

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

Jordi Gual

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

Jordi Gual<sup>1</sup>

## Resumen

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 CEE.

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 test estadísticos muestran que el efecto marca del producto tiene una importancia y magnitud parecida al efecto país de origen destacado por Mertens y Ginsburgh (1985), y que constituye una representación más útil del proceso subyacente de generación de datos.

**NOTA:** Este documento se basa en parte del segundo capítulo de mi tesis doctoral "Intra-industry Trade and Oligopolistic Behaviour: The Case of the European Automobile Market" (University of California, 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.

\* De próxima publicación en *Investigaciones Económicas*.

<sup>1</sup> Profesor de Economía, IESE

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

## 1. Introducción

La existencia de diferenciales de precio 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 incluso eliminando el impacto directo del impuesto sobre el valor añadido y las diferentes prácticas comerciales.

Estos diferenciales reúnen 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.

El carácter no uniforme de estos diferenciales de precio queda enmascarado en los índices del Cuadro 1. La Figura 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.

## Cuadro 1

Indices de precios antes del impuesto con y sin descuento (Dinamarca, base =100)

<b>País</b>	<b>Sin descuento</b>	<b>Con descuento</b>
República Federal de Alemania	129	126
Italia	144	130
Reino Unido	151	131
Francia	130	124
Bélgica	121	109
Países Bajos	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 veinte automóviles vendidos en todos los países comunitarios indicados. Dichos automóviles son vehículos base sin incluir opciones.

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.

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 sea función de las usuales variables hedónicas más los efectos país de venta y efectos marca del producto.

Entre otros resultados, los test 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 destacado 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 Mertens y Ginsburgh (1985), y nos centraremos en este trabajo, si bien en el momento oportuno se hará mención del análisis de Ashworth et al., 1982.

Es preciso anticipar que “a priori” no parece haber razones de peso para esperar diferencias significativas entre los principales Estados 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; Pelkmana, 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 y 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 sea idéntica 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 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.

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”.

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

donde  $i=1,2$ . y  $k=A, B^1$ , indican respectivamente productos y países;  $\pi$  es un término constante,  $\pi_i$  es una variable ficticia correspondiente a país de origen del producto (“diferenciación de producto”);  $\pi^k$  corresponde a la variable ficticia país de venta (“discriminación de precios”);  $\pi_i^k$  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.

### 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	$p^A = Q^A \neq p^B = Q^B$	$p^A \neq Q^A \neq p^B \neq Q^B$

Los comentarios específicos sobre los resultados empíricos de Mertens y Ginsburgh se desarrollarán en la tercera sección de este artículo, en la que se efectúa un análisis estadístico similar. Aquí vamos a enfatizar que 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<sup>1</sup>.

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

Así, consideraremos un sencillo modelo de duopolio con productos diferenciados en el que el concepto de equilibrio es Bertrand-Nash. Para simplificar el estudio 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 ya fueron avanzadas 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,  $p, q$ , 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:

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

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

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

---

<sup>1</sup> Nótese que de acuerdo con sus resultados teóricos, el último elemento en el lado derecho de la ecuación (1) no es necesario.

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 debido 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 E, 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:

$$p^i = \alpha - \beta^i x^i - \tau^i y^i$$

$$q^i = \alpha - \beta^i x^i - \tau^i x^i$$

tales que  $\mu^i = \tau^i / \beta^i$ ,  $i=A,B$  y se supone que  $\mu^A > \mu^B$  reflejando un mayor carácter sustitutivo 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 más sustitutivo, 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 éstas serán menores en el caso del país más sustitutivo (véase Figura 2)<sup>2</sup>.

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 Estados 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 inelástica<sup>3</sup> que la del bien extranjero, observaremos que los precios de equilibrio suponen un precio más elevado para 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:

---

<sup>2</sup> Doy las gracias al profesor Charlie Holt por sus observaciones en esta cuestión.

<sup>3</sup> 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.

$$x = a_1 - bp + cq$$

$$y = a_2 - bp + cq$$

donde  $a_1 > a_2$

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

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

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

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 Figura 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 investigadores<sup>4</sup>.

En primer lugar, se argumenta que en Reino Unido hay una especial preferencia nacional (posiblemente a causa de las compras de flotas de automóviles para empresas), que resulta en una menor sustitución o tendencia a comprar productos extranjeros aunque sus precios sean más reducidos. Precisamente esta menor sustitución 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 de 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 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:

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

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

---

<sup>4</sup> Ashworth et al. (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 dado 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  $e_s = -(p_1/p_2)[g'/g(1-g)]$ .



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 demanda<sup>5</sup> 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 impuestos<sup>6</sup> y en una unidad de cuenta común (ECU)–, para productos vendidos en cinco países (cien 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 incluye datos de coches importados de Japón y de lujo, así como algunos vehículos de muy baja calidad procedentes de Europa oriental. 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 observaciones<sup>7</sup>.

---

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

<sup>6</sup> Para el caso de Reino Unido, los datos probablemente sobreestiman los verdaderos precios netos de impuestos debido a una consideración parcial de los impuestos de dicho país. 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%, que probablemente se debe al hecho de que la tasa especial sobre automóviles (“*Special Car Tax*”) no se utilizó para el cálculo de los precios netos en la base de datos de Mertens y Ginsburgh. Este sesgo positivo en los precios de Reino Unido puede compensar parcialmente el impacto de la compra de flotas de automóviles que se mencionó anteriormente.

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

### Cuadro 3

Características de la muestra

(A) Número de productos por origen y destino

#### País de venta

País de producción	Francia	Bélgica	Alemania	Italia	Reino Unido	Total
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

### 3.2. Especificación econométrica y principales resultados

El modelo descriptivo que se especifica es el siguiente:

$$(2) \text{PiJk} = \mu + \text{DOM}_{i,jk} + \sum_1 \pi_{1k} X_{1k} + \alpha_i + \beta_j + \pi_{ij} + \mu_{ijk}$$

$i = 1, \dots, 5; j = 1, \dots, 35; 1 = 1, \dots, 4$  and  $k = 1; \dots, K_{ij}$ .

donde  $\text{PiJk}$  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  $(1, J)$ , 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).  $\alpha_i$ ,  $\beta_j$  son, respectivamente, los efectos país y marca.  $\pi_{ij}$  es un efecto interacción que capta el impacto

diverso de los efectos de marca en los distintos países.  $X_1$  es un conjunto de variables explicativas que captan las variaciones en el precio debidas a diferencias de calidad. Estas variables son: la longitud (en cm); la potencia en relación al peso del vehículo (en Kw por kg); la cilindrada (en cm cúbicos) y una variable ficticia para el tipo de motor (diésel o gasolina). Estas variables serían las que se incluirían en un modelo estándar de regresión hedónica<sup>8</sup>. 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,  $\mu$  y  $\pi_{1k}$  son constantes, y  $\mu_{ijk}$  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  $\sigma_{2i}$ .

Para medir la presencia de los efectos mencionados más arriba 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 dividida entre peso>, y ENGI (cilindrada), que a su vez están altamente correlacionadas. Para confirmar formalmente este punto se efectuó un test paramétrico de “heterocedasticidad”.

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  $\sigma_v^2$ .

Bajo estos supuestos, el test de este tipo particular de “heterocedasticidad” es equivalente a un test  $t$  sobre si el coeficiente  $\alpha_1$  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  $\alpha_1$  (véase, por ejemplo, Judge et al., 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 POWG<sup>9</sup>. La forma natural de corregir este problema es utilizar mínimos cuadrados ponderados. Cada observación es ponderada por el inverso de la desviación estándar predicha 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 test estadísticos posteriores pueden llevarse a cabo legítimamente basándose en teoría asintótica, puesto que disponemos de una muestra amplia. La corrección por “heterocedasticidad” conlleva unos estimadores más eficientes, y ello

---

<sup>8</sup> Para poder efectuar comparaciones, hemos escogido exactamente las variables utilizadas por Mertens y Ginsburgh.

<sup>9</sup> 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% 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).

será importante cuando efectuemos test de la medida en que los parámetros del modelo son significativos<sup>10</sup>.

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

Los resultados de estos test 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 se incluyen 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.

Hay dos posibles maneras 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 se incluyen 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  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\tau$  son variables aleatorias, un estimador de sus varianzas proporcionará una medida apropiada de la variación de la variable dependiente explicada por cada efecto.

El enfoque de efectos aleatorios tiene algunas características atractivas<sup>11</sup>, y si los efectos son verdaderamente aleatorios<sup>12</sup>, su estimación contribuye a una valoración más eficiente de  $\pi_1$ .

## 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 $\tau_{ij} = 0$	$\alpha_i = 0$	147,70	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

<sup>10</sup> 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, aumentando de este modo la probabilidad de errores del tipo I en la contrastación de hipótesis.

<sup>11</sup> 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.

<sup>12</sup> La cuestión principal es si, por ejemplo, los efectos de Francia y Alemania puede suponerse que se extraen de una misma población.

donde (2) es:

$$P_{iJk} = \mu + DOM_{iJk} + \sum_l \pi_{lk} X_{lk} + \alpha_i + \beta_J + \tau_{iJ} + u_{iJk}$$

## Cuadro 5

Importancia de los efectos país, marca e interacción

Modelo no restringido	Restricción	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> ajustado	Descenso en R <sup>2</sup> 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

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

Los resultados de las comparaciones de R<sup>2</sup> 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.

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.

## 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	,00001
Cilindrada	0,0002	13,66	0,0001
DOM	0,0310	2,77	0,0058
País de venta (base RU)			
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
Citroën	-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
Triumph	-0,0910	-1,34	0,1799
Volkswagen	0,0191	0,44	0,6619

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 rechazarse. De un modo similar, los test muestran que ocurre lo mismo con algunas combinaciones de los principales productores de volumen del mercado.

## Cuadro 7

Test 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, Reino Unido)	522,26	0,0001
$\alpha_3 = \alpha_4$ (Alemania, Reino Unido)	207,19	0,0001
$\alpha_2 = \alpha_4$ (Italia, Reino Unido)	59,75	0,0001
$\beta_{24} = \beta_{35}$ ( Renault, VW)	1,35	0,2452
$\beta_6 = \beta_8 = \beta_{10}$ (Citroën, Fiat, Ford)	1,38	0,2520
$\beta_{20} = \beta_{21} = \beta_{31}$ (Opel, Peugeot, Talbot)	0,15	0,8648
$\beta_6 = \beta_8 = \beta_{10} = \beta_{20} = \beta_{21} = \beta_{24} = \beta_{31} = \beta_{35}$ (Citroën, Fiat, Ford, Opel, Peugeot, Renault, Talbot y Volkswagen)	3,47	0,0013

### 3.3. Comparación con los resultados de Mertens y Ginsburgh

Mertens y Ginsburgh usaron la misma base de datos<sup>13</sup> con una especificación alternativa que supone efectos país de origen en lugar de efectos marca<sup>14</sup>. 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.

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

<sup>13</sup> 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 se corrigieron tomando las especificaciones más frecuentes.

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

puede mostrar<sup>15</sup> 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.

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.

## Cuadro 8

Análisis de covarianza

	Sumas de cuadrados	Pr > F
Total (centrado)	76,450	0,00001
Debido a caract. técn.	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	0,2585	0,0252
Potencia/peso	9,2955	0,6265
Diésel	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	0,899	
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.

<sup>15</sup> Searle (1971).



## Cuadro 9

Sumas de cuadrados en el modelo de Mertens y Ginsburgh

	Sumas de cuadrados	P > F
Modelo	947,603	
Total centrado	77,1215	0,0001
Debido a: caract. técn.	66,1811	0,0001
Discriminación	7,4194 (6,3546)	0,0001
Diferenciación	2,4380 (3,5029)	0,0001
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 $\tau_{im} = \delta_{im} = 0$	$\alpha_i = 0$	43,04	0,0001
(3) con $\tau_m = \alpha_i = 0$	$\delta_m = 0$	13,69	0,0001

Donde (3) es:

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

$i=1, \dots, 5$ ;  $m=1, \dots, 6$ ;  $l=1, \dots, 4$  and  $k=1, \dots, K_{im}$ .

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 éste 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 observados<sup>16</sup>. Este tema se aborda a continuación mediante la contrastación de un modelo con el otro en el contexto de contrastación de hipótesis no anidadas.

<sup>16</sup> Nótese que los modelos con efectos marca 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 <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> ajustado	Descenso en R <sup>2</sup> 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 $\tau_{ij} = \delta_m = 0$	$\beta_m = 0$	0,6984	0,6960	0,0345

### 3.4. Efectos marca y efectos país de origen

La bibliografía econométrica reciente sobre la contrastación de hipótesis no anidadas puede usarse para evaluar cuál de las dos especificaciones alternativas del modelo ofrece una representación más “útil” del proceso de generación de datos subyacente (Henry, 1983, pág. 111).

Todos los test de hipótesis no anidadas derivan del trabajo seminal de Cox (1961, 1962). Mc Kinnon (1983) ofrece un útil resumen de los aspectos más relevantes de este tipo de test. 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. Mc Kinnon (1983) 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 predichos en los dos modelos. Para modelos lineales, el test resultante es muy sencillo.

Sea el modelo nulo  $H_0$ :

$$P_{ijk} = \mu + \sum_l \pi_{lk} X_{lk} + \alpha_i \beta_j + \tau_{ij} + u_{ik};$$

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

$$P_{ijk} = \mu + \sum_l \pi_{lk} X_{lk} + \alpha_i + \delta_m + \tau_{im} + u_{imk};$$

El test J introducido por Davidson y Mc Kinnon (1981) supone estimar la regresión siguiente:

$$P_{ijk} = \mu + \sum_l \pi_{lk} X_{lk} + \alpha_i + \beta_j + \tau_{ij} + \varnothing P_{ijk} + u_{ijk};$$

donde  $P_{ijk}$  es el valor predicho por el modelo  $H_1$ . Entonces un test t sobre  $\varnothing$  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 predichos por los 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  $H_1$  debiera 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.

## Cuadro 12

Resultados del test J

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

Valor estimado:  $\hat{\alpha} = -0,5184$ , error estándar: 0,5230

Estadístico t: 0,99 ,  $\Pr > |t| = 0,3221$

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

Valor estimado:  $\hat{\alpha} = 1,0001$ , error estándar: 0,0442

Estadístico t: 22,65,  $\Pr > |t| = 0,0001$

## 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 esté 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 pone de manifiesto 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, también 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).

### Figura 1

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

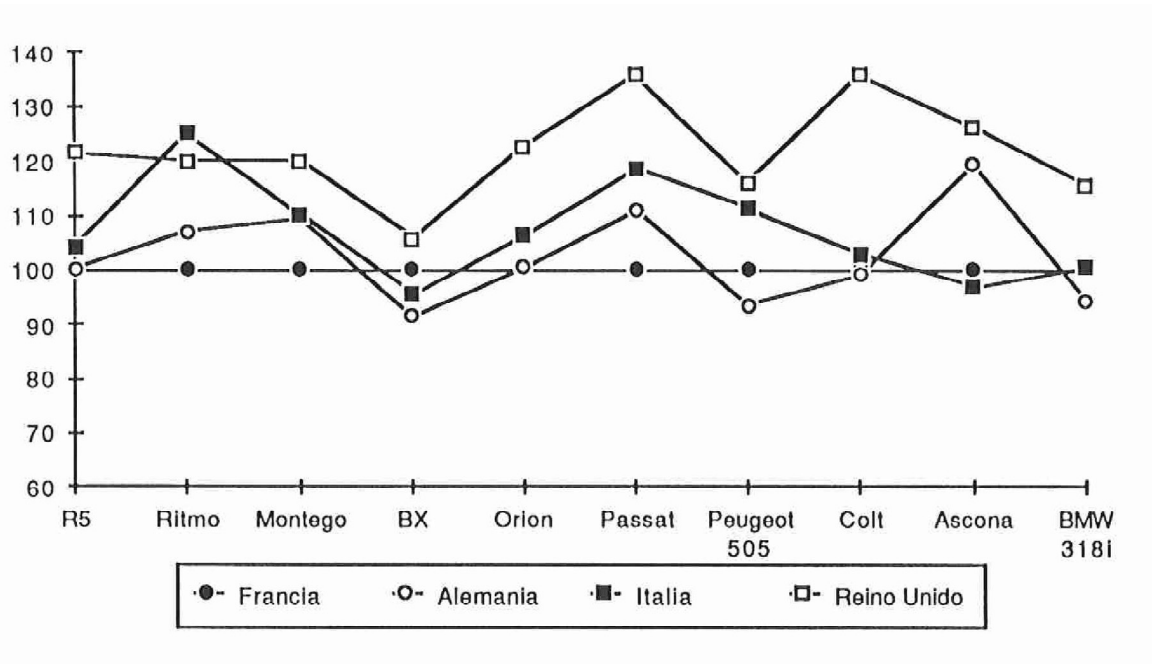


Figura 2

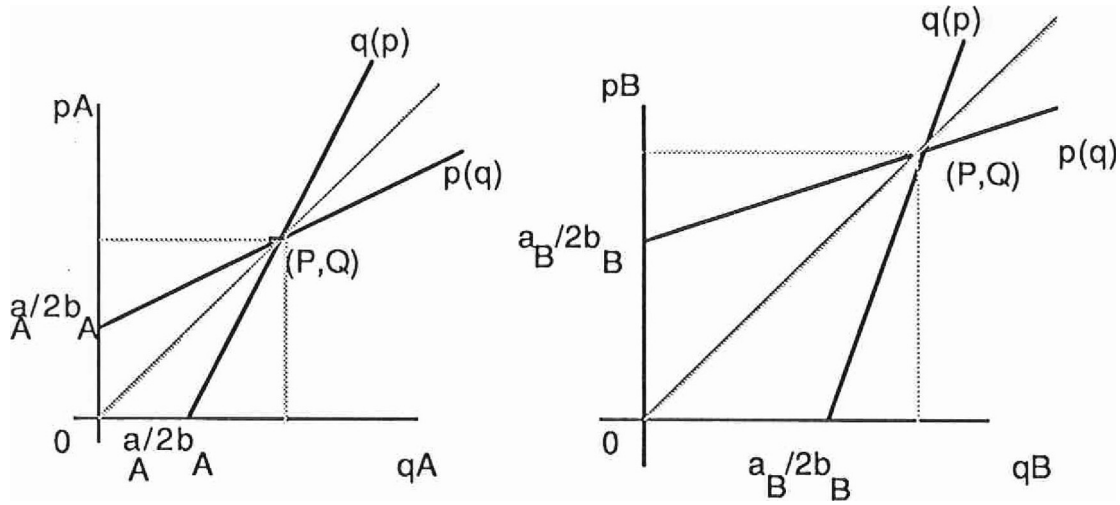
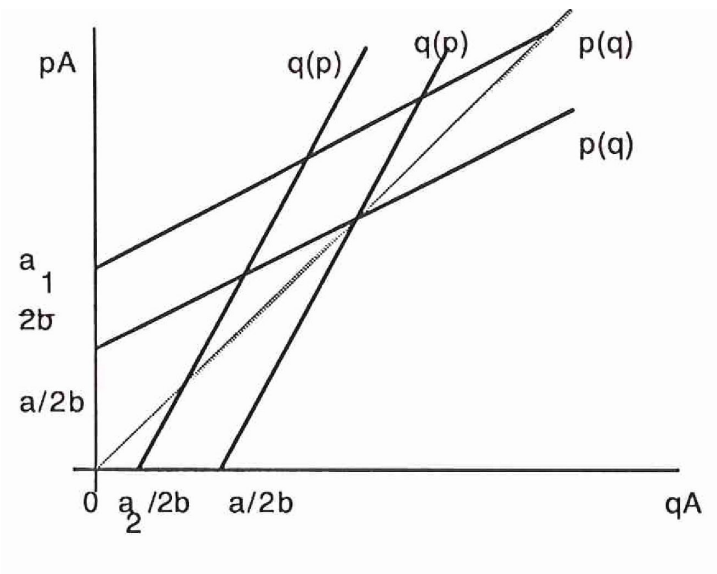


Figura 3



## Referencias

Aahworth, M.H., J.A. Kay y T.A.E. Sharpe (1982), "Differentials between Car Prices in the United Kingdom and Belgium", The Institute of Fiscal Studies, Londres, 1982.

Bulow, J.I., J.D. Geanakoplos y P.D. Klemperer (1985), "Multimarket Oligopoly: Strategic Substitutes and Complementa", *Journal of Political Economy*, vol. 93, nº 3.

Bureau European des Unions de Consommateurs (1986), "Car Price Differences in the EEC countries", BEUC/121186, Bruselas, 1 de junio.

Commission of the European Communities (CEC). Commission Activities and EC rules for the automobile industry (1983a), Progress Report on the implementation of the Commission's Statement "The European Automobile Industry", Com (82) 633 final, Bruselas.

Commission of the European Communities (CEC) (1983b), "Draft Commission Regulation en 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, págs. 105-123.

Cox, D.R. (1962), "Further Results on Tests of Separate Families of Hypotheses", J. Royal Statist. Soc. Series B, 24, págs. 406-424.

Gual, J. (1987a), "Intra-industry Trade and Oligopolistic Behaviour: the Case of the European Automobile Market", tesis doctoral inédita. 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, Madrid, agosto.

Gual, J. (1987c), "An Econometric Analysis of Price Differentials in the EEC Automobile Market", IESE, Documento de Investigación nº 126, octubre.

Henry, D.F. (1980), "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 Practics of Econometrica", John Wiley & Sons Inc., Nueva York.

Lockaley, 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*, vol. 39, 2, págs. 341-358, marzo.

McKinnon, J.G. (1983), "Model Specification Tests Against NonNested Alternatives", *Econometric Reviews*, 2, 1, págs. 85-110.

Mertens, Y. y V. Ginaburgh (1985), "Product Differentiation and Price Discrimination in the European Community. The Case of Automobiles", *Journal of Industrial Economics*, vol. 34, 2, diciembre, págs. 151-166.

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 X. Vives (1984), "Price and Quantity Competition in a Differentiated Duopoly", *Rand Journal of Economics*, 15, 4, invierno.