

ASIMETRÍA COMPETITIVA Y COMPETENCIA ENTRE MARCAS: ANÁLISIS A TRAVÉS DE MODELOS LOGIT

Juan Carlos Gázquez Abad y Manuel Sánchez Pérez¹
UNIVERSIDAD DE ALMERÍA

RESUMEN

Uno de los factores que determinan la estructura de mercado es el grado de asimetría que presentan las diferentes marcas que compiten en un mercado. En este trabajo, y tras realizar una revisión de la literatura sobre el concepto de estructura de mercado y las consecuencias de la existencia de efectos asimétricos, utilizamos datos de escáner de aceite de oliva, y la modelización logit con objeto de comprender la existencia de efectos asimétricos del precio, y descubrir cuál es la estructura subyacente en dicho mercado. Además, analizamos cuáles son las marcas que tienen mayor poder e influencia sobre las demás.

Palabras clave: Estructura de Mercado, Efectos Competitivos Asimétricos, MNL.

ABSTRACT

Market structure is derived from the existence of asymmetric effects. In this present paper we develop an extensive review of the literature related to market structure concept and asymmetric effects consequences. For this purpose, we use olive oil scanner choice data to estimate a MNL with asymmetric effects. Using it, we identify the existence of asymmetric price effects and discover

the market structure underlying. In addition we analyse which brands have more market clout and vulnerability.

Keywords: Market Structure, Asymmetric Competitive Effects, MNL.

INTRODUCCIÓN

El reconocimiento explícito de la existencia de asimetría en los mercados se justifica por estar muy presente en la actualidad en la modelización del impacto de las variables de *marketing-mix* sobre la estructura competitiva de un sector (ABELE, GIBBRECHTS y VANHUELE, 1990; FOEKENS, LEEFLANG y WITTINK, 1997). Tener conocimiento de qué marcas son las mayores rivales, cuáles son los nichos o segmentos de mercado y cuál es la intensidad competitiva existente, permite a las empresas identificar nuevas oportunidades de mercado así como tomar decisiones, tanto de tipo estratégico como de tipo táctico, sobre aspectos relacionados con el *marketing-mix* (CAVERO y CEBOLLADA, 1999). No obstante, el análisis de la estructura de mercado es de elevada complejidad debido, entre otros aspectos, al elevado número de factores que influyen en la misma (DESHPANDÉ y GATIGNON, 1994).

¹ Departamento de Dirección y Gestión de Empresas, Facultad de CC. Económicas y Empresariales, Universidad de Almería. Ctra. Sacramento s/n – 04120 La Cañada de San Urbano (Almería), jcgazque@ual.es, msanchez@ual.es. Los autores desean expresar su agradecimiento al Editor y los revisores anónimos del trabajo por las aportaciones recibidas.



En la actualidad la estructura de mercado está siendo objeto de una elevada atención por parte de los académicos, debido a la existencia de diferentes enfoques que permiten su definición, cada uno de ellos con diferentes inconvenientes que limitan su aplicación en todos los casos y sectores (MARCATI, CORRADO y ODORICI, 2004). Si bien en economía ha prevalecido el enfoque teórico frente al empírico (SAMUELSON y NORDHAUS, 2001), en marketing ha sucedido al contrario, centrándose en establecer el número de submercados existentes en una determinada categoría de producto (CAVERO y CEBOLLADA, 1999:57), así como en determinar de qué manera, las diferentes marcas o alternativas existentes compiten entre sí y cómo cambia esa relación a lo largo del tiempo (MOORE y WINER, 1987).

Uno de los factores más importantes que determinan la estructura de mercado se centra en el análisis del nivel de competitividad entre las diferentes alternativas existentes y en el grado de asimetría que presentan (HOUSTON y WEISS, 1974). El análisis de la asimetría competitiva está siendo objeto, desde hace aproximadamente una década, de una elevada atención por parte de los investigadores de marketing (p. e. AGGARWAL y CHA, 1998; BEMMAOR y MOUCHOUX, 1991; BRONNENBERG y WATHIEU, 1996; CHINTAGUNTA, 1994; KUMAR y PEREIRA, 1997; LÓPEZ y LLONCH, 2003; MELA *et al.* 1998; RAJU, SETHURAMAN y DHAR, 1995; RUSSELL y KAMAKURA, 1994; SETHURAMAN y SRINIVASAN, 2002; SETHURAMAN *et al.*, 1999; SIVAKUMAR y RAJ, 1997), los cuales pretenden comprender el origen de este fenómeno en los mercados. Esta abundancia de trabajos tan recientes acerca de este fenómeno sugiere dos importantes razones para la realización del presente trabajo. Por una parte, pone de manifiesto el interés de la comunidad científica en el análisis de este fenómeno de asimetría en los mercados y, por otra parte, refleja la necesidad de realizar trabajos que permitan identificar, no sólo los distintos niveles de rivalidad y de asimetría presentes en el mercado, sino también que permitan cuantificar dichos efectos y conocer cuáles son las marcas que se ven más afectadas y cuáles se ven más beneficiadas. El estudio de estos aspectos favorecerá la mejor comprensión del entorno competitivo en el que se mueven las

marcas. Es por ello que los objetivos fundamentales del presente trabajo se centran en analizar el concepto de estructura de mercado, así como sus diversas formas de análisis, y los efectos asimétricos entre marcas. Para alcanzar estos objetivos hemos utilizado la metodología logit con datos desagregados de elección individual, en la línea de LÓPEZ y LLONCH (2003), analizando el efecto marginal que produce la modificación del precio de una de las marcas sobre el resto de competidores. A partir del cálculo de estos efectos derivamos la matriz de sensibilidad al precio, así como otras matrices competitivas que nos van a permitir describir la estructura de mercado en términos del poder y la vulnerabilidad de las marcas, en la línea de KAMAKURA y RUSSELL (1989).

El artículo está estructurado en cinco secciones. En la primera sección se aborda, desde la revisión de la literatura existente, el concepto de estructura de mercado, así como las principales formas de modelización de la misma que han sido desarrolladas. Además, profundizamos en el análisis de la asimetría competitiva entre marcas y en las consecuencias que la misma tiene sobre la configuración competitiva del mercado. En la segunda sección se establece de qué manera la modelización logit permite analizar y extraer las consecuencias que tiene la existencia de efectos asimétricos competitivos. Posteriormente, presentamos el análisis empírico que hemos desarrollado para el mercado español de aceite de oliva. A continuación se establecen los resultados obtenidos para, finalmente, presentar las principales conclusiones e implicaciones para la gestión que se derivan de los resultados anteriores, así como las limitaciones de nuestro trabajo.

2. ESTRUCTURA COMPETITIVA DE MERCADO: CONCEPTO Y MODELOS DE ANÁLISIS. ASIMETRÍA COMPETITIVA

2.1. Concepto de estructura de mercado

La estructura de mercado consiste en la clasificación de las marcas dentro de submercados que



presentan un grado de competitividad mayor que el mercado considerado en su conjunto (KAMAKURA y RUSSELL, 1989:379). En una línea similar se mueven ELROD, RUSSELL, SHOCKER, ANDREWS, BACON, BAYUS, CARROLL, JONSON, KAMAKURA, LENK, MAZANEC, RAO y SHANKAR (2002), al establecer que el análisis de la estructura de mercado explica en qué medida las ofertas del mercado bajo consideración son complementarias o sustitutivas.

Desde una perspectiva de marketing, la estructura de mercado es la explicación de las preferencias del consumidor en términos de los atributos de las marcas (ELROD y KEANE, 1995). La relación existente entre las marcas que forman un submercado refleja las evaluaciones del consumidor y su preferencia hacia dichas marcas (ERDEM, 1996; MELA *et al.* 1998).

Habitualmente, y aunque la estructura de mercado es formalmente una relación entre marcas, ha sido establecida a partir de las diferencias existentes entre las preferencias de los consumidores pertenecientes a diferentes segmentos (RUSSELL, BUCKLIN y SRINIVASAN, 1993). Consecuentemente, algunos investigadores consideran la segmentación y la estructura de mercado, simplemente, como las dos partes complementarias del mismo concepto (GROVER y SRINIVASAN, 1987). El concepto clave del que parten estos autores es que las mismas probabilidades de elección que proporcionan la base para el desarrollo de una segmentación basada en el comportamiento del consumidor generan, igualmente, patrones de intercambio entre marcas que permiten conocer la estructura de un mercado. Igualmente, esta asimetría competitiva derivada de los diferentes niveles de calidad percibida entre las marcas provoca la existencia de diferencias en el efecto del precio sobre la elección de una marca (SIVAKUMAR y RAJ, 1997). Es por ello, que el análisis de la matriz de sensibilidad al precio y de las matrices competitivas que se derivan de la misma puede ayudar a la comprensión de las interrelaciones competitivas existentes en el mercado que determinan la elección por parte del consumidor de una u otra marca.

El análisis de la estructura de mercado ha sido una de las áreas más investigadas en el ámbito del

marketing (su importancia en la gestión de marca queda reflejada en los más de 100 artículos publicados en este campo hasta 1987 [GROVER y SRINIVASAN, 1987], y los, aproximadamente, 99 publicados desde entonces [MELA *et al.*, 1998]). En este sentido, la importancia prestada a la estructura de mercado en la literatura de marketing se debe a que se trata de un componente crítico en el desarrollo y planificación de la estrategias de marca y producto (MELA *et al.*, 1998). Así, por ejemplo, el desarrollo de nuevos productos, las políticas de producto, la publicidad competitiva o las decisiones de precio dependen, en parte, de qué productos compiten más intensamente con otros (URBAN, JOHNSON y HAUSER, 1984).

2.2. Enfoques de modelización de la estructura de mercado

Para establecer la estructura del mercado se suelen utilizar dos enfoques alternativos (GROVER y SRINIVASAN, 1987): el enfoque perceptual, basado en las preferencias manifestadas por los consumidores, y el enfoque comportamental, que consiste en inferir la estructura del mercado a partir del comportamiento observado.

A su vez, existen dos procedimientos comúnmente utilizados que permiten definir las particiones del mercado a partir de la observación del comportamiento del consumidor (RUSSELL y BOLTON, 1988):

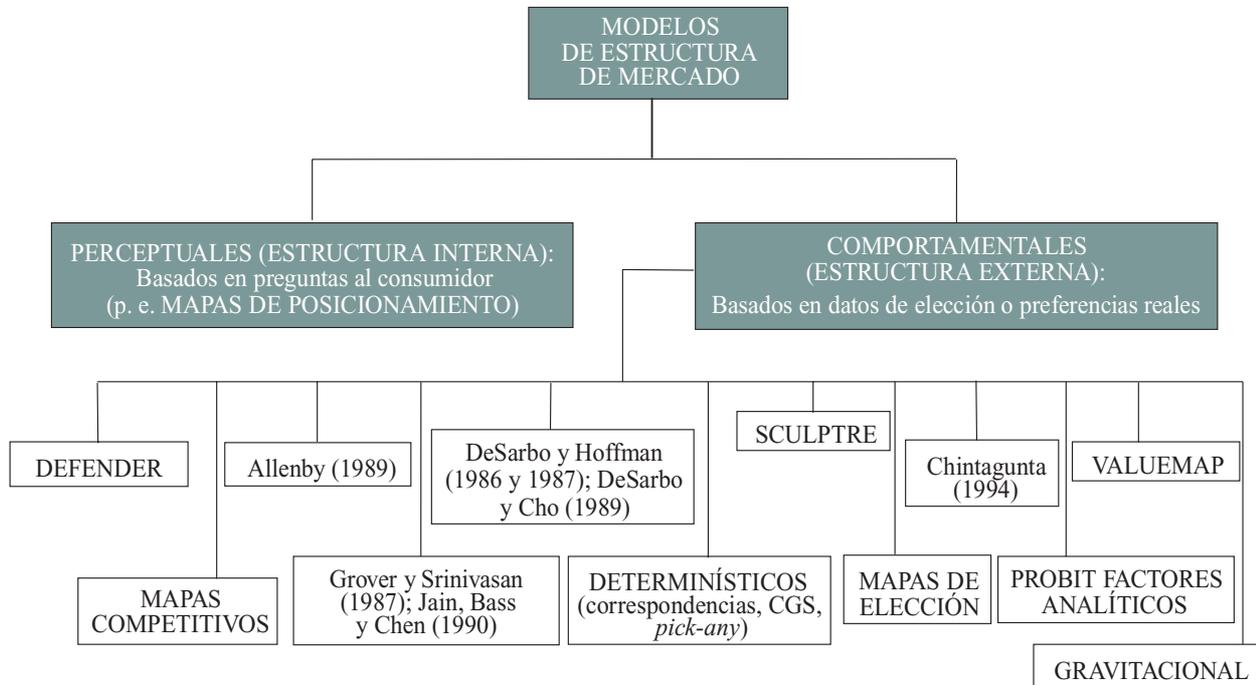
- utilizar las elasticidades cruzadas de la demanda (relacionadas con algún aspecto de la actividad de marketing, habitualmente el precio) (VAN HEERDE, MELA y MANCHANDA, 2004).
- o bien, utilizar el comportamiento de intercambio entre marcas desarrollado por el consumidor.

En la figura 1 se pueden observar los diferentes modelos de análisis de la estructura de mercado planteados.

En el enfoque perceptual, y mediante técnicas psicométricas y de análisis multivariante, las preferencias de los consumidores son plasmadas en agrupaciones competitivas como, por ejemplo, los mapas de posicionamiento. En el caso del enfoque



Figura 1
Modelos de análisis de la estructura de mercado



Fuente: Elaboración propia.

comportamental, se han desarrollado técnicas y modelos que, partiendo de datos del historial de compras de los consumidores, permiten conocer cuál es la estructura competitiva del mercado (CAVERO y CEBOLLADA, 1999).

La determinación de la estructura de mercado, infiriendo por parte del investigador tanto los atributos más importantes para cada marca como las preferencias que muestra el consumidor ante dichos atributos, a partir de sus datos de elección o preferencia es lo que, en la literatura de marketing, se denomina análisis de la *estructura interna del mercado* (ELROD, 1991). El análisis de la estructura de mercado interna, parte del hecho de que los atributos en los que difieren las marcas no son conocidos por el investigador, por lo que, partiendo de técnicas como los mapas perceptuales, las escalas multidimensionales, los mapas de pre-

ferencias reveladas o los mapas de elección, se infiere la estructura competitiva que subyace en el mercado (SINHA, 2000), a partir de los datos de elección o preferencias reales del individuo.

ELROD (1991:360) establece que los diferentes métodos existentes para establecer la estructura interna del mercado difieren en tres aspectos: el tipo de representación de dicha estructura (espacial, jerárquica o en grupos), los datos requeridos (datos de similitud entre los productos y de preferencias basados en encuestas, frente a datos de preferencias reveladas), y las características del modelo (modelos estocásticos frente a modelos probabilísticos).

Por el contrario, el análisis de la *estructura de mercado externa*² parte del hecho de que el investigador conoce *a priori* los atributos determinantes de la elección, así como el valor que presenta cada

² Se utilizan, habitualmente, dos métodos diferentes para obtener dicha estructura externa: el análisis conjunto (donde se asume que el consumidor es capaz de estimar cómo sería el producto ideal), y el análisis de factor (donde el consumidor hace una estimación de los atributos considerados para cada marca) (Sinha, 2000:23).



marca en relación a dichos atributos (ELROD *et al.*, 2002:223). Este conocimiento parte, normalmente, de las estimaciones previas del consumidor.

Existen diferentes líneas de investigación que han tratado de configurar la estructura de mercado y llegar a determinar el nivel de competencia que existe entre las marcas que configuran un determinado mercado, a partir del historial de compras del consumidor. Así, partimos de la dicotomía entre *enfoque agregado vs. desagregado*. El último se centra en el consumidor u ocasión de elección individual, mientras que el primero utiliza descriptores explicativos comunes a todos los individuos de la muestra. La distinción entre ambos enfoques responde, fundamentalmente, a los objetivos interpretativos perseguidos por el investigador, no afectando a los supuestos teóricos de la modelización (GONZÁLEZ, 2001), ya que el consumidor individual es la unidad básica de comportamiento, mientras que la cuota de mercado es el proceso compuesto a nivel agregado (GIVON y HORSKY, 1978). Los modelos agregados utilizan datos de ventas o cuota de mercado, existiendo diferentes formas de estimación de la cuota de mercado; así p. e., URBAN *et al.* (1984) utilizan una matriz de transferencia construida con datos del mercado con una matriz teórica correspondiente a un mercado no estructurado, ALLENBY (1989) emplea el logit multinomial para el análisis de la estructura competitiva. En la misma aproximación agregada se sitúan los *modelos de cuota de mercado*, que establecen que la cuota de mercado de una marca depende de su capacidad de atracción sobre los consumidores en relación a las demás, la cual depende, a su vez, de la actividad de marketing de dicha marca (p. e., COOPER, 1988; COOPER y NAKANISHI, 1988). Estos trabajos, junto a otros (p.e. ELROD y KEANE, 1995; KRISHNAMURTHI y RAJ, 1991; MELA, GUPTA y JEDIDI, 1998; RUSSELL y KAMAKURA, 1994; SETHURAMAN, SRINIVASAN y KIM, 1999; SIVAKUMAR y RAJ, 1997) analizan la competencia entre las marcas a partir de las cuotas de mercado derivadas de conocer la elasticidades precio tanto directas como cruzadas, si bien algunos de ellos (p.e. ELROD y KEA-

NE, 1995; MELA *et al.*, 1998; SETHURAMAN *et al.*, 1999; SIVAKUMAR y RAJ, 1997) utilizan la sensibilidad al precio directa y cruzada, en lugar de la elasticidad.

En los últimos años se han desarrollado un gran número de métodos que permiten proporcionar información acerca de la estructura de mercado, partiendo de datos de elección procedentes del historial de compras, los cuales, al no estar bajo el control del investigador, permiten realizar estimaciones limitadas de la estructura de mercado subyacente (ELROD y KEANE, 1995). En la tabla 1 se puede observar una comparación de los principales modelos de análisis de la estructura interna del mercado a partir de datos de elección reales.

Estos métodos, además de permitir establecer de diferente manera la estructura de mercado existente, consideran, a partir de diversos procedimientos, la heterogeneidad del consumidor en su comportamiento de elección. Los métodos difieren en varios aspectos (ELROD y KEANE, 1995): el tipo de datos que requieren, si las diferencias en las cuotas de mercado son explicadas o no por la estructura (más que capturadas por constantes específicas para cada marca), el tipo de estructura inferida y el modo de tratar la heterogeneidad del consumidor. Los dos principales tipos de datos utilizados son: las preferencias establecidas y las preferencias reveladas (DESARBO, KIM, WEDEL y FONG, 1998).

Mientras que las preferencias reveladas se componen, habitualmente, del comportamiento de elección del consumidor o de cuotas de mercado a nivel agregado extraídas de datos de escáner, las preferencias establecidas parten de juicios subjetivos de los consumidores bajo condiciones controladas³ (p. e., comparación entre pares de alternativas, o la selección entre cualquiera de diferentes alternativas).

2.3. Asimetría competitiva

El término *asimetría competitiva*, hace referencia a “la diferente influencia que tienen las deci-

³ Existen autores que expresan la conveniencia de utilizar como datos o dimensiones, a la hora de establecer la estructura de mercado, las preferencias de los individuos hacia los atributos que ellos utilizan para valorar y elegir una alternativa, más que las preferencias que muestran por cada opción (p. e. Andrews y Manrai, 1999).



Tabla 1
**Características de los modelos de estimación de la estructura de mercado
a partir de datos de elección reales**

MODELO	Tipo de datos	Explica la cuota de mercado	Estructura del modelo	Distribución de la heterogeneidad del consumidor
DEFENDER (Shugan, 1987; Waarts, Carree y Wierenga, 1991)	Cuota de Mercado	Sí	Espacial (2 dimensiones)	Uniforme o Beta (1 dimensión)
MAPAS COMPETITIVOS (Cooper, 1988)	Cuota de Mercado	No	Espacial	Implícita
Allenby (1989)	Cuota de Mercado	No	Clusters no superpuestos	Implícita
Grover y Srinivasan (1987); Jain et al. (1990)	Intercambio entre marcas	No	Cluster	Clases Latentes
DeSarbo y Hoffman (1986 y 1987); DeSarbo y Cho (1989); Jedidi y DeSarbo (1991)	Seleccionar entre alternativas (binario)	Sí	Espacial	Vectores o puntos ideales para cada individuo
MÉTODOS DETERMINÍSTICOS (análisis de correspondencias, escala CGS; pick-any)	Frecuencia de compras	No	Espacial	Vectores o puntos ideales para cada individuo
SCULPTRE (Ramaswamy y DeSarbo, 1990)	Frecuencia de compras	Sí	Árbol ultramétrico	Clases Latentes
MAPAS DE ELECCIÓN (Elrod, 1988a y 1988b); Mackay, Easley y Zinnes, 1995)	Frecuencia de compras	Sí	Espacial	Normal Bivariante
Chintagunta (1994)	Panel desagregado	Sí	Espacial	Clases Latentes de rango reducido
PROBIT DE FACTORES ANALÍTICOS (Elrod y Keane, 1995)	Panel desagregado	Sí	Espacial	Normal multivariante
VALUEMAP (Sinha y DeSarbo, 1998)	Valor percibido entre alternativas	No	Espacial	Clases Latentes
MODELO GRAVITACIONAL (DeSarbo, Kim, Chan Choi y Spaulding, 2002)	Seleccionar entre alternativas	Sí	Espacial	Implícita

Fuente: Elaboración propia y a partir de Elrod y Keane (1995).

siones que toma un competidor en el otro, en función de cuál sea el que desarrolla tal acción” (BLATTBERG y WISNIEWSKI, 1989). Esta asimetría es consecuencia del diferente valor que el consumidor otorga a cada una de las marcas que compiten en el mercado (VÁZQUEZ, SANTOS y DÍAZ, 1999), y está relacionada con su cuota de mercado (KUMAR y PEREIRA, 1997), si bien existen algunos autores (p. e. BLATTBERG y WISNIEWSKI, 1989; MELA *et al.*, 1998; RUSSELL y KAMAKURA, 1994)

que sugieren que la agregación de consumidores con diferentes niveles de preferencia hacia cada una de las marcas es la principal causa de asimetría competitiva y otros que plantean que dicha asimetría es consecuencia de las características del proceso de elección del consumidor (p. e. ALLENBY y ROSSI, 1991; BRONNENBERG y WATHIEU, 1996; SETHURAMAN *et al.*, 1999; SIVAKUMAR y RAJ, 1997).

En la competencia asimétrica, las consecuencias de las acciones competitivas sobre la deman-



da (y, por tanto, sobre la cuota de mercado) de una marca, que tienen las decisiones tomadas por una marca rival, difieren de las consecuencias que, sobre ésta, tienen las acciones competitivas de la primera. La capacidad que tiene la marca para no verse afectada por las decisiones que toma la competencia, es lo que, se denomina *vulnerabilidad de marca*. Esta asimetría en las relaciones competitivas pueden proceder, principalmente, de dos fuentes (CARPENTER, COOPER, HANSENS y MIDGLEY, 1988): por una parte de las características diferenciales que presenta una marca en su estrategia empresarial y, por otra parte, de la modificación temporal de los elementos de marketing-mix utilizados por los diferentes competidores, como, por ejemplo, una variación en la actividad promocional (ZENOR, BRONNENBERG y MCALISTER, 1998).

Los efectos asimétricos que proceden de la primera fuente son más estables y duraderos, y pueden ayudar a la empresa a desarrollar una estrategia de posicionamiento eficiente. Por su parte, las asimetrías procedentes de modificaciones puntuales en la estrategia de marketing suelen ser menos duraderas, y modifican la relación competitiva del sector de modo menos intenso (STERN y HAMMOND, 2004). KRISHNAMURTHI, RAJ y SIVAKUMAR (1995) añaden, además, como otra fuente de asimetría, las características de los consumidores (p. e., la lealtad hacia la marca, el nivel de ingresos o el tamaño de la familia). HEATH, RYU, CHATTERJEE, MCCARTHY, MOTHERSBAUGH, MILBERG, y GAETH (2000) afirman que aspectos como la calidad relativa del producto, más que los propios elementos de la estrategia de marca, son el principal causante de estos efectos asimétricos.

En un mercado con diferentes marcas y en el que las decisiones de elección han sido ya tomadas, como por ejemplo en mercados ya maduros⁴, la estructura de mercado viene definida por su nivel de demanda y por los costes de fabricación. A consecuencia de la dificultad para modificar esta estructura, las empresas o marcas desarrollan sus estrategias competitivas en las oportuni-

dades existentes en este mercado con objeto de incrementar su cuota de mercado. En este contexto, el precio es la principal variable estratégica que influye en el nivel de demanda de la marca (LÓPEZ, 1999). Por tanto, las marcas competirán básicamente en precio (NARASIMHAN, 1988), ya que esta variable influye en la configuración de la cuota de mercado de la empresa, sus beneficios, y se configura como un elemento potencial de desarrollo de fuertes reacciones competitivas.

BLATTBERG y WISNIEWSKI (1989) fueron los primeros en introducir el concepto de *efecto asimétrico del precio*, que establece que cuando una marca de elevado precio (elevada calidad) reduce su precio, el impacto que esta decisión tiene en una marca de bajo precio (baja calidad) es mayor que el impacto que produce, en aquella, una reducción en el precio de ésta. Esta afirmación ha sido ampliamente analizada en la literatura, recibiendo gran número de apoyos (p. e. ALLENBY y ROSSI, 1991; KAMAKURA y RUSSELL, 1989; SIVAKUMAR, 2000; SIVAKUMAR y RAJ, 1997). SETHURAMAN *et al.* (1999) establecen que la variación en la utilidad del consumidor (V) debida a cambios en los precios, es mayor para las marcas de elevada calidad (h) que para las marcas de baja calidad (l), por lo que la derivada parcial de la utilidad de la marca de elevada calidad respecto a modificaciones en el precio de la marca de baja calidad, es menor que la repercusión de una variación en el precio de la marca de elevada calidad respecto a la utilidad de la marca de inferior calidad, como se expresa en (1).

$$\frac{\partial V_h}{\partial P_l} < \frac{\partial V_l}{\partial P_h} \quad (1)$$

Sin embargo, BRONNENBERG y WATHIEU (1996) argumentan que el impacto que tiene una reducción en el precio en cada una de las marcas, dependerá fundamentalmente del posicionamiento (en términos de calidad-precio) de las mismas. En particular, si la marca de bajo precio tiene un posicionamiento calidad-precio más favorable, la asi-

⁴ Corstjens y Corstjens (1995) identifican dos fenómenos principales que caracterizan un mercado maduro: por un lado la *sobrecapacidad productiva*, y, por otro lado, la *paridad entre productos*, lo que dificulta que el consumidor perciba diferencias significativas entre las alternativas existentes.



metría tomará un sentido inverso (se ve más afectada la marca de precio alto). Únicamente esa asimetría beneficiará a la marca de mayor precio (y por tanto calidad), si y sólo si, su ventaja competitiva en calidad es lo suficientemente importante como para compensar ese mayor precio⁵. La incorporación de nuevos atributos en la marca de menor calidad, reduce la sensibilidad del consumidor frente a su precio, hecho que no ocurre con la marca de mayor precio (NOWLIS y SIMONSON, 1996). Incluso, AILAWADI, GEDENK y NESLIN (2001), HEATH, RYU, CHATTERJEE y MCCARTHY (1997), HEATH *et al.* (2000) y NOWLIS y SIMONSON (2000), concluyen que la asimetría competitiva entre marcas de diferente nivel de calidad-precio puede ser reducida o incluso eliminada, cuando el número de marcas existentes situadas a diferentes niveles de calidad se incrementa.

Uno de los principales aspectos que determinan la existencia de efectos asimétricos del precio es la cuota de mercado (SETHURAMAN y SRINIVASAN, 2002). Aún no siendo por sí misma una variable comercial, los directivos desarrollan las estrategias de marketing en función del volumen de cuota de mercado que posea la marca (KOTLER, 2000).

La investigación desarrollada para analizar la relación existente entre la cuota de mercado y la asimetría en el efecto cruzado del precio es limitada (SETHURAMAN y SRINIVASAN, 2002). Así, por ejemplo, KAMAKURA y RUSSELL (1989) establecen que las marcas que poseen una elevada cuota de mercado tienen un mayor poder, pudiendo perjudicar a marcas con pequeñas cuotas de mercado cuando reducen sus precios; sin embargo, aquéllas son menos vulnerables ante acciones de descuento de éstas. Esto hace que marcas con pequeñas cuotas de mercado, deban buscar huecos de mercado que no estén ocupados por las grandes marcas y que les permitan sobrevivir en un mercado tan competitivo y controlado por aquellas marcas que poseen una elevada cuota (KUMAR y PEREIRA, 1997). A similar conclusión llegan RUSSELL y BOLTON (1988), al establecer cómo la cuota de mercado está directamente rela-

cionada con la elasticidad-precio cruzada de la marca que promociona su precio, e, inversamente, con su elasticidad propia. En esta misma línea se sitúan HEATH y CHATTERJEE (1995), cuyo meta-análisis de 92 estudios que analizan conjuntos de elección de 2 ó 3 alternativas, contribuye a reforzar la idea de que es más sencillo incrementar la cuota de mercado de marcas con alto nivel de calidad que la de aquellas marcas con niveles de calidad inferiores. En una línea de conclusiones similar, CHINTAGUNTA (1993) y COTTERILL, PUTSIS JR. y DHAR (2000), hallan como la elasticidad-precio cruzada consecuencia de una reducción en el precio de una marca de alta cuota de mercado sobre las de reducida cuota, es mayor que la elasticidad cruzada que se deriva de una reducción del precio de éstas sobre la de mayor cuota. No obstante, tal y como indican SETHURAMAN y SRINIVASAN (2002), y aunque las generalizaciones que emanan de la literatura se inclinan por un mayor beneficio de la asimetría en marcas con elevada cuota de mercado, no existe un análisis teórico formal o un meta-análisis que investigue si las diferencias sistemáticas en el efecto cruzado del precio se deben a las diferencias en la cuota de mercado

Todos estos planteamientos nos llevan a definir las siguientes hipótesis:

Hipótesis 1. Los efectos competitivos entre marcas son asimétricos; es decir, las decisiones que se toman sobre una marca tienen un efecto sobre otra diferente, en función de cuál sea el quién desarrolla la acción competitiva.

Hipótesis 2a. Existe una relación directa y significativa entre la cuota de mercado de una marca y su poder de atracción.

Hipótesis 2b. Existen efectos asimétricos del precio favorables para aquellas marcas con mayor cuota de mercado sobre las marcas con menor cuota.

⁵ Existen estudios experimentales que cuestionan la superioridad de las marcas de mayor precio en términos de su influencia sobre las marcas de menor calidad (p. e. Heath y Chatterjee, 1995; Nowlis y Simonson, 1996).



3. ANÁLISIS DE LA ESTRUCTURA DE MERCADO: EXISTENCIA DE SUBMERCADOS A PARTIR DEL ESTUDIO DE LA ELASTICIDAD Y LOS EFECTOS ASIMÉTRICOS

Uno de los procedimientos más utilizados para representar la estructura de mercado es la utilización de las elasticidades cruzadas representadas en la matriz de elasticidades (VAN HEERDE *et al.*, 2004).

Sin embargo, existen autores que indican que la utilización de elasticidades cruzadas como medida del nivel de competencia entre marcas, no es siempre adecuada (ELROD y KEANE, 1995; SETHURAMAN *et al.*, 1999; SIVAKUMAR y RAJ, 1997). La matriz de elasticidades $R(j,m)$, resume los valores de la elasticidad propia de cada alternativa, y de las elasticidades cruzadas entre las mismas. Se expresa como:

$$\begin{array}{c} \text{Filas} \\ j \quad \dots \quad m \\ \text{Columns} \\ \begin{pmatrix} \zeta_{jj} & \dots & \zeta_{jm} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \zeta_{mj} & \dots & \zeta_{mm} \end{pmatrix} \end{array} \quad (2)$$

donde $\zeta_{jm} = \frac{\partial S_j}{\partial P_m}$ es la derivada parcial del nivel

de ventas de la alternativa j respecto al precio de la alternativa m . La utilización de los efectos marginales en lugar de las elasticidades se justifica, en muchos casos, en el efecto directo que sobre la función de utilidad tienen dichos efectos. Además, y tal y como indican LÓPEZ y LLONCH (2003), MELA *et al.* (1998), SETHURAMAN *et al.* (1999), SIVAKUMAR y RAJ (1997), entre otros, las posibles diferencias entre dos elasticidades pueden provenir de los niveles de precio de las marcas o de sus probabilidades, y no de las diferencias en sus sensibilidades o efectos marginales. Partiendo de la matriz de elasticidades definida en (2), la asimetría competitiva implica que dicha matriz no sería simétrica, con lo que el valor de los efectos marginales por filas no coincide con el valor que toman dichos efectos por columnas; es decir:

$$\zeta_{mj} \neq \zeta_{jm} \quad (3)$$

aspecto éste, que está estrechamente relacionado con la **hipótesis 1**.

Los investigadores en marketing han comenzado a re-examinar las elasticidades entre marcas competidoras (fundamentalmente las basadas en el precio), como la fuente fundamental de información que permite analizar la estructura de un mercado (RUSSELL *et al.*, 1993; SETHURAMAN *et al.*, 1999). LIN, WU y WANG (2000), sugieren que la sensibilidad al precio, tanto propia como cruzada, está particularmente indicada para analizar la estructura de mercado, ya que ofrece una buena información acerca de la similitud entre marcas, a través del comportamiento actual de compra del consumidor. Sin embargo, el principal problema derivado de la utilización en la práctica de estas elasticidades, es su complejo cálculo a nivel empírico, así como su carácter bilateral e intransitivo que hace difícil su aplicación a conjuntos en los que existan más de dos marcas (CAVERO y CEBOLLADA, 1999:57), circunstancia ésta que suele ser habitual en la mayor parte de los mercados.

La estructura de mercado representada por la matriz de elasticidades, tanto propias como cruzadas, tiene dos componentes (RUSSELL y KAMAKURA, 1994): sustituibilidad e influencia. La primera, llamada también vulnerabilidad por KAMAKURA y RUSSELL (1989), se refiere al grado en el que las acciones de marketing de una marca influyen en otra. El conjunto de marcas que son altamente sustituibles forman un submercado, un nivel de marca o una partición del mercado.

Por otra parte, la influencia refleja el impacto total relativo que tienen las actividades de marketing de una marca en el resto de competidores. Un incremento en el nivel de influencia de una marca sugiere que la actividad de marketing que desarrolla dicha marca está teniendo un impacto unilateral importante en sus competidores. Por otro lado, un incremento en la sustituibilidad sugiere que dos marcas o submercados de marcas se están volviendo más competitivos entre sí (MELA *et al.*, 1998). Evidentemente, la sustituibilidad y la influencia son dos conceptos complementarios (KAMAKURA y RUSSELL, 1989). A partir de aquí definimos la siguiente hipótesis de trabajo:



Hipótesis 3. El diferente nivel de poder de mercado que cada marca tiene, configura la existencia de submercados o grupos de marcas que presentan un grado de competitividad mayor que el mercado considerado en su conjunto.

Los modelos de elección del consumidor, y, en concreto, los modelos logit, presentan unos fundamentos teóricos, tanto desde una perspectiva económica como desde una orientación del comportamiento, que los hacen especialmente útiles para el análisis de la estructura de mercado⁶ (véase ANDERSON, DE PALMA y THIES, 2001 y KANNAN y WRIGHT, 1991). Esto hace que hayan sido ampliamente utilizados para representar dicha estructura (p.e. CAVERO y CEBOLLADA, 1999; CHINTAGUNTA,

1994; GUPTA, 1988; KANNAN y WRIGHT, 1991; LÓPEZ, 1999; LÓPEZ y LLONCH, 2003).

La falta de interpretación directa de los parámetros en el MNL (al no recoger dicho valor el efecto directo en la probabilidad de elección de cada una de las alternativas, sino en la transformación logística de la función de utilidad), hace necesaria la obtención del valor de las elasticidades para obtener los efectos marginales. De este modo, podemos conocer cuál es el efecto que, en la probabilidad de elección de una alternativa, tiene la modificación infinitesimal de uno de sus atributos (elasticidad directa⁷), o de uno de los atributos de otra alternativa (elasticidad cruzada). En el MNL, la expresión de las elasticidades (directa y cruzada) es la siguiente:

$$e_{P_{ij}}^{X_{ijk}} = \frac{\partial P_{ij}}{\partial X_{ijk}} \frac{X_{ijk}}{P_{ij}} = \beta_k X_{ijk} (1 - P_{ij}) \quad \text{Elasticidad directa} \quad (4)$$

$$e_{P_{ij}}^{X_{itrk}} = \frac{\partial P_{ij}}{\partial X_{itrk}} \frac{X_{itrk}}{P_{ij}} = -\beta_k X_{itrk} P_{itr} \quad \text{Elasticidad cruzada} \quad (5)$$

Estas expresiones generales de las elasticidades en el MNL presentan importantes desventajas, que se derivan de su estructura interna y que las hacen menos útiles desde el punto de vista de la gestión de marketing (KRISHNAMURTHI *et al.*, 1995). La principal desventaja, relacionada con el análisis de la estructura de mercado, es que no permiten el estudio de asimetrías en la competencia entre marcas, ya que asumen que la intensidad competitiva entre todos los pares de marcas es idéntica. Esto puede observarse en la fórmula (5) de la elasticidad cruzada, que no depende de la marca que recibe el efecto sino únicamente de la que lo produce. De este modo, si *j*, *p* y *m* son tres marcas del mercado, en la expresión general del MNL se cumple:

$$e_{jm} = e_{pm} \quad (6)$$

lo que significa que el efecto que un aumento de la variable de marketing analizada de la marca *m* tiene sobre la probabilidad de elegir las demás marcas, es el mismo para todas ellas. Sin embargo, esta restricción no se cumple en mercados en los que unas marcas tienen más poder de mercado que otras (CAVERO y CEBOLLADA, 1999:60). Este inconveniente es consecuencia de la propiedad IIA (*Independencia de Alternativas Irrelevantes*), que rige en la mayoría de los mercados y que limita la aplicación de los modelos logit multinomial a mercados en los que las marcas son, igualmente, distintas entre sí. ALLENBY (1989) llama a esta limitación “influencia”, lo que se traduce en una propiedad simétrica de efecto entre marcas. Existen varias posibilidades para superar este problema: una posibilidad consiste en la utilización de modelos logit

⁶ Una de las principales ventajas, ampliamente reconocida, del MNL es su habilidad para proporcionar estimaciones exactas de las probabilidades de elección del consumidor en contextos en los que son consideradas todas las actividades de marketing desarrolladas por las empresas competidoras (AGRAWAL Y SCHORLING, 1996)

⁷ CAVERO Y CEBOLLADA (2000:106), denominan a la elasticidad directa como “elasticidad de participación”, ya que la variación final de la demanda respecto a la variable que se modifica (en su caso el precio), es menor de lo esperado, cambiando la elección del consumidor, únicamente, cuando la alternativa con mayor probabilidad de elección pase a ser otra diferente tras la modificación del precio.



anidados (MCFADDEN, 1977), en los que se agrupa el conjunto de alternativas posibles en subgrupos o nudos, y se mantiene la hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes dentro de cada grupo y en la elección entre grupos. De este modo se obtiene una estructura jerárquica que permite el análisis de la estructura de mercado (p.e. ABEELE *et al.*, 1990 ó KANNAN y WRIGHT, 1991). No obstante, esta alternativa no está exenta de problemas, fundamentalmente derivados de la especificación de la estructura arbórea. En este sentido, y si bien es cierto que en algunos casos la partición en subgrupos del conjunto de alternativas posibles se hace de modo natural, en otros casos dicha partición se realiza sin ningún criterio lógico, por lo que resulta preocupante que los resultados obtenidos dependan de cómo se han definido las ramas (SÁNCHEZ, GÓMEZ y FRASQUET, 2001). Otra alternativa es la utilización de modelos heterogéneos de efectos aleatorios, que suponen asumir la existencia de segmentos heterogéneos de consumidores (SOLGAARD y HANSEN, 2003; SUÁREZ, RODRÍGUEZ, RODRÍGUEZ y MORAL, 2004), o la utilización del modelo probit multinomial, que permite que las componentes aleatorias estén correlacionadas (LEEFLANG, WITTING, WEDEL y NAERT, 2000)

EL enfoque que vamos a adoptar en este trabajo para la superación de la limitación IIA que imponen los modelos MNL, consiste en modificar la especificación de la utilidad, estimando un coeficiente de la variable analizada distinto para cada

alternativa (COOPER y NAKANISHI, 1988; KRISHNAMURTHI y RAJ, 1988; KRISHNAMURTHI *et al.*, 1995), de modo que la expresión de las elasticidades contiene en este caso el coeficiente específico de cada alternativa, en lugar del coeficiente común que se deriva de las expresiones (4) y (5), lo que permite analizar los efectos cruzados entre alternativas. Así, las expresiones de las elasticidades quedarían de la siguiente forma:

$$e_{P_{ij}}^{X_{ijk}} = \beta_{kj} X_{ijk} (1 - P_{ij}) \text{ elasticidad directa} \quad (7)$$

$$e_{P_{ij}}^{X_{itrk}} = -\beta_{kj} X_{itrk} P_{itr} \text{ elasticidad cruzada} \quad (8)$$

4. METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN

4.1. Selección de la categoría de producto y del tipo de datos

Para el análisis empírico hemos utilizado datos de panel de elección de aceite de oliva recogidos a través de escáner, procedentes de un hipermercado de un grupo internacional de distribución con presencia en todo el país, y que abarcan un período de 53 semanas. La tabla 2 recoge las características de los datos empleados para esta investigación, así como de las variables utilizadas en el análisis empírico.

Tabla 2
Descripción del panel de consumidores utilizado y de las variables analizadas

Panel de consumidores	
Datos utilizados	Datos de escáner de elección
Categoría de producto	Aceite de oliva 0,4 ° en formato de 1 litro
Tipo de establecimiento	Hipermercado de un grupo internacional con presencia en todo el país
Ámbito geográfico	Almería
Período de análisis de los datos	53 semanas (1 Enero 2002 – 31 Diciembre 2002) - Semana 1–20: Período de inicialización - Semana 21-53: Período de calibrado
Conjunto de elección	10 marcas: 8 marcas nacionales (<i>Carbonell, Coosur, La Masía, La Española, Elosúa, Giralda, Ybarra y Mueloliva</i>), y 2 marcas propiedad del establecimiento (<i>Marca de Distribuidor y Marca de Primer Precio</i>)



Tabla 2 (Continuación)
Descripción del panel de consumidores utilizado y de las variables analizadas

Panel de consumidores	
Perfil de los consumidores	Individuos/hogares que pagan sus compras con la tarjeta del establecimiento y que han realizado, al menos, 2 ocasiones de compra en cada subperíodo (inicialización y calibrado)
Tamaño del panel de consumidores	389 individuos/hogares que realizan 3241 ocasiones de compra (8,33 ocasiones de compra/hogar) Período de inicialización: 1427 Período de calibrado: 1814
Variables analizadas	
Precio de compra	Precio de compra en euros de cada alternativa en cada período
Presencia en folleto publicitario	Variable <i>dummy</i> que indica la presencia de cada alternativa en cada período en los folletos publicitarios del establecimiento (1 si se encuentra en el folleto y 0 en caso contrario)
Lealtad anterior	Variable <i>dummy</i> que toma valor 1 si el individuo elige en cada período la misma alternativa que en el período anterior, y 0 en caso de que seleccione una alternativa diferente

4.2. Conjunto de elección

El conjunto de elección está constituido por las diez marcas con las que contaba el establecimiento en el momento del análisis (entre paréntesis, su cuota de mercado): *Carbonell* (26,67%), *Marca de distribuidor* (22,38%), *Coosur* (16,34%), *La Masía* (11,87%), *La Española* (9,83%), *Elosúa* (4,01%), *Giralda* (3,87%), *Ybarra* (2,45%), *Marca de primer precio* (2,17%) y *Mueloliva* (0,41%). Para la selección de los individuos que se van a incluir en la investigación, y debido a la necesidad de construir un panel para conocer el comportamiento de cada individuo a lo largo del período total analizado, solo se han considerado a aquellos consumidores que realizaron su pago con la tarjeta del establecimiento.

Por otra parte, el período total de 53 semanas ha sido dividido en dos subperíodos: un primer subperíodo llamado de inicialización, y que hemos utilizado para el cálculo de una variable de agregación

que capture el comportamiento del consumidor en el tiempo (lealtad histórica), y un período denominado de calibrado, que ha sido utilizado para la estimación de los parámetros del modelo. El período de inicialización abarca desde la semana 1 a la semana 20⁸, mientras que el período de calibrado comprende desde la semana 21 a la semana 53. Una vez realizada esta división, y siguiendo a SIVAKUMAR y RAJ (1997), hemos considerados, únicamente, aquellos individuos que han realizado, al menos dos compras, en cada uno de los subperíodos. De este modo, el conjunto definitivo de datos de escáner que se recogieron está constituido por 389 individuos, que realizan un total de 3241 compras⁹ (8,33 ocasiones de compra por hogar).

4.3. Variables explicativas de la elección y modelos logit utilizados

Para cada alternativa y en la unidad de tiempo definida (semana), se han considerado dos tipos

⁸ En la línea de otros trabajos de investigación que utilizan como período de inicialización, aproximadamente, el 40% del período total (p. e., BUCKLIN, GUPTA Y HAN, 1995; GUADAGNI Y LITTLE, 1983 ó KRISHNAMURTHI, MAZUMDAR Y RAJ, 1992).

⁹ Se refiere a ocasiones en las que los individuos han acudido al hipermercado y han elegido alguna de las diez marcas analizadas, no al número de unidades adquirido. No obstante, en el software utilizado para la estimación del modelo se ha tenido en cuenta, igualmente, el número de unidades adquiridas en cada ocasión de compra.



de variables explicativas de la elección del consumidor: por una parte, variables de marketing relativas a las alternativas de elección, y por otra, una variable de lealtad referida al consumidor. En el anexo podemos encontrar los valores que toman las variables objeto de análisis para cada una de las marcas del conjunto de elección.

En el primer grupo, se incluyen las siguientes variables: precio de compra y presencia en folleto promocional. Por otra parte, a los clientes se les indexa una medición binaria de su grado de lealtad a la marca, demostrada en acciones de compra sucesivas en los períodos analizados (lealtad anterior), y medida a través de una variable *dummy* que toma valor 1 si el cliente ha seleccionado en el período t la misma alternativa que en el período $t-1$, y 0 en caso contrario.

La inclusión de la experiencia previa de elección del consumidor es uno de los principales enfoques utilizados para la medición de la heterogeneidad observada¹⁰ (AILAWADI, GEDENK y NESLIN, 1999). Este enfoque consiste en la incorporación de una variable que recoja el comportamiento de compra del individuo a lo largo del período analizado, siendo dos las formas habitualmente utilizadas para ello: la primera consiste en la inclusión en la función de utilidad de la proporción de ocasiones de elección en que cada alternativa ha sido elegida, durante un período de inicialización. Por otra parte, el segundo de los procedimientos consiste en la inclusión en la función de utilidad de una variable *dummy* que toma valor 1 si el consumidor ha elegido en cada período la misma alternativa que en el período anterior, y 0 en caso contrario.

Ambos enfoques de incorporación de la experiencia previa de elección del individuo han sido adoptados en múltiples trabajos, en particular, sobre la modelización en la elección de marca. Así, algunos autores utilizan la variable BL (*brand loyalty*), estimada a partir de un período de inicialización, para la inclusión de la experiencia previa del consumidor. Es el caso, de BUCKLIN y GUPTA (1992), BUCKLIN *et al.* (1995), BUCKLIN, GUPTA y SIDDARTH (1998), KRISHNAMURTHI *et al.* (1995),

LATTIN y BUCKLIN (1989) ó TELLIS y ZUFRYDEN (1995), entre otros. Existen otros trabajos que incorporan también la lealtad medida a partir de una variable dicotómica (habitualmente denominado LBP, *Last brand purchased*), como p.e., BRONNENBERG y VANHONACKER (1996), BUCKLIN y GUPTA (1992), CAVERO y CEBOLLADA (1997), CHANG, SIDDARTH y WEINBERG (1999), CHINTAGUNTA y PRASAD (1998), DEIGHTON, HENDERSON y NESLIN (1994), ERDEM (1996), HAN, GUPTA y LEHMANN (2001), JONES y LANDWEHR (1988), KALYANAM y PUTLER (1997), ORTMAYER, LATTIN y MONTGOMERY (1991), ROY, CHINTAGUNTA y HALDAR (1996) ó SUN, NESLIN y SRINIVASAN (2003).

En este trabajo, además de estimar la variable de lealtad dicotómica analizada en esta investigación, se utilizó el período de inicialización definido para incorporar la heterogeneidad de las preferencias entre los individuos. No obstante, y siguiendo principios de parsimonia, hemos optado por incorporar únicamente una de estas variables en los modelos (9) y (10), en concreto la variable dicotómica referida a la *lealtad anterior* del individuo, debido a que presenta un efecto más significativo que la *lealtad histórica* en la estimación del comportamiento de elección del consumidor.

La inclusión de la lealtad para representar la heterogeneidad del consumidor puede producir resultados que “sobrestimen” los efectos de dicho comportamiento heterogéneo y, en consecuencia, los demás parámetros del modelo pueden estar sesgados por defecto (PAPATLA, 1996). Además, similar efecto en los parámetros del modelo tendrá el no considerar, a su vez, en las compras pasadas realizadas, los efectos de las variables de marketing que estén presentes en el modelo (CHINTAGUNTA, JAIN y VILCASSIM, 1991). En concreto, puede existir correlación entre el comportamiento de elección no observado y la heterogeneidad de la componente aleatoria de la utilidad, generando estimaciones inconsistentes y sesgadas (GÖNUL y SRINIVASAN, 1993). Otra de las limitaciones que presenta la inclusión de la lealtad en la función de utilidad es la suposición de distribución homogénea del comportamiento de lealtad

¹⁰ El otro enfoque está basado en la incorporación de variables específicas y propias del consumidor, normalmente de tipo sociodemográficas.



entre todas las alternativas del conjunto de elección, lo que, a su vez, incide en los coeficientes del precio específicos para cada una de ellas, pudiendo producir un sesgo en la estimación de las mismas. Una posibilidad para superar este problema, es estimar un parámetro de lealtad específico para cada alternativa, lo que permitirá conocer a qué marcas es más leal el consumidor, y a cuáles menos. Otra posibilidad es la no incorporación de la variable de lealtad, dejando que la constante específica de cada alternativa (preferencia intrínseca), así como el componente de error aleatorio recoja el efecto de dicha variable. No obstante, y dado que el interés central de este trabajo es la estimación de la estructura de mercado a partir de la estimación de los índices de influencia y vulnerabilidad derivados de la matriz de respuesta al precio, y con el objetivo de evitar, por un lado problemas de inconsistencia y, por otro, problemas de representatividad en la estimación del modelo,

hemos estimado un efecto común de la lealtad para el conjunto de alternativas.

Con el objetivo de analizar la existencia de efectos asimétricos en el precio en el sector del aceite de oliva, y si bien la variable objeto de análisis es el precio de compra, se ha estimado un modelo multinomial con estas tres variables explicativas, con el propósito de obtener un modelo parsimonioso que nos permita realizar estimaciones fiables. En este sentido, hemos analizado la existencia de multicolinealidad entre las variables utilizadas. Inicialmente, partimos de una función de utilidad simétrica [modelo (9)] para, posteriormente, incorporar un efecto específico para el precio de compra de cada alternativa y realizar el análisis de la estructura de mercado y de los efectos asimétricos existentes en el mismo [modelo (10)]. De este modo, los modelos utilizados quedan del siguiente modo:

Modelo sin efectos asimétricos en el precio de compra

$$U_{ij} = \beta_0 X_j + \beta_1 PCOM_ACT_{jt} + \beta_2 FOLLETO_{jt} + \beta_3 LEAL_ANT_{ijt} \tag{9}$$

Modelo con efectos específicos (asimétricos) para el precio de compra de cada alternativa

$$U_{ij} = \beta_0 X_j + \beta_{1j} PCOM_ACT_{jt} + \beta_{2j} FOLLETO_{jt} + \beta_{3j} LEAL_ANT_{ijt} \tag{10}$$

5. ANÁLISIS Y RESULTADOS

En la tabla 3 podemos observar cómo en ambos modelos los signos de los coeficientes específicos de las alternativas coinciden, si bien sus valores

son diferentes, lo que indica que el primer modelo, al estimar un parámetro de efecto del precio común para todas las alternativas, proporcionaba constantes específicas de cada alternativa en relación a ese “efecto medio” estimado.

Tabla 3
Parámetros estimados del modelo sin/con efectos asimétricos

	Modelo sin efectos asimétricos	Modelo con efectos asimétricos
Preferencia hacia cada alternativa (σ)		
Carbonell (26,67)^a	4,355* (0,519)	4,87* (0,865)
MdD (22,38)	0,091 (0,641)	0,671* (0,234)
Coosur (16,34)	2,566* (0,532)	2,621* (0,764)
La Masía (11,87)	1,845* (0,524)	1,989* (0,719)



Tabla 3 (Continuación)
Parámetros estimados del modelo sin/con efectos asimétricos

	Modelo sin efectos asimétricos	Modelo con efectos asimétricos
Preferencia hacia cada alternativa (σ)		
La Española (9,83)	2,344* (0,521)	2,498* (0,579)
Elosúa (4,01)	1,552* (0,535)	1,667** (0,91)
Giralda (3,87)	-0,348 (0,691)	0,132 (0,436)
Ybarra (2,45)	1,642 (0,529)	-1,813** (0,931)
Marca 1^{er} precio (2,17)	-0,989*** (0,639)	-0,742 (0,714)
Mueloliva (0,41)	-	-
Parámetros específicos de las variables explicativas (σ)		
Precio de compra	-6,805* (0,783)	-
Carbonell	-	-5,522* (0,671)
Marca de Distribuidor	-	-7,202* (0,883)
Coosur	-	-6,092* (0,775)
La Masía	-	-6,415* (0,752)
La Española	-	-6,204* (0,755)
Elosúa	-	-6,53* (0,771)
Giralda	-	-7,446* (0,926)
Ybarra	-	-6,506* (0,749)
Marca de 1 ^{er} precio	-	-7,712* (0,869)
Mueloliva	-	-7,16* (0,736)
Folleto publicitario	0,671* (0,082)	0,671* (0,082)
Lealtad anterior	5,709* (0,136)	5,705* (0,136)

*p<0,01 **p<0,05 ***p<0,1 ^a Entre paréntesis, cuota de mercado (%) de cada marca.

Así, la tabla 3 muestra cómo la práctica totalidad de las alternativas (con la excepción de *Ybarra*, que se convierte en negativo, y de la *Marca de primer precio*, que deja de ser significativo) ve incrementada su preferencia de marca cuando se considera la existencia de efectos específicos para el precio de cada alternativa. En este sentido, el modelo con coeficientes del precio específicos indica la existencia de una heterogeneidad en la sensibilidad del consumidor

hacia el precio de las diferentes alternativas que forman el conjunto de elección, ya que mientras que seis marcas presentan un coeficiente del precio menor (en valor absoluto) al coeficiente común (-6,805) estimado en el modelo sin efectos asimétricos (estas marcas son, de menor a mayor, *Carbonell*, *Coosur*, *La Española*, *La Masía*, *Ybarra* y *Elosúa*), las cuatro restantes (de mayor a menor valor, *Marca de Primer Precio*, *Giralda*, *MdD* y *Mueloliva*), presentan coefi-



cientes mayores al coeficiente común estimado inicialmente.

Por tanto cabe pensar, que el hecho de estimar un parámetro específico que determine el diferente efecto que el precio de compra tiene en cada alternativa, permite conocer con mayor exactitud la influencia que esta variable tiene sobre la probabilidad de elección de cada marca e, igualmente, proporciona una estimación de la preferencia hacia

cada marca (coeficiente β_0 específico), más ajustada a la realidad. En relación a los valores de estos parámetros específicos del precio, cabe destacar que el parámetro más reducido lo tiene *Carbonell*, lo que indica que es aquella marca en la que el precio influye menos en la probabilidad de elección. Por el contrario, la *Marca de primer precio*, junto a *Giralda*, la *MdD* y *Mueloliva*, por este orden, son aquellas en las que mayor influencia tiene el precio de venta.

Tabla 4
Criterios de evaluación de bondad del ajuste para ambos modelos

	Modelo sin efectos asimétricos	Modelo con efectos asimétricos
Nº de parámetros	12	21
LL (β)	-2327,825	-2300,952
χ^2	8797,789	8851,536
ρ^2	0,655	0,6579
ρ^2 ajust.	0,653	0,6548
AIC	4679,65	4643,904
BIC	4745,69	4759,473
RV	53,746	

Como podemos observar en la tabla 4, el modelo con efectos asimétricos supone un incremento en la capacidad de predicción del comportamiento del consumidor en términos de la función de verosimilitud. Además, los coeficientes ρ^2 son similares, por lo que en principio la calidad del ajuste es similar. El valor del estadístico AIC es menor para el caso del modelo de parámetros específicos, mientras que para el modelo con parámetro constante, es inferior el estadístico BIC, lo que viene motivado por el mayor número de parámetros a estimar en el modelo con efectos asimétricos (21 frente a 12), lo que reduce de modo considerable, la parsimonia del segundo modelo frente al primero en este estadístico. Sin embargo, y a pesar de este aspecto, empleando el test de la razón de la verosimilitud se observa que el modelo con parámetros específicos para el precio es estadísticamente mejor a un nivel del 1% ($\chi^2=53,746[9 \text{ g.l.}]$), poniendo de manifiesto la presencia de efectos asimétricos (en precio) en el mercado.

Como se indicó anteriormente, hemos analizado posibles problemas de multicolinealidad entre las variables explicativas elegidas para la estimación de los modelos. Como la multicolinealidad es un problema muestral, ya que va asociada a la configuración de las variables explicativas, no existen contrastes estadísticos, propiamente dichos, que sean aplicables para su detección (GREENE, 1993). Una de las formas de detectar este problema es mediante la comparación de la significatividad conjunta del modelo en relación a la significatividad de cada uno de los parámetros estimados. En nuestro caso, y tal y como podemos observar en la tabla 4, nos encontramos con un coeficiente ρ^2 muy elevado, lo que unido a que los coeficientes de las variables explicativas son todos estadísticamente significativos, parece indicar que no existen problemas de multicolinealidad. Además, el determinante de la matriz de correlaciones entre las variables explicativas utilizadas es 0,979766, lo que indica, igualmente, la práctica ausencia de



problemas de multicolinealidad entre las variables explicativas utilizadas. Adicionalmente, estimamos el denominado “factor de inflación de la varianza” (VIF), que nos indica el incremento en la varianza para cada una de las variables explicativas respecto al modelo estimado sin dicha variable. En nuestro caso, los valores son de 2,7907 (VIF para el precio de compra), 2,85135 (VIF para la variable folleto) y 1,0162 (VIF para la variable de lealtad), por lo que sugieren la no existencia de problemas importantes de multicolinealidad para ninguna de las variables.

Una vez que todos los criterios econométricos parecen indicar la no existencia de problemas de multicolinealidad entre las variables explicativas utilizadas, definimos la matriz de elasticidades a partir del modelo con efectos asimétricos, calculando los efectos marginales que un cambio en el precio de cada alternativa tiene en las demás (tabla 5).

Así, el efecto que, por ejemplo, tiene una reducción del precio de *Carbonell* sobre la cuota de mercado de *Coosur* (6,239), es diferente a las consecuencias que una reducción del precio de *Coosur*, tiene sobre la cuota de mercado de *Carbonell* (6,883). Esto ocurre para todas las marcas que

constituyen el conjunto de elección, por lo que la matriz de respuesta al precio no es simétrica, lo que proporciona apoyo empírico a la **hipótesis 1**, y pone de manifiesto la existencia de efectos asimétricos entre las marcas. A partir de la matriz de respuesta al precio, COOPER y NAKANISHI (1988) y KAMAKURA y RUSSELL (1989), entre otros, sugieren que se puede obtener una medida del poder de atracción de cada una de las marcas, así como de su posición competitiva. Así, el *poder de atracción*, viene medido por la capacidad de una marca para ganar cuota de mercado a partir de cambios en su precio (cuando el precio del resto de marcas permanece constante); es decir, se trata del valor de los elementos negativos de la diagonal de la matriz definida en la tabla 5 ($-\zeta_{jj}$). Así, los elementos diagonales de esta tabla muestran que el mayor poder de atracción en el mercado analizado lo tienen, por este orden, *Coosur*, *la MdD*, *Carbonell* y *La Española*. El poder de atracción de una marca se encuentra, de modo habitual, relacionado de forma directa con su cuota de mercado. En nuestro caso, en la figura 2 podemos observar de modo gráfico cuál es la relación entre la cuota de mercado de una marca y el valor de su elasticidad-precio directa (en valor absoluto).

Tabla 5
Matriz de respuesta (directa y cruzada) al precio

	^a Carbonell	MdD	Coosur	Masia	Española	Elosúa	Giralda	Ybarra	1 ^{er} precio	Muelol	Vulnerabilidad
Carbonell	-23,589^b	7,131 ^c	6,883	2,362	4,039	2,437	2,585	1,523	1,232	0,131	136,595
MdD	5,648	-31,315	7,059	2,388	4,144	2,609	2,449	1,592	1,287	0,136	121,618
Coosur	6,239	8,345	-31,758	3,496	5,563	3,109	3,284	2,088	1,692	0,18	179,439
Masia	2,033	2,681	3,32	-13,56	1,825	1,066	1,315	0,72	0,578	0,062	29,396
Española	3,595	4,811	5,463	1,887	-21,32	1,806	2,3	1,294	0,984	0,105	80,680
Elosúa	2,061	2,878	2,901	1,047	1,716	-13,12	1,086	0,651	0,514	0,055	26,858
Giralda	1,917	2,369	2,687	1,133	1,916	0,952	-14,459	0,777	0,511	0,055	23,236
Ybarra	1,293	1,762	1,955	0,71	1,234	0,653	0,89	-8,979	0,355	0,038	11,971
1^{er} precio	0,882	1,202	1,337	0,481	0,791	0,435	0,494	0,3	-7,181	0,025	5,391
Muelol.	0,101	0,137	0,153	0,055	0,091	0,05	0,057	0,035	0,027	-0,787	0,071
Influencia	98,265	169,28	159,341	30,183	76,536	28,334	32,702	12,525	7,991	0,091	

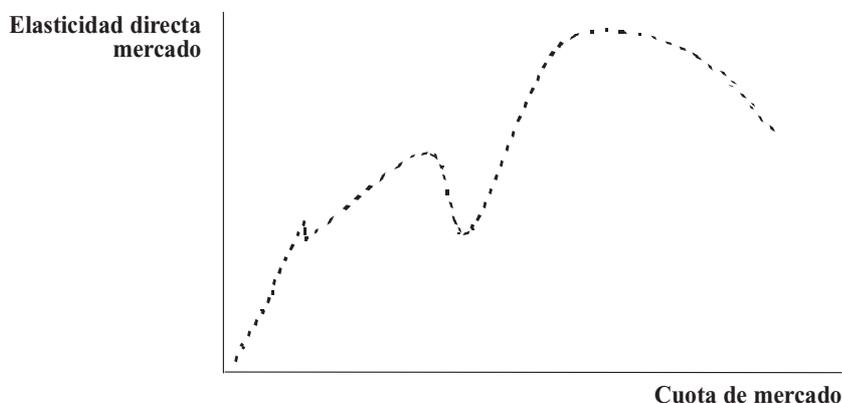
MdD: marca de distribuidor ^a subrayadas, las marcas que modifican el precio

^b Efecto marginal de la modificación del precio de Carbonell sobre su probabilidad de elección

^c Efecto marginal de la modificación del precio de la MdD sobre la probabilidad de elección de Carbonell



Figura 2
Relación entre elasticidad directa y cuota de mercado



Hay que poner de manifiesto el mayor poder de atracción que presenta la marca propiedad del establecimiento (-31,315) sobre la marca líder (-23,589), casi un 35% más. En cuanto a la marca con menor poder de atracción, *Mueloliva* es la que ocupa esa posición, estando muy alejada del resto. La relación directa entre cuota de mercado y elasticidad viene confirmada por el *índice de correlación*, cuyo valor es 0,835 ($p < 0,01$), lo que indica que aquellas marcas que acumulan mayor cuota de mercado son, igualmente, las que presentan los mayores valores de la elasticidad directa y, por tanto, mayor poder de atracción hacia sus consumidores. Esto nos lleva a **no poder rechazar la hipótesis 2a**.

No obstante, y como podemos observar en la figura 2 existe un umbral máximo en la relación entre la elasticidad directa y la cuota de mercado, lo que indica que llega un momento en el que por mucho que aumente la cuota de mercado de una marca, su poder de atracción tiende a disminuir. Para analizar la relación entre las marcas, vamos a definir el ratio $a_{jm} = \frac{\beta_j}{\beta_m}$, que nos va a permitir

identificar hacia donde se dirige la asimetría, es decir, qué marca se ve favorecida o perjudicada ante una modificación del precio de la marca competidora, en función de si el ratio es menor o

mayor que la unidad. Así, si el ratio es menor que 1, la marca *j* se verá favorecida frente a su competidora *m*, viéndose ésta favorecida si el ratio es superior a 1¹¹ (LÓPEZ y LLONCH, 2003).

En la tabla 6 podemos observar la relación entre cada marca a partir del cálculo de estos ratios. Como podemos observar en esta tabla, la marca que se ve más favorecida en caso de un descenso en el precio del resto de marcas es *Carbonell*, que se encuentra en una posición favorable frente a todas las marcas con las que compete. La marca que se encuentra también en una posición muy favorable es *Coosur*, ya que con excepción de *Carbonell*, se encuentra en una posición ventajosa con respecto al conjunto de marcas, viéndose favorecida en cualquier situación. Cabe destacar la posición competitiva tan desfavorable que ocupa *la MDD*, la cual, y con excepción de *Giralda* y *la Marca de primer precio*, se ve perjudicada frente a las reducciones de precio del resto de marcas. En general, el valor de los ratios de las marcas por filas es inferior a 1, lo que indica que (debido al orden decreciente de las marcas según su cuota de mercado), las marcas ostentan posiciones favorables frente a reducciones del precio de las marcas con menor cuota de mercado.

¹¹ Si el valor fuera igual a 1, entonces estaríamos ante un modelo con efectos simétricos, con coeficiente del precio común para todas las alternativas (López y Llonch, 2003)



Tabla 6
Ratio entre los coeficientes del precio de dos alternativas (β_j/β_m)

	Carbonell	MdD	Coosur	Masía	Española	Elosúa	Giralda	Ybarra	1 ^{er} precio	Mueloliva
Carbonell	-	0,767 ^a	0,906	0,861	0,89	0,846	0,742	0,849	0,716	0,771
MdD		-	1,182	1,123	1,161	1,103	0,967	1,107	0,934	1,006
Coosur			-	0,95	0,982	0,933	0,818	0,936	0,79	0,851
Masía				-	1,034	0,982	0,862	0,986	0,832	0,896
Española					-	0,95	0,833	0,954	0,804	0,866
Elosúa						-	0,877	1,004	0,847	0,912
Giralda							-	1,144	0,966	1,04
Ybarra								-	0,844	0,909
1 ^{er} precio									-	1,077
Mueloliva										-

j- filas / *m* – columna **MdD**: marca de distribuidor

^a Cociente entre el coeficiente del precio de Carbonell (-5,522) y el de MdD (-7,202)

No obstante, esta relación no se da en la *MdD*, al igual que para algunas relaciones de *Masía*, *Elosúa* y *Giralda*. A partir de estos valores hemos desarrollado una *prueba t*, con objeto de conocer

si los valores de los ratios por filas son estadísticamente menores que 1. En la tabla 7 podemos observar el resultado de este contraste estadístico para cada marca.

Tabla 7
Test *t* para cada una de las marcas analizadas

	Media	Desviación típica	t	Diferencia de media
Carbonell	0,816*	0,068	-8,044	-0,183
Marca de Distribuidor	1,072***	0,091	2,241	0,072
Coosur	0,894*	0,073	-3,794	-0,105
Masía	0,932***	0,08	-2,082	-0,068
Española	0,881**	0,068	-3,895	-0,118
Elosúa	0,91***	0,068	-2,645	-0,09
Giralda	1,05	0,089	0,968	0,05
Ybarra	0,876	0,045	-3,8	-0,123

p*<0,01 *p*<0,05 ****p*<0,1

Como podemos observar en la tabla 7, si bien la mayor parte de marcas presentan valores significativos por filas menores que 1, el valor medio para el caso de la *MdD* es mayor que 1 (*p*<0,1), mientras que el valor medio de los ratios por fila

para *Ybarra* (0,876) no es significativamente menor que 1. Por tanto, vemos como existen marcas para las que sus ratios por filas, no son inferiores a 1, lo que nos lleva a **rechazar la hipótesis 2b** que suponía un efecto asimétrico favorable



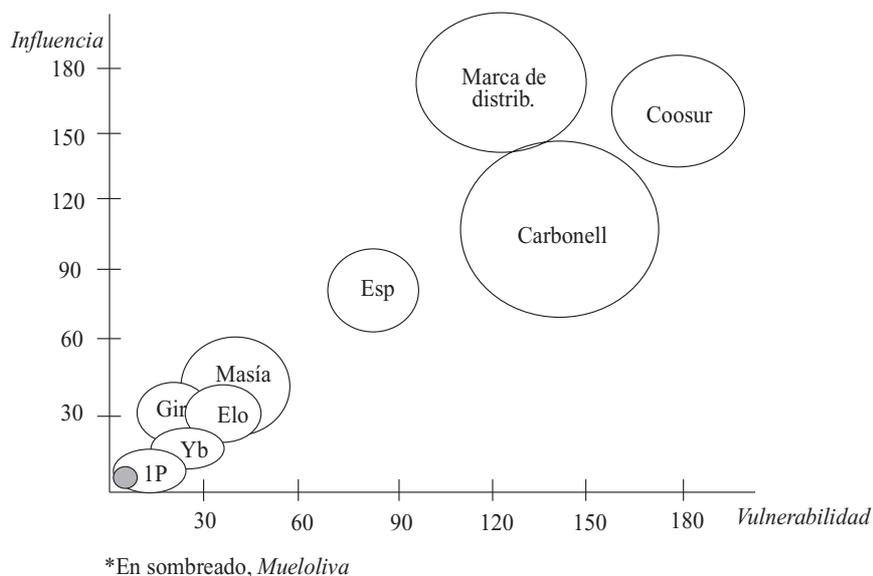
para aquellas marcas con mayor cuota de mercado sobre las de menor. Este resultado está en la línea de algunos autores como KARANDE y KUMAR (1995), que, a partir del análisis de los datos de escáner de tres categorías distintas de productos, establecen que la cuota de mercado de una marca no está directamente relacionada con el valor de su elasticidad-precio cruzada, en contraposición a otros trabajos como HEATH y CHATTERJEE (1995), KAMAKURA y RUSSELL (1989), ó RUSSELL y BOLTON (1988), entre otros.

La existencia de competencia asimétrica implica que la *competencia en origen* (como el movimiento de precios de una determinada marca afecta la demanda de los competidores), y la *competencia en destino* (como afecta el cambio del precio de los competidores a dicha marca), serán diferentes (LÓPEZ, 1999:20). El análisis de la *competencia en destino* ha sido, habitualmente, sintetizada por el índice de influencia competitiva ($\sum_{m=1}^j \zeta_{mj}^2, \forall m \neq j$), y la *competencia en origen* por

el índice de vulnerabilidad ($\sum_{m=1}^j \zeta_{jm}^2, \forall m \neq j$) (KA-

MAKURA y RUSSELL, 1989). Estos valores están calculados en la tabla 5. Por lo general las marcas con mayor nivel de influencia son aquéllas que tienen mayor cuota de mercado, si bien el mayor poder lo tiene la *MdD*, algo superior a *Coosur*, y mucho mayor que *Carbonell*. Algo similar ocurre con el índice de vulnerabilidad, en el que estas tres marcas son también las que presentan mayor valor, si bien la más vulnerable es *Coosur*. Por tanto, vemos como las tres marcas con mayor cuota de mercado (*Carbonell*, *MdD* y *Coosur*), si bien son las que tienen mayor influencia, son también de las que mayor porcentaje de ventas sacan el resto de marcas, cuando aquellas modifican su precio. Esta elevada vulnerabilidad es consecuencia del gran porcentaje de cuota de mercado que concentran entre estas tres marcas (más del 65%), lo que determina que sean la principal fuente de “extracción” de cuota de mercado. En la figura 3 podemos observar la situación competitiva de cada marca en función de su nivel de influencia y vulnerabilidad.

Figura 3
Influencia competitiva vs. vulnerabilidad



Como podemos observar en la figura 3 existen, por una parte, tres marcas (*Carbonell*, *MdD* y *Coosur*) que se sitúan muy próximas entre sí, y cuyos valores (tanto de influencia como de vulnerabilidad) son similares, si bien destaca el mayor poder de influencia de *la MdD*, a pesar de poseer un 4% menos de cuota de mercado que *Carbonell*; por otra parte, existe otro gran bloque, situado en el extremo inferior izquierdo del eje, y que está formado por la práctica totalidad de marcas nacionales restantes y la *Marca de primer precio*. Por último, *La Española* se encuentra en una posición intermedia entre estos dos grupos, con niveles medios de influencia competitiva y de vulnerabilidad. Esto, tal y como se comentó con anterioridad, viene a confirmar la opinión de autores como SETHURAMAN y SRINIVASAN (2002), que indican que no existe en realidad ningún análisis teórico formal que investigue si esas diferencias sistemáticas en el efecto cruzado del precio se deben a diferencias en la cuota de mercado de las marcas competidoras. En nuestro caso, encontramos que existe una relación directa para la mayor parte de las marcas, entre su capacidad de influencia y su vulnerabilidad, determinado, seguramente, por un comportamiento de compra cambiante por parte del consumidor, en la línea de AILAWADI *et al.* (2001), que indican que el consumidor cambia de marca en general y no de modo sistemático. En este sentido, los resultados nos permiten distinguir 2 grandes grupos de marcas: por una parte, las marcas nacionales “líderes” (*Carbonell* y *Coosur*), junto con la *MdD*, y por otra parte, el resto de marcas nacionales de menor nivel de calidad, junto con la *segunda MdD* o *Marca de primer precio*. Lo más interesante es la posición de la marca del establecimiento, que ha logrado posicionarse dentro del segmento competitivo de mayor calidad, junto con las dos marcas nacionales de mayor cuota de mercado, lo que confirma la mayor capacidad competitiva que están adquiriendo este tipo de marcas, habiendo logrado posicionarse como marcas con niveles de calidad altos, tal y como indican CORSTJENS y CORSTJENS (1995) y QUELCH y HARDING (1996), entre otros.

Hay que indicar, que en la línea de COOPER y NAKANISHI (1988) y KAMAKURA y RUSSELL (1989), la estructuración en submercados se ha realizado

en base a dos indicadores que tienen en consideración, por una parte, los efectos marginales del precio directos de cada marca, y los efectos marginales cruzados en relación con el resto de marcas (tanto en el caso de que sea ella la que modifique el precio (en el índice de influencia), como en el caso de que sean otras las que lo hagan (en el índice de vulnerabilidad). En este sentido, no se pretende asumir que la situación competitiva de las marcas esté únicamente determinada por la cuota de mercado de cada una de ellas. Es cierto (hipótesis 2a) como aquellas marcas que tienen mayor cuota de mercado son las que presentan valores más elevados de su elasticidad directa (poder de atracción), y que la distribución porcentual de la cuota de mercado es muy desigual, pero en nuestro análisis no se pretende asimilar cuota de mercado con poder de mercado, ya que éste es un concepto mucho más amplio, que incluye aspectos intangibles (como p. e. la preferencia hacia cada marca) mucho más complejos que la simple cuota de mercado, sino que pretendemos facilitar a las marcas el conocimiento de cuáles son sus principales competidores y cuáles son las marcas que “luchan” por los mismos consumidores. De hecho, *La Masía*, que presenta la cuarta mayor cuota de mercado, compite, en términos de influencia y vulnerabilidad, con marcas a las que multiplica por cuatro y cinco veces su cuota de mercado. Por tanto, y si bien es cierto que en esta metodología de representación de la estructura de mercado no se considera en exceso el valor de la preferencia hacia cada marca, se trata de un enfoque parcial de representación de la estructura de mercado, que pretende aportar evidencias empíricas basadas en datos reales de elección del consumidor sobre la estructura competitiva de las marcas.

Todo esto nos permite **no rechazar la hipótesis 3**, que suponía la existencia de diferentes submercados o grupos de marcas en los que las marcas compiten entre sí más intensamente, que para el mercado considerado en su totalidad.

Por último, y para profundizar en el conocimiento y análisis de la influencia y vulnerabilidad de las diferentes marcas competidoras, es interesante conocer *las fuentes de incremento de cuota*, es decir, de qué marcas extrae la marca analizada su cuota de mercado cuando reduce su precio, y la



capacidad de reacción, es decir, el incremento en precios que una marca tiene que hacer con el objetivo de contrarrestar los movimientos de precios de las demás marcas. Para ello, vamos a calcular cada uno de estos aspectos en dos matrices diferentes. En primer lugar, calculamos la matriz de fuentes de incremento (FICM) (tabla 8) de la cuota

de mercado, la cual se obtiene por la división de cada elemento (j,m) de la matriz de respuesta al precio (tabla 5) por el elemento diagonal (m,m), de dicha tabla. Cada columna m de esta matriz FICM muestra el porcentaje de incremento en la cuota de mercado de la marca m , que procede de cada uno de sus competidores.

Tabla 8
Matriz de fuente de incremento de la cuota de mercado (FICM)

	^a Carbonell	MdD	Coosur	Masía	Española	Elosúa	Giralda	Ybarra	1 ^{er} precio	Muelol	Vulnerabilidad
Carbonell	-1 ¹²	0,228	0,217	0,174	0,189	0,186	0,179	0,170	0,172	0,166	0,317
MdD	0,239 ¹³	-1	0,222	0,176	0,194	0,199	0,169	0,177	0,179	0,173	0,337
Coosur	0,264	0,266	-1	0,258	0,261	0,237	0,227	0,233	0,236	0,229	0,545
Masía	0,086	0,086	0,105	-1	0,086	0,081	0,091	0,080	0,080	0,079	0,067
Española	0,152	0,154	0,172	0,139	-1	0,138	0,159	0,144	0,137	0,133	0,197
Elosúa	0,087	0,092	0,091	0,077	0,080	-1	0,075	0,073	0,072	0,070	0,058
Giralda	0,081	0,076	0,085	0,084	0,090	0,073	-1	0,087	0,071	0,070	0,057
Ybarra	0,055	0,056	0,062	0,052	0,058	0,050	0,062	-1	0,049	0,048	0,027
1^{er} precio	0,037	0,038	0,042	0,035	0,037	0,033	0,034	0,033	-1	0,032	0,012
Moliva	0,004	0,004	0,005	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	-1	0
Influencia	0,177	0,173	0,158	0,164	0,168	0,165	0,156	0,155	0,155	0,147	

MdD: marca de distribuidor ^a subrayadas, las marcas que modifican el precio

Así, por ejemplo, cuando *Carbonell* reduce su precio de venta, el 26,4% del incremento de su cuota de mercado, procede de *Coosur*, mientras que el 23,9% procede de la *MdD*. En el caso de *Carbonell* los mayores porcentajes de incremento en su cuota de mercado proceden de *Coosur*; la *MdD* y, en menor medida, de *La Española*, lo que confirma la estructura gráfica representada en la figura 2. Del resto de marcas, no procede más del 9% del incremento en la cuota de mercado de *Carbonell* cuando reduce su precio de venta.

De modo complementario a la matriz FICM, vamos a calcular la matriz de capacidad de reacción (CR), la cual es obtenida dividiendo cada elemento (j,m) de la matriz de respuesta al precio (tabla 5) por el elemento diagonal (j,j) de dicho cuadro. Cada columna j de la matriz CR muestra el incremento en el precio que la marca j tiene que realizar para contrarrestar un incremento de 1 céntimo de euro de cada una de las demás marcas. La tabla 9 muestra esta matriz CR.

¹² Cociente (con signo negativo) entre el elemento diagonal para Carbonell (-23,589) y él mismo (tabla 5).

¹³ Cociente (con signo negativo) entre el elemento MdD-Carbonell (5,648) y el elemento diagonal de Carbonell (-23,589) (tabla 5).



Tabla 9
Matriz de capacidad de reacción (CR)

	^a Carbonell	MdD	Coosur	Masía	Española	Elosúa	Giralda	Ybarra	1 ^{er} precio	Muelol	Vulnerabilidad
Carbonell	-1 ¹⁴	0,302	0,292	0,100	0,171	0,103	0,110	0,065	0,052	0,006	0,245
MdD	0,180 ¹⁵	-1	0,225	0,076	0,132	0,083	0,078	0,051	0,041	0,004	0,124
Coosur	0,196	0,263	-1	0,110	0,175	0,098	0,103	0,066	0,053	0,006	0,178
Masía	0,150	0,198	0,245	-1	0,135	0,079	0,097	0,053	0,043	0,005	0,160
Española	0,169	0,226	0,256	0,089	-1	0,085	0,108	0,061	0,046	0,005	0,177
Elosúa	0,157	0,219	0,221	0,080	0,131	-1	0,083	0,050	0,039	0,004	0,156
Giralda	0,133	0,164	0,186	0,078	0,133	0,066	-1	0,054	0,035	0,004	0,111
Ybarra	0,144	0,196	0,218	0,079	0,137	0,073	0,099	-1	0,040	0,004	0,148
1^{er} precio	0,123	0,167	0,186	0,067	0,110	0,061	0,069	0,042	-1	0,003	0,105
Moliva	0,128	0,174	0,194	0,070	0,116	0,064	0,072	0,044	0,034	-1	0,115
Influencia	0,217	0,422	0,465	0,064	0,175	0,058	0,077	0,027	0,017	0	

MdD: marca de distribuidor ^a subrayadas, las marcas que modifican el precio

Así, por ejemplo, la *MdD* debe reducir su precio de venta en 2,63 céntimos de euro, si quiere mantener su cuota de mercado, cuando *Coosur* reduce su precio de venta en 10 céntimos de euro¹⁶; en total, la *MdD* tiene que reducir su precio de venta 1,24 céntimos para contrarrestar la reducción de 10 céntimos del resto de marcas. El índice de influencia de la matriz CR muestra que 4,65 céntimos de euro es la suma total de los incrementos de precio que tienen que realizar el resto de marcas, para contrarrestar un incremento de 10 céntimos de euro el precio de *Coosur*. Las marcas que motivan mayor variación del precio del resto de alternativas son, por este orden, *Coosur*, la *marca del distribuidor* y *Carbonell*. En una situación de mercado en la que la competencia fuera simétrica la matriz FICM será la traspuesta de la matriz CR; sin embargo en las tablas 8 y 9 podemos observar que no es así, lo que confirma la existencia de efectos asimétricos que ya habíamos contrastado anteriormente, no pudiendo rechazar, nuevamente, la **hipótesis 1**.

6. CONCLUSIONES Y LIMITACIONES

La existencia de efectos asimétricos en la competencia entre marcas dentro de los mercados de consumo es un fenómeno ampliamente reconocido en la literatura. Estos efectos tienen lugar entre marcas con diferente nivel de calidad. Reconocer esta heterogeneidad entre las preferencias del consumidor permite la identificación de segmentos en los que hay marcas que compiten más duramente con otras y, en consecuencia, los movimientos de los precios de ciertas marcas afectarán a sus rivales en mayor o menor medida en relación a sus cuotas de mercado, dependiendo de si el nivel de rivalidad existente entre ellas es mayor o menor.

En este trabajo se ha puesto de manifiesto la existencia de estos efectos asimétricos en un mercado tan competitivo como el del aceite de oliva, analizando de qué modo la influencia que tienen unas marcas sobre otras difiere en función de qué empresa sea la que tome la decisión. Los resultados avalan, igualmente, la tendencia que actualmente existe en la práctica totalidad de mercados

¹⁴ Cociente (con signo negativo) entre el elemento diagonal para Carbonell (-23,589) y él mismo (tabla 5).

¹⁵ Cociente (con signo negativo) entre el elemento MdD-Carbonell (5,648) y el elemento diagonal de la MdD (-31,315) (tabla 5).

¹⁶ Si bien la matriz CR está expresada en reducciones/incrementos de 1 céntimo de euro, la interpretación se realiza multiplicando por 10 los valores, ya que los movimientos del precio suelen ser mayores que 1 centimo.



de consumo en los que la marca propiedad del distribuidor está alcanzando cada vez mayores cuotas de mercado, lo que le ha permitido posicionarse junto a las marcas nacionales de primer orden, siendo una de las principales fuentes de competencia del detallista. En este sentido, podemos observar como, en términos de influencia y poder de mercado, la marca propiedad del distribuidor se posiciona en el mercado junto a marcas líderes como *Carbonell* y *Coosur*. No obstante, la cuota de mercado no es el único aspecto que determina la existencia de efectos asimétricos, siendo importantes aspectos más intangibles como la imagen que cada marca posee, lo que se traduce en una mayor preferencia del individuo hacia aquellas marcas que el consumidor más valora y en una mayor capacidad de éstas últimas para manejar sus variables de marketing. De hecho, se han aportado evidencias empíricas que ponen de manifiesto que existe un umbral máximo a partir del cual la acumulación de cuota de mercado por parte de la empresa no se traduce en un mayor poder de mercado efectivo. Esta existencia contrastada de efectos asimétricos entre las marcas existentes motiva que cada una de ellas utilice su precio de venta (y las reducciones del mismo), con el objetivo de capturar cuota de mercado de otros competidores que se sitúan en un nivel similar de relación calidad-precio. En este sentido, la consideración de un efecto del precio para cada marca, permite conocer con mayor exactitud cuál es la preferencia que manifiesta el consumidor hacia cada una de ellas, lo que ayuda a la mejor definición de la estructura de mercado. Son estas preferencias intrínsecas, estimuladas por un efecto específico de determinadas variables explicativas de la elección, las que determinan la intensidad con la que las empresas compiten en el mercado, configurando diferentes niveles de poder y vulnerabilidad para cada alternativa. Por ello, es fundamental que cada marca conozca cuál es la influencia que tiene sobre las demás y en qué medida debe protegerse y evitar las decisiones de determinadas marcas que son las que más le pueden afectar, mejorando la distribución y optimización de su presupuesto de marketing.

Este trabajo quedaría formalmente incompleto si no hiciéramos un reconocimiento expreso de

sus principales limitaciones. En primer lugar, los resultados han sido obtenidos para una categoría y un formato de producto muy concretos: aceite de oliva. Por este motivo resultaría conveniente la aplicación de este mismo análisis a otras categorías de producto, con objeto de contrastar si la estructura de mercado resultante presenta similitudes. Igualmente hay que indicar las limitaciones derivadas de la metodología empleada, ya que si bien la validez en la utilización de los modelos MNL está ampliamente demostrada, no está exenta de problemas, tal y como se indicó en el punto 3. En este sentido, la propiedad IIA y la endogeneidad, referida a la posibilidad de que exista correlación entre los componentes de la parte determinista de la utilidad y su componente aleatoria, pueden limitar la validez de las estimaciones y la estructura de mercado resultante.

Finalmente, y ya en el capítulo de propuestas para el avance de la investigación, queremos dejar constancia de nuestro deseo de seguir profundizando en el análisis de la estructura de mercado y de las consecuencias de la existencia de efectos asimétricos utilizando, para ello, otras metodologías complementarias que nos permitan, igualmente, determinar las relaciones competitivas entre las marcas que forman un sector, así como la consideración de otros efectos importantes como los denominados efectos cercanos del precio.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABEELE, P., GIJSBRECHTS, E. y VANHUELE, M. (1990). "Specification and empirical evaluation of a cluster-asymmetry market share model", *International Journal of Research in Marketing*, 7, pp. 223-247.
- AGGARWAL, P. y CHA, T. (1998). "Asymmetric price competition and store vs. national brand choice", *Journal of Product & Brand Management*, 7, (3), pp. 244-253.
- AGRAWAL, D. y SCHORLING, C. (1996). "Market share forecasting: an empirical comparison of artificial neural networks and multinomial logit model", *Journal of Retailing*, 72, (4), pp. 383-407.
- AILAWADI, K., GEDENK, K. y NESLIN, S. (1999). "Heterogeneity and purchase event feedback in



choice models: an empirical analysis with implications for model building”, *International Journal of Research in Marketing*, 16, pp. 177-198.

AILAWADI, K., NESLIN, S. y GEDENK, K. (2001). “Pursuing the value-conscious consumer: store brands versus national brand promotions”, *Journal of Marketing*, 65, (Enero), pp. 71-89.

ALLENBY, G. (1989). “A unified approach to identifying, estimating and testing demand structures with aggregate scanner data”, *Marketing Science*, 8, (3), pp. 265-280.

ALLENBY, G. y ROSSI, P. (1991). “Quality perceptions and asymmetric switching between brands”, *Marketing Science*, 10, (3), pp. 185-204.

ANDERSON, S., DE PALMA, A. y THIES, J. (1992). *Discrete choice theory of product differentiation*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

ANDREWS, R. y MANRAI, A. (1999). “MDS maps for product attributes and market response: an application to scanner panel data”, *Marketing Science*, 18, (4), pp. 584-604.

ARAL (2004). “Estudio de mercado: aceite”, 1503, (Marzo), pp. 66-79.

BEMMAOR, A. y MOUCHOUX, D. (1991). “Measuring the short-term effect of in store promotion and retail advertising on brand sales: a factorial experiment”, *Journal of Marketing Research*, XXVIII, (Mayo), pp. 202-214.

BLATTBERG, R. y WISNIEWSKI, K. (1989). “Price induced patterns of competition”, *Marketing Science*, 8, (4), pp. 291-309.

BRONNENBERG, B. y VANHONACKER, W. (1996). “Limited choice sets, local price response, and implied measures of price competition”, *Journal of Marketing Research*, XXXIII, (Mayo), pp. 163-173.

BRONNENBERG, B. y WATHIEU, L. (1996). “Asymmetric promotion effects and brand positioning”, *Marketing Science*, 15, (4), pp. 379-394.

BUCKLIN, R. y GUPTA, S. (1992). “Brand choice, purchase incidence and segmentation: an integrated modelling approach”, *Journal of Marketing Research*, XXIX, (Mayo), pp. 201-215.

BUCKLIN, R., GUPTA, S. y HAN, S. (1995). “A brand’s eye view of response segmentation in consumer brand choice behaviour”, *Journal of Marketing Research*, XXXII, (Febrero), pp. 66-74.

BUCKLIN, R., GUPTA, S. y SIDDARTH, S. (1998). “Determining segmentation in sales response across consumer purchase behaviors”, *Journal of Marketing Research*, XXXV, (Mayo), pp. 189-197.

CARPENTER, G., COOPER, L., HANSSSENS, D. y MIDGLEY, D. (1988). “Modeling asymmetric competition”, *Marketing Science*, 7, (4), pp. 393-412.

CARROLL, J. y GREEN, P. (1997). “Psychometric methods in marketing research: part II, multidimensional scaling”, *Journal of Marketing Research*, XXXIV, (Mayo), pp. 193-204.

CAVERO, S. y CEBOLLADA, J. (1997). “Las estrategias de captación y retención de clientes y la lealtad. Un análisis de segmentación”, *Revista Española de Investigación de Marketing*, 1, (Septiembre), pp. 55-71.

CAVERO, S. y CEBOLLADA, J. (1999). “Análisis de la competencia entre tipos de marcas. Una aplicación empírica”, *Información Comercial Española*, 779, (Julio-Agosto), pp. 55-70.

CAVERO, S. y CEBOLLADA, J. (2000). “Buscando segmentos latentes en el mercado. Una aplicación empírica con datos de elección de marca”, *Revista Española de Investigación de Marketing*, 6, (Marzo), pp. 95-112.

CHANG, K., SIDDARTH, S. y WEINBERG, C. (1999). “The impact of heterogeneity in purchase timing and price responsiveness on estimates of sticker shock effects”, *Marketing Science*, 18, (2), pp. 178-192.

CHINTAGUNTA, P. (1993). “Investigating purchase incidence, brand choice and purchase quantity decisions of households”, *Marketing Science*, 12, (2), pp. 184-204.

CHINTAGUNTA, P. (1994). “Heterogeneous logit model implications for brand positioning”, *Journal of Marketing Research*, XXXI, (Mayo), pp. 304-311.

CHINTAGUNTA, P., JAIN, D. y VILCASSIM, N. (1991). “Investigating heterogeneity in brand preferences in logit models for panel data”, *Journal of Marketing Research*, XXVIII, (Noviembre), pp. 417-428.

CHINTAGUNTA, P. y PRASAD, A. (1998). “An empirical investigation of the “dynamic McFadden” model of purchase timing and brand choice:



implications for market structure”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, (1), pp. 2-12.

COOPER, L.G. (1988). “Competitive maps: the structure underlying asymmetric cross elasticities”, *Management Science*, 34, (6), Junio, pp. 707-723.

COOPER, L. y NAKANISHI, M. (1988). *Market share analysis: evaluating competitive marketing effectiveness*, Boston, Kluwer Academic Publishers.

CORSTJENS, J. y CORSTJENS, M. (1995). *Store wars: the battle for mindspace and shelfspace*, New York, John Wiley & Sons.

COTTERILL, R., PUTSIS JR., W. y DHAR,, R. (2000). “Assesing the competitive interaction between private labels and national brands”, *Journal of Business*, 73, (1), pp. 109-137.

DEIGHTON, J., HENDERSON, C. y NESLIN, S. (1994). “The effects of advertising on brand switching and repeat purchasing”, *Journal of Marketing Research*, XXXI, (Febrero), pp. 28-43.

DESARBO, W. y CHO, J. (1989). “A stochastic multidimensional scaling vector threshold model for the spatial representation of ‘pick any/n’ data”, *Psychometrika*, 54, (Marzo), pp. 105-130.

DESARBO, W. y HOFFMAN, D. (1986). “Simple and weighted unfolding threshold models for the spatial representation of binary choice data”, *Applied Psychological Measurement*, 10, (Septiembre), pp. 247-264.

DESARBO, W. y HOFFMAN, D. (1987). “Constructing MDS joint spaces from binary choice data: a multidimensional unfolding threshold model for marketing research”, *Journal of Marketing Research*, XXIV, (Febrero), pp. 40-54.

DESARBO, W. y JEDIDI, K. (1995). “The spatial representation of heterogeneous consideration sets”, *Marketing Science*, 14, (3, 1 de 2), pp. 327-342.

DESARBO, W., KIM, J., CHAN CHOI, S. y SPAULDING, M. (2002). “A gravity-based multidimensional scaling model for deriving spatial structures underlying consumer preference/choice judgments”, *Journal of Consumer Research*, 29, pp. 91-100

DESARBO, W., KIM, Y., WEDEL, M. y FONG, D. (1998). “A bayesian approach to the spatial representation of market structure from consumer choi-

ce data”, *European Journal of Operational Research*, 111, pp. 285-305.

DESARBO, W. y MANRAI, A. (1992). “A new multidimensional scaling methodology for the analysis of asymmetric proximity data in marketing research”, *Marketing Science*, 11, (1), pp. 1-20.

DESARBO, W. y WU, J. (2001). “The joint spatial representation of multiple variable batteries collected in marketing research”, *Journal of Marketing Research*, XXXVIII, (Mayo), pp. 244-253.

ELROD, T. (1988a). “Choice map: inferring a product-market map from panel data”, *Marketing Science*, 7, (1), pp. 21-40.

ELROD, T. (1988b). “Inferring an ideal-point product-market map from consumer panel data”, en *Data, expert knowledge and decisions*, Gaul, W. y Schader, M. (eds.). Amsterdam: Springer-Verlag, pp. 240-249.

ELROD, T. (1991). “Internal analysis of market structure: recent developments and future prospects”, *Marketing Letters*, 2, (3), pp. 253-266.

ELROD, T. y KEANE, M. (1995). “A factor-analytic probit model for representing the market structure in panel data”, *Journal of Marketing Research*, XXXII, (Febrero), pp. 1-16.

ELROD, T., RUSSELL, G., SHOCKER, A., ANDREWS, R., BACON, L., BAYUS, B., CARROLL, J., JOHNSON, R., KAMAKURA, W., LENK, P., MAZANEC, J., RAO, V. y SHANKAR, V. (2002). “Inferring market structure from customer response to competing and complementary products”, *Marketing Letters*, 13, (3), pp. 221-232.

ERDEM, T. (1996). “A dynamic analysis of market structure based on panel data”, *Marketing Science*, 15, (4), pp. 359-378

FOEKENS, E., LEEFLANG, P. y WITTINK, D. (1997). “Hierarchical versus other market share models for markets with many items”, *International Journal of Research in Marketing*, 14, pp. 359-378.

GIVON, M. y HORSKY, D. (1978): “Market share models as approximators of aggregated heterogeneous brand choice behavior”, *Management Science*, 24, (13), pp. 1404-1416.

GÖNUL, F. y SRINIVASAN, K. (1993). “Modeling multiple sources of heterogeneity in multinomial



logit models: methodological and managerial issues”, *Marketing Science*, 12, (3), pp. 213-229.

GONZÁLEZ, O. (2001): “Modelos de elección y cuota de mercado. Algunas nociones básicas”, *Seminario*, *El uso de datos de escáner en las empresas minoristas*, Albacete, 4 y 5 de Junio.

GREENE, W. (1993). *Econometric analysis*, Prentice Hall, Londres.

GROVER, R. y RAO, V. (1988). “Inferring competitive market structure based on a model of interpurchase intervals”, *International Journal of Research in Marketing*, 5, pp. 55-72.

GROVER, R. y SRINIVASAN, V. (1987). “A simultaneous approach to market segmentation and market structuring”, *Journal of Marketing Research*, XXIV, (Mayo), pp. 139-153.

GUADAGNI, P. y LITTLE, J. (1983). “A logit model of brand choice calibrated on scanner data”, *Marketing Science*, 2, (3), pp. 203-238.

GUPTA, S. (1988). “Impact of sales promotions on when, what and how much to buy”, *Journal of Marketing Research*, XXXI, (Febrero), pp. 128-136.

HAN, S., GUPTA, S. y LEHMANN, D. (2001). “The determination of the order of an autoregression”, *Journal of the Royal Statistical Society*, B 41, pp. 190-195.

HEATH, T. y CHATTERJEE, S. (1995). “Asymmetric decoy effects on lower-quality versus higher-quality brands: meta-analytic and experimental evidence”, *Journal of Consumer Research*, 22, (Diciembre), pp. 268-284.

HEATH, T., RYU, G., CHATTERJEE, S. y MCCARTHY, M. (1997). “Asymmetries in price and quality competition: experimental test of underlying mechanisms”, *Advances in Consumer Research*, 24, pp. 366-374.

HEATH, T., RYU, G., CHATTERJEE, S., MCCARTHY, M., MOTHERSBAUGH, D., MILBERG, S. y GAETH, G. (2000). “Asymmetric competition in choice and the leveraging of competitive disadvantages”, *Journal of Consumer Research*, 27, (Diciembre), pp. 291-308.

HOUSTON, F. y WEISS, D. (1974). “An analysis of competitive market behavior”, *Journal of Marketing Research*, XI, (Mayo), pp. 151-155.

JAIN, D., BASS, F. y CHEN, Y. (1990). “Estimation of latent class models with heterogeneous

choice probabilities: an application to market structuring”, *Journal of Marketing Research*, XXVII, (Febrero), pp. 94-101.

JEDIDI, K. y DESARBO, W. (1991). “A stochastic multidimensional scaling procedure for the spatial representation of three-mode, three-way pick any/j data”, *Psychometrika*, 56, (3), pp. 471-494.

JONES, E. y LANDWEHR, J. (1988): “Removing heterogeneity bias from logit model estimation”, *Marketing Science*, 7, pp. 279-318.

KALYANAM, K. y PUTLER, D. (1997). “Incorporating demographic variables in brand choice models: an indivisible alternatives framework”, *Marketing Science*, 16, (2), pp. 166-181.

KAMAKURA, W. y RUSSELL, G. (1989). “A probabilistic choice model for market segmentation and elasticity structure”, *Journal of Marketing Research*, XXVI, (Noviembre), pp. 379-390.

KANNAN, P. y WRIGHT, G. (1991). “Modeling and testing structured markets: a nested logit approach”, *Marketing Science*, 10, (1), pp. 58-82.

KARANDE, K. y KUMAR, V. (1995). “The effect of brand characteristics and retailer policies on response to retail price promotions: implications for retailers”, *Journal of Retailing*, 71, (3), pp. 249-278.

KOTLER, P. (2000). *Dirección de marketing. Edición del milenio*, Prentice-Hall, Madrid.

KRISHNAMURTHI, L., MAZUMDAR, T. y RAJ, S. (1992). “Assymmetric response to price in consumer brand choice and purchase quantity decisions”, *Journal of Consumer Research*, 19, (Diciembre), pp. 387-400.

KRISHNAMURTHI, L. y RAJ, S. (1998). “A model of brand choice and purchase quantity price sensitivities”, *Marketing Science*, 7, (1) pp. 1-20.

KRISHNAMURTHI, L. y RAJ, S. (1991). “An empirical analysis if the relationship between brand loyalty and consumer price elasticity”, *Marketing Science*, 10, (Primavera) pp. 172-183.

KRISHNAMURTHI, L., RAJ, S. y SIVAKUMAR, K. (1995). “Unique inter-brand effects of price on brand choice”, *Journal of Business Research*, 34, pp. 47-56.

KUMAR, V. y PEREIRA, A. (1997). “Assesing the competitive impact of type, timing, frequency and magnitude of retail promotions”, *Journal of Business Research*, 40, pp. 1-13.



LATTIN, J. y BUCKLIN, R. (1998). "Reference effects of price and promotion on brand choice behavior", *Journal of Marketing Research*, XXVI, (Agosto), pp. 299-310.

LEEFLANG, P., WITTINK, D., WEDEL, M. y NAERT, P. (2000). *Building models for marketing decisions*, Kluwer Academic Publishers, Londres.

LEFKOFF-HAGIUS, R. y MASON, C. (1993). "Characteristic, beneficial and image attributes in consumer judgments of similarity and preference", *Journal of Consumer Research*, 20, pp. 100-110.

LIAO, T. (1994). *Interpreting probability models. Logit, probit and other generalized linear models*, Sage Publications, USA.

LIN, C., WU, W. y WANG, ZF. (2000). "A study of market structure: brand loyalty and brand switching behaviours for durable household appliances", *International Journal of Market Research*, 42, (3), pp. 277-300.

LÓPEZ, P. (1999). "Sources and implications of asymmetric competition: an empirical study", *Documents de treball*, Vol. 99/4, Universidad Autònoma de Barcelona.

LÓPEZ, P. y LLONCH, J. (2003). "La competencia asimétrica y la rivalidad entre marcas: implicaciones en el análisis de la demanda", *Revista Española de Investigación de Marketing*, 7, (1), pp. 123-142.

MACKAY, D., EASLEY, R. y ZINNES, J. (1995). "A single ideal point model for market structure analysis", *Journal of Marketing Research*, XXXII, (Noviembre), pp. 433-443.

MARCATI, A., CORRADO, R. y ODORICI, V. (2004). "Market structure analysis and cross category choice behavior: methodology and application to the print media industry", *33rd EMAC Conference*, 18-21 Mayo, Murcia.

MCFADDEN, D. (1974). "Conditional logit analysis of qualitative choice behavior", en ZAREMBKA, P. (ed.), *Frontiers in econometrics*, Academic Press, New York, pp. 105-142.

MCFADDEN, D. (1977). "Econometric models of probabilistic choice", en MANSKI, C.F. y MCFADDEN, D. (eds.), *Estructural analysis of discrete data with econometric applications*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

MELA, C., GUPTA, S. y JEDIDI, K. (1998). "Assessing long-term promotional influences on

market structure", *International Journal of Research in Marketing*, 15, pp. 89-107.

MOORE, W. y WINER, R. (1987). "A panel data based method for merging joint space and market response function estimation", *Marketing Science*, 6, (1), pp. 25-42.

NARASIMHAN, C. (1988). "Competitive promotional strategies", *Journal of Business*, 61, (4), pp. 427-449.

NOWLIS, S. y SIMONSON, I. (1996). "The effect of new product features on brand choice", *Journal of Marketing Research*, XXXIII, (Febrero), pp. 36-46.

NOWLIS, S. y SIMONSON, I. (2000). "Sales promotions and the choice context as competing influences on consumer decision making", *Journal of Consumer Psychology*, 9, (1), pp. 1-16.

ORTMEYER, G., LATTIN, J. y MONTGOMERY, D. (1991). "Individual differences in response to consumer promotions", *International Journal of Research in Marketing*, 8, (3), pp. 169-186.

PAPATLA, P. (1996). "A multiplicative fixed-effects model of consumer choice", *Marketing Science*, 15, (3), pp. 243-261.

QUELCH, J. y HARDING, D. (1996). "Brand vs. private labels: fighting to win", *Harvard Business Review*, 74, (1), pp. 99-109

RAJU, J., SETHURAMAN, R. y DHAR, S. (1995). "The introduction and performance of store brands", *Management Science*, 41, (6), pp. 957-978.

RAMASWAMY, V. y DESARBO, W. (1990). "SCULPTRE: A new methodology for deriving and analyzing hierarchical product-market structures from panel data", *Journal of Marketing Research*, XXVII, (Noviembre), pp. 418-27.

ROY, R., CHINTAGUNTA, P. y HALDAR, S. (1996). "A framework for investigating habits, "the hand of past", and heterogeneity in dynamic brand choice", *Marketing Science*, 15, (3), pp. 280-299.

RUSSELL, G. y BOLTON, R. (1988). "Implications of market structure for elasticity structure", *Journal of Marketing Research*, XXV, (Agosto), pp. 229-241.

RUSSELL, G., BUCKLIN, R. y SRINIVASAN, V. (1993). "Identifying multiple preference segments from own- and cross-price elasticities", *Marketing Letters*, 4, (1), pp. 5-18.



RUSSELL, G. y KAMAKURA, W. (1994). "Understanding brand competition using micro and macro scanner data", *Journal of Marketing Research*, XXXI, (Mayo), pp. 289-303.

SAMUELSON, P. y NORDHAUS, W. (2001). *Economics, 17th Ed.*, McGraw-Hill, USA.

SÁNCHEZ, M., GÓMEZ, M.A. y FRASQUET, M. (2001). "Modelización de la elección del consumidor con datos de escáner: logit multinomial y logit anidado", *Seminario "El uso de datos de escáner en empresas minoristas"*, Albacete, 4 y 5 de Junio.

SETHURAMAN, R. y SRINIVASAN, V. (2002). "The asymmetric share effect: an empirical generalization on cross-price effects", *Journal of Marketing Research*, XXXIX, pp. 379-386.

SETHURAMAN, R., SRINIVASAN, V. y KIM, D. (1999). "Asymmetric and neighborhood cross-price effects: some empirical generalizations", *Marketing Science*, 18, (1), pp. 23-41.

SHUGAN, S. (1987). "Estimating brand positioning maps using supermarket scanning data", *Journal of Marketing Research*, XXIV, (Febrero), pp. 1-18.

SINHA, A. (2000). "Understanding supermarket competition using choice maps", *Marketing Letters*, 11, (1), pp. 21-35

SINHA, I. y DESARBO, W. (1998). "An integrated approach toward the spatial modeling of perceived customer value", *Journal of Marketing Research*, XXXV, (Mayo), pp.236-249.

SIVAKUMAR, K. (2000). "Understanding price-tier competition: methodological issues and their managerial significance", *Journal of Product & Brand Management*, 9, (5), pp. 291-303.

SIVAKUMAR, K. y RAJ, S. (1997). "Quality tier competition: how price change influences brand choice and category choice", *Journal of Marketing*, 61, (Julio), pp. 71-84.

SOLGAARD, H. y HANSEN, T. (2003). "A hierarchical Bayes model of choice between supermarket formats", *Journal of Retailing and Consumer Services*, 10, (3), pp. 169-180.

SUÁREZ, A., RODRÍGUEZ, I., RODRÍGUEZ, J.M. y MORAL, I. (2004). "Accounting for heterogeneity in shopping centre choice models", *Journal of Retailing and Consumer Services*, 11, (2), pp. 119-129.

STERN, P. y HAMMOND, K. (2004). "The relationship between customer loyalty and purchase incidence", *Marketing Letters*, 15, (1), pp. 5-19.

SUN, B., NESLIN, S. y SRINIVASAN, K. (2003). "Measuring the impact of promotions on brand switching when consumers are forward looking", *Journal of Marketing Research*, XL, (4), pp. 389-405.

TELLIS, G. y ZUFREYDEN, F. (2004). "Tackling the retailer decision maze: which brands to discount, how much, when and why?", *Marketing Science*, 14, (3, part 1 of 2), pp. 271-299.

URBAN, G., JOHNSON, P. y HAUSER, J. (1984). "Testing competitive market structures", *Marketing Science*, 3, (2), pp. 83-112

VAN HEERDE, H., MELA, C. y MANCHANDA, P. (2004). "The dynamic effect of innovation on market structure", *Journal of Marketing Research*, XLI, (Mayo), pp. 166-183.

VÁZQUEZ, R., SANTOS, L. y DÍAZ, A. (1999). "Decisiones de selección de marca del consumidor y estimación de precios de referencia: impacto sobre la estrategia detallista", *Revista Española de Investigación de Marketing*, 2, (2), pp. 117-140

WAARTS, E., CARREE, M. y WIERENGA, B. (1991). "Full information maximum likelihood estimation of brand positioning maps using supermarket scanning data", *Journal of Marketing Research*, XXVIII, (Noviembre), pp. 483-490.

ZENOR, M., BRONNENBERG, B. y MCALISTER, L. (1998). "The impact of marketing policy on promotional price elasticities and baseline sales", *Journal of Retailing and Consumer Services*, 5, (1), pp. 25-32.

Fecha recepción: 11/06/2005

Fecha aceptación: 20/12/2005



ANEXO
Estadísticos descriptivos de las variables en el análisis

	Carbonell	MdD	Coosur	Masía	Española	Elosúa	Giralda	Ybarra	1 ^{er} precio	Mueloliva
Cuota de mercado (VarY)										
Media	0,32	0,23	0,22	0,04	0,07	0,033	0,032	0,03	0,013	0,002
Máximo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Desviación	0,42	0,37	0,34	0,14	0,18	0,11	0,1	0,12	0,04	0,001
Precio compra (PCOM_ACT)										
Media	2,69	2,04	2,34	2,42	2,4	2,35	2,26	2,44	2,09	2,55
Máximo	2,69	2,1	2,39	2,49	2,45	2,35	2,59	2,45	2,09	2,55
Mínimo	2,67	1,99	2,29	2,37	2,08	2,35	1,95	1,75	2,09	2,45
Desviación	0,0006	0,023	0,03	0,051	0,031	0	0,32	0,036	0	0,02
Presencia en folleto (FOLLETO)										
Media	0,37	0,33	0,06	0,19	0,19	0	0	0,07	0	0
Máximo	1	1	1	1	1	0	0	1	0	0
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Desviación	0,48	0,47	0,24	0,39	0,39	0	0	0,26	0	0
Lealtad anterior (LEAL_ANT)										
Media	0,29	0,19	0,15	0,02	0,035	0,016	0,009	0,01	0,002	0
Máximo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Desviación	0,45	0,39	0,36	0,14	0,18	0,12	0,09	0,12	0,05	0

