente proporcionados por los autores. Se efectuaron algunas modificaciones sin importancia como, por ejemplo, la definición de Opel y Vauxhall como una sola marca de tal modo que sus productos fueron considerados conjuntamente. Algunas pequeñas diferencias en datos técnicos para automóviles vendidos en países distintos fueron corregidas tomando las especificaciones más frecuentes.

¹⁴ Mertens y Ginsburgh identifican efectos país de origen con diferenciación de productos, ignorando así la diferenciación entre marcas.

CUADRO 8
Análisis de covarianza

| | Sumas de cuadrados | Pr > F |
|---|---------------------------|---------------------|
| Total (centrado) | 76.450 | 0,00001 |
| Debido a características técnicas | 57,769 | 0,00001 |
| Debido a discriminación | 7,411 | 0,00001 |
| Debido a diferenciación | 2,393 | 0,00001 |
| Debido a interacciones | 0,787 | 0,00091 |
| Residuos | 8,090 | |
| | Coeficientes de regresión | |
| | Coeficiente | Desviación estándar |
| Intersección | 6,0967 | 0,0955 |
| Longitud | 0,3585 | 0,0252 |
| Potencia/peso | 9,2955 | 0,6265 |
| Diesel | 0,1596 | 0,0237 |
| Cilindrada | 0,2608 | 0,0221 |
| Variables de discriminación | | |
| Bélgica | — | — |
| Francia | 0,1406 | 0,0199 |
| Alemania | 0,1587 | 0,0210 |
| Italia | 0,2568 | 0,0204 |
| Reino Unido | 0,3564 | 0,0210 |
| Variables de diferenciación | | |
| Japón | — | — |
| Francia | 0,0582 | 0,0233 |
| Alemania | 0,1027 | 0,0244 |
| Italia | 0,0675 | 0,0261 |
| Reino Unido | 0,0672 | 0,0289 |
| Otros | -0,2371 | 0,0341 |
| R^2 | 0,899 | |
| R^2 ajustado | 0,896 | |
| F | 331,9 | |

Fuente: Mertens y Ginsburgh (1985).

Nota: En el trabajo de Mertens y Ginsburgh la longitud se mide en metros y la cilindrada en miles de centímetros cúbicos.

Sin embargo, estas conclusiones son precipitadas. La reducción en la suma de cuadrados supone únicamente una indicación de la importancia relativa de los diversos efectos. Pero además, se puede mostrar¹⁵ que cuando la base de datos no es equilibrada —y éste es nuestro caso—, las reducciones en las sumas de cuadrados dependerán del orden de los efectos en el modelo.

El cuadro 9 muestra que esos cambios no son negligibles en el presente caso. Para este modelo un cuadro equivalente al cuadro 4 sería el cuadro 10.

¹⁵ Scarle (1971).

CUADRO 9
Sumas de cuadrados en el modelo de Mertens y Ginsburgh

| | Sumas de cuadrados | $P > F$ |
|---|--------------------|---------|
| Modelo | 94,7603 | |
| Total centrado | 77,1215 | 0,0001 |
| Debido a características técnicas | 66,1811 | 0,0001 |
| Debido a discriminación | 7,4194 (6,3546) | 0,0001 |
| Debido a diferenciación | 2,4380 (3,5029) | 0,0001 |
| Debido a interacciones | 1,0830 | 0,0771 |
| Residuos | 17,6900 | — |

Las cifras en paréntesis corresponden a las sumas de cuadrados cuando el orden de los dos efectos es revertido.

CUADRO 10
Efectos país de origen y país de venta en el modelo de Mertens y Ginsburgh

| Modelo no restringido | Restricción | Valor de F | Pr $> F$ |
|--|-----------------|--------------|----------|
| [3] | $\tau_{im} = 0$ | 1,51 | 0,0771 |
| [3] con $\tau_{im} = 0$ | $\alpha_i = 0$ | 41,24 | 0,0001 |
| [3] con $\tau_{im} = 0$ | $\delta_m = 0$ | 12,66 | 0,0001 |
| [3] con $\tau_{im} = \delta_m = 0$ | $\alpha_i = 0$ | 43,04 | 0,0001 |
| [3] con $\tau_{im} = \alpha_i = 0$ | $\delta_m = 0$ | 13,69 | 0,0001 |

Donde [3] es:

$$p_{imk} = \mu + \sum_1 \pi_{lk} X_{lk} + \alpha_i + \delta_m + \tau_{im} + u_{imk}$$

$$i = 1, \dots, 5; \quad m = 1, \dots, 6; \quad l = 1, \dots, 4 \quad \text{y} \quad k = 1, \dots, K_{im}$$

Para evaluar correctamente qué efecto es más importante en este modelo hemos calculado los R^2 ajustados de modelos alternativos restringidos como en el cuadro 5. El cuadro 11 muestra los resultados.

Los resultados de este modelo apoyan hasta cierto punto la pretensión de Mertens y Ginsburgh de que el efecto país de venta domina al efecto «diferenciación». Puesto que este no era el caso en el modelo previo, se presenta la cuestión de cuál de los dos modelos constituye una mejor descripción de los datos observados¹⁶. Este tema se aborda a continuación mediante la contrastación de un modelo con el otro en el contexto de contrastación de hipótesis no anidadas.

3.4. Efectos marca y efectos país de origen

La literatura econométrica reciente sobre la contrastación de hipótesis no anidadas puede usarse para evaluar cuál de las dos especificaciones alternativas

¹⁶ Nótese que los modelos con efectos marcas tienen un R^2 más elevado. Sin embargo, incluyen muchas más variables explicativas y por ello no son *a priori* mejores.

CUADRO 11
 Importancia de los efectos país de origen, país de venta e interacción
 en el modelo de Mertens y Ginsburgh

| Modelo no restringido | Restricción | R^2 | R^2 ajustado | Descenso en R^2 ajustado |
|--|-----------------|--------|----------------|----------------------------|
| [3] | — | 0,8139 | 0,8015 | — |
| [3] | $\tau_{ij} = 0$ | 0,8024 | 0,7971 | 0,0044 |
| [3] con $\tau_{ij} = 0$ | $\alpha_i = 0$ | 0,7354 | 0,7305 | 0,0666 |
| [3] con $\tau_{ij} = 0$ | $\delta_m = 0$ | 0,7767 | 0,7731 | 0,0240 |
| [3] con $\tau_{ij} = \delta_m = 0$ | $\alpha_i = 0$ | 0,6984 | 0,6960 | 0,0771 |
| [3] con $\tau_{ij} = \alpha_i = 0$ | $\beta_m = 0$ | 0,6984 | 0,6960 | 0,0345 |

del modelo ofrece una representación más «útil» del proceso de generación de datos subyacente (Henry, 1983, pág. 111).

Todos los tests de hipótesis no anidadas derivan del trabajo seminal de Cox (1961, 1962). McKinnon (1983) ofrece un útil resumen de los aspectos más relevantes de este tipo de tests. Se dice que dos modelos H_0 y H_1 son no anidados si H_0 no está incluido en H_1 y H_1 no está incluido en H_0 . Esencialmente, el test de Cox comprueba la validez de la hipótesis nula H_0 sobre cómo fueron generados los datos comparando la ratio observada de los valores de las funciones de verosimilitud para H_0 y H_1 , con una estimación del valor esperado de esta verosimilitud bajo la hipótesis nula. Esta será rechazada si la ratio observada es significativamente distinta de la que se esperaría si H_0 fuera cierta. McKinnon (*op. cit.*) ha mostrado que el test de Cox equivale a comprobar si los residuos bajo H_0 no están correlacionados asintóticamente con la diferencia en los valores predcidos en los dos modelos. Para modelos lineales el test resultante es muy sencillo.

Sea el modelo nulo H_0 :

$$p_{ijk} = \mu + \sum_1 \pi_{ik} X_{ik} + \alpha_i + \beta_j + \tau_{ij} + u_{ijk}$$

con las definiciones ya introducidas, y sea el modelo alternativo H_1 :

$$p_{ijk} = \mu + \sum_1 \pi_{ik} X_{ik} + \alpha_i + \delta_m + \tau_{im} + u_{imk}$$

El test \mathcal{J} introducido por Davidson y McKinnon (1981) supone estimar la regresión siguiente:

$$p_{ijk} = \mu + \sum_1 \pi_{ik} X_{ik} + \alpha_i + \beta_j + \tau_{ij} + \phi P_{ijk} + u_{ijk}$$

donde P_{ijk} es el valor predcido por el modelo H_1 . Entonces un test t sobre la estimación de ϕ puede usarse para comprobar la hipótesis nula que H_0 proporciona una explicación «mejor» de los datos observados. La intuición de este test es simple. En realidad estamos comprobando si los residuos del modelo verdadero están correlacionados con la diferencia en los valores predcidos por los

CUADRO 12
Resultados del test J

H_0 : Modelo con efectos marca. H_1 : Modelo con efectos país de origen:

Valor estimado: $\phi = -0,5184$, error estándar: 0,5230
 Estadístico t : 0,99, $\text{Pr} > |t| = 0,3221$

H_0 : Modelo con efectos país de origen. H_1 : Modelo con efectos marca

Valor estimado: $\phi = 1,0001$, error estándar: 0,0442
 Estadístico t : 22,65, $\text{Pr} > |t| = 0,0001$

modelos H_1 y H_0 . En otras palabras, si H_1 proporciona una mejor explicación de los datos observados que H_0 , el valor predicho por H_1 debería contribuir significativamente a la explicación de la varianza cuando se estima H_0 .

Los resultados de este test para nuestra muestra (véase cuadro 12), indican que la hipótesis nula de que el modelo H_0 es el modelo «verdadero» no puede ser rechazada. Alternativamente, el cuadro 12 incluye también los resultados del test opuesto en el que el modelo con efectos país de origen es el modelo potencialmente verdadero. En ese caso, la hipótesis nula puede rechazarse. En conjunto, los resultados parecen indicar que el modelo con efectos marca proporciona una caracterización más útil de los fenómenos bajo estudio y son coherentes con el análisis presentado en las secciones anteriores.

4. Conclusiones

Para finalizar resumiremos brevemente las implicaciones que pueden derivarse del análisis anterior y las indicaciones que posiblemente proporciona para un estudio estructural del problema.

En primer lugar, la superioridad del modelo de efectos marca sobre el modelo con efectos país de origen parece indicar que cualquier enfoque estructural deberá hacerse al nivel de marca o empresa y no al nivel de país. Esto no es, en principio, sorprendente desde un punto de vista teórico, pero es importante que sea confirmado por los datos.

En segundo lugar, los efectos país de venta y marca contribuyen de un modo parecido a explicar las varianzas en los precios observados. Esto no significa que la «diferenciación de productos» sea tan importante como la «discriminación de precios» para explicar las disparidades de precios en el mercado europeo. Más bien lo que implica es que esos diferenciales están relacionados de un mismo modo con factores específicos a nivel de país de venta y marca.

En tercer lugar, el efecto país de venta no es sólo importante, sino que varía significativamente entre mercados. Esto señala la importancia de las diferentes condiciones competitivas en los mercados nacionales y es claramente coherente con una segmentación de dichos mercados.

En cuarto lugar, aunque el efecto marca es importante, vale la pena notar que su magnitud no difiere excesivamente entre los principales productores de «volumen». Esto puede sugerir que de hecho estas empresas (o sus productos), entran de un modo simétrico en el sistema de demanda. De un modo parecido, esto tiende a confirmar la validez del supuesto de que los principales productores se enfrentan a condiciones de coste similares.

Finalmente, parece que el efecto interacción puede despreciarse sin consecuencias negativas. En términos relativos, las empresas se enfrentan a situaciones competitivas parecidas en mercados distintos, excepto en el caso del mercado propio. Con esta excepción, y tal vez grados distintos de diferenciación de producto que se traducen en diferencias en los niveles de precios, las diferencias de demanda no parecen ser un factor que explique los diferenciales de precios. El modelo simétrico puede por ello ser un sólido fundamento para un análisis estructural del fenómeno como el que se emprende en Gual (1987c).

Referencias

- Ashworth, M. H.; Kay, J. A., y Sharpe, T. A. E. (1982): *Differentials between Car Prices in the United Kingdom and Belgium*, The Institute of Fiscal Studies, Londres.
- Bulow, J. I.; Geanakoplos, J. D., y Klemperer, P. D. (1985): «Multimarket Oligopoly: Strategic Substitutes and Complements», *Journal of Political Economy*, núm. 3, vol. 93.
- Bureau European des Unions de Consommateurs (1986): «Car Price Differences in the EEC countries», *BEUC/121/86*, Bruselas.
- Commission of the European Communities (CEC) (1983a): «Commission Activities and EC rules for the automobile industry. Progress Report on the implementation of the Commission's Statement "The European Automobile Industry"», *Com (83) 633 final*, Bruselas.
- Commission of the European Communities (CEC) (1983b): «Draft Commission Regulation on the Application Article 85(3) of the Treaty to certain categories of Motor Vehicles Distribution and Servicing Arrangements», *Journal Officiel des Communautés Europeennes*, C165, 24 de junio.
- Cox, D. R. (1961): «Tests of Separate Families of Hypotheses», *Proc. Fourth Berkeley Symp. Math. Statist. Prob.*, 1, 105-123.
- Cox, D. R. (1962): «Further Results of Tests of Separate Families of Hypotheses», *J. Royal Statist. Soc.*, series B, 24, 406-424.
- Davidson, J., y McKinnon, J. G. (1981): «General Tests for Model Specification in the presence of Alternative Hypotheses», *Econometrica*, 49, págs. 781-793.
- Gual, J. (1987a): «Intra-industry Trade and Oligopolistic Behaviour: the Case of the European Automobile Market», Tesis doctoral no publicada. University of California, Berkeley, marzo.
- Gual, J. (1987b): «The Impact of the Value Added Tax on a Differentiated Duopoly». Papel presentado en la XIVth Annual Conference of the European Association for Research in Industrial Economics, celebrada en Madrid, agosto.
- Gual, J. (1987c): «An Econometric Analysis of Price Differentials in the EEC Automobile Market», IESE, Documento de Investigación núm. 126, octubre.
- Henry, D. F. (1983): «Model Specification Tests Against Non-Nested Alternatives: Comment», *Econometric Reviews*, 2, 1, págs. 111-114.
- Hocking, R. (1980): «Trade in Motor-Cars between the Major European Producers», *Economic Journal*, 90, septiembre.
- Judge, G. G., et al. (1982): *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, Wiley and Sons Inc., Nueva York.
- Locksley, G. (1983): «Pricing Strategies of Car Manufacturers in the UK compared

- with some other EEC Member States», *Evolution of Concentration and Competition Series*, Collection Working Paper IV/427/83-EN, EEC, Bruselas.
- Maddala, G. S. (1971): «The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data», *Econometrica*, 2, vol. 39, págs. 341-358, marzo.
- McKinnon, J. G. (1983): «Model Specification Test Against Non-Nested Alternatives», *Econometric Reviews*, 2, 1, págs. 85-110.
- Mertens, Y., y Ginsburgh, V. (1985): «Product Differentiation and Price Discrimination in the European Community. The Case of Automobiles», *Journal of Industrial Economics*, 2, vol. 34, págs. 151-166, diciembre.
- Pelkmans, J. (1984): *Market Integration in the European Community*, Martinus Nijhoff Pub., La Haya.
- Schmalensee, R. (1985): «Econometric Diagnosis of Competitive Localization», *International Journal of Industrial Organization*, 3, págs. 57-70.
- Searle, S. R. (1971): «Linear Models», John Wiley Sons Inc., Nueva York.
- Singh, N., y Vives, X. (1984): «Price and Quantity Competition in a Differentiated Duopoly», *Rand Journal of Economics*, 15, 4, invierno.

Abstract

This paper specifies an econometric model with fixed effects to study the sources of price variability in the EEC automobile markets. Based on a descriptive reading of this sort of models we specify an equation where the final price is a function of the usual hedonic variables plus country of sale effects and brand effects. The statistical tests show that brand effects are as significant and important as the country of origin effects emphasized by Mertens and Ginsburgh (1985) and that they constitute a more useful representation of the underlying data generation process.

Recepción del original, abril de 1988.

Versión final, julio de 1988.