

## **ESTIMACIÓN DE DEMANDA Y DEFINICIÓN DE MERCADOS EN PRODUCTOS CON DIFERENCIACIÓN VERTICAL: EL CASO DE LA CERVEZA EN LA ARGENTINA**

Germán Coloma (Universidad del CEMA, Buenos Aires, Argentina)

### **Resumen**

Este trabajo analiza el tema de la estimación de demanda y la definición de mercados en sectores en los que los productos están diferenciados verticalmente. En él se explica una metodología empírica basada en elasticidades de sustitución, que después se aplica a la industria cervecera argentina, utilizando datos del período 2011-2017. Los resultados se comparan luego con otros equivalentes, obtenidos usando una metodología alternativa, y se concluye que en la Argentina pueden identificarse dos mercados relevantes en el sector cervecero (correspondientes a cervezas de calidad media y alta, y a cervezas de calidad más baja).

**Palabras clave:** estimación de demanda, definición de mercados, elasticidad, cerveza.

**Clasificación del JEL:** C3, L4, L6.

## **DEMAND ESTIMATION AND MARKET DELINEATION IN PRODUCTS WITH VERTICAL DIFFERENTIATION: THE CASE OF BEER IN ARGENTINA**

Germán Coloma (CEMA University, Buenos Aires, Argentina)

### **Abstract**

This paper analyzes the topic of demand estimation and market delineation in economic sectors where products are vertically differentiated. In it, we explain an empirical methodology based on elasticities of substitution, which is then applied to the Argentine beer industry, using data from the period 2011-2017. The results are compared to equivalent ones obtained using an alternative methodology, concluding that in Argentina we can identify two relevant markets in the beer sector (corresponding to high/medium quality beers, and to lower quality beers).

**Keywords:** demand estimation, market delineation, elasticity, beer.

**JEL Classification:** C3, L4, L6.

# ESTIMACIÓN DE DEMANDA Y DEFINICIÓN DE MERCADOS EN PRODUCTOS CON DIFERENCIACIÓN VERTICAL: EL CASO DE LA CERVEZA EN LA ARGENTINA

Germán Coloma (Universidad del CEMA, Buenos Aires, Argentina)\*

La definición de mercados implica el uso de procedimientos destinados a inferir si dos o más productos pertenecientes a cierta industria forman parte del mismo mercado. Dichos procedimientos pueden ser de diferente naturaleza, pero en todos los casos involucran algún test sobre el grado de sustitución entre los productos bajo análisis. Uno de los principales caminos para implementar la definición de mercados es la estimación de demandas. Ese es el enfoque que utilizaremos en este trabajo, aplicándolo a un caso en el cual los productos involucrados están diferenciados verticalmente.

La diferenciación vertical implica que los productos pueden ordenarse de acuerdo con su calidad, y es por lo tanto posible suponer que la sustitución entre ellos es directa cuando ocurre entre bienes de calidad relativamente similar, pero que es indirecta si se da entre productos cuyas calidades difieren de manera considerable. Esto permite suponer que la elasticidad de sustitución entre dos productos será positiva si ambos son “adyacentes” en cuanto a su posición en el espacio de la calidad, y que en cambio será nula si dichos productos no son adyacentes.

Utilizando esa idea en el contexto de una estimación de demanda, presentaremos aquí una variación del llamado “sistema de demandas con elasticidades de sustitución” (SEDS, por su sigla en inglés), aplicado a un sector en el cual los productos difieren de acuerdo con su calidad. Ese método generará un conjunto de coeficientes que pueden interpretarse en términos de elasticidades-precio propias, y en términos de elasticidades de sustitución. Tales coeficientes, además, tendrán valores que se relacionarán con la posible inclusión de los productos en cierto “mercado relevante”. La manera de saber si dos productos pertenecen al mismo mercado relevante consiste en comparar sus respectivas elasticidades-precio propias con cierta “elasticidad crítica”, que puede calcularse usando una variación del llamado “test del monopolista hipotético”.

La metodología propuesta será aplicada al caso del sector cervecero argentino, usando datos del período 2011-2017. Este es un sector en el cual la diferenciación de productos tiene lugar básicamente en términos de calidad, ya que las diferentes marcas de cerveza pueden incluirse en ciertos segmentos (*superpremium*, *premium*, *medium*, *low end*) que agrupan a los productos de acuerdo con su respectivo nivel de precios (y, por lo tanto, también de acuerdo con su nivel de calidad implícito).

La estructura de este trabajo será la siguiente. En la sección 1 describiremos el procedimiento básico para estimar demandas verticalmente diferenciadas, usando el modelo de demanda con elasticidades de sustitución. Luego, en la sección 2 expondremos las principales cifras de la industria cervecera argentina durante el período analizado, y presentaremos la estimación de demanda para los cuatro segmentos básicos identificados en dicha industria. En la sección 3, por su parte, aplicaremos el concepto de elasticidad crítica para determinar si dichos segmentos son realmente mercados en sí mismos, o si algunos de ellos deben ser incluidos en un único mercado más agregado. En la sección 4 compararemos nuestros resultados con los obtenidos a través de un procedimiento alternativo conocido como “método de LaFrance”. Finalmente, en la sección 5 presentaremos las principales conclusiones de todo lo analizado.

## 1. Estimación de demandas con diferenciación vertical

Supongamos que existe un sector con  $N$  productos verticalmente diferenciados, de modo que el producto  $i$  tenga una calidad menor que el producto  $h$  pero una calidad mayor que el producto  $j$ . Si las demandas de dichos productos siguen una especificación

---

\* Este artículo es básicamente una reelaboración de Coloma (2023). Agradezco los comentarios de Andrey Aistov, Yanyou Chen y Alexander Slastnikov a dicho trabajo.

logarítmica, entonces el sistema completo de demandas puede representarse a través de N-2 ecuaciones que adoptan la siguiente forma:

$$\ln(Q_i) = \alpha_i + \beta_{ih} \cdot \ln(P_h) + \beta_{ii} \cdot \ln(P_i) + \beta_{ij} \cdot \ln(P_j) + \beta_{iY} \cdot \ln(Y) + \rho \cdot \ln(Q_{i(t-1)}) \quad (1) ;$$

donde  $Q_i$  es la cantidad del producto  $i$ ;  $P_h$  es el precio del producto  $h$ ,  $P_i$  es el precio del producto  $i$ ,  $P_j$  es el precio del producto  $j$ ,  $Y$  es el ingreso de los consumidores, y  $Q_{i(t-1)}$  es la cantidad del producto  $i$  comprada en el período anterior.<sup>1</sup> Del mismo modo, el sistema tendrá una ecuación adicional para el producto 1 (o sea, el de máxima calidad) con la siguiente especificación:

$$\ln(Q_1) = \alpha_1 + \beta_{11} \cdot \ln(P_1) + \beta_{12} \cdot \ln(P_2) + \beta_{1Y} \cdot \ln(Y) + \rho \cdot \ln(Q_{1(t-1)}) \quad (2) ;$$

así como también otra ecuación para el producto N (o sea, el de menor calidad) cuya forma funcional será:

$$\ln(Q_N) = \alpha_N + \beta_{N(N-1)} \cdot \ln(P_{N-1}) + \beta_{NN} \cdot \ln(P_N) + \beta_{NY} \cdot \ln(Y) + \rho \cdot \ln(Q_{N(t-1)}) \quad (3) .$$

Nótese que la lógica detrás de las ecuaciones 1-3 es que, en este modelo, cada producto puede ser sustituido por (como mucho) dos productos adicionales: el que tiene una calidad un poco mayor y el que tiene una calidad un poco menor. Esto implica que la sustitución directa solo ocurre entre “productos adyacentes”, o sea, entre bienes cuyos niveles de calidad son relativamente cercanos.

Los coeficientes de las funciones de demanda de nuestro sistema de ecuaciones tienen una interpretación económica directa, relacionada con el concepto de elasticidad. Por lo tanto,  $\beta_{ii}$  puede interpretarse como la elasticidad-precio propia de corto plazo del producto  $i$ , en tanto que  $\beta_{ih}$  y  $\beta_{ij}$  son elasticidades cruzadas de corto plazo. Del mismo modo,  $\beta_{iY}$  es la elasticidad ingreso de corto plazo del producto  $i$ , mientras que  $\rho$  es el coeficiente de autocorrelación entre las cantidades demandadas en dos períodos consecutivos de tiempo, que suponemos que es el mismo en todas las ecuaciones.

Las cifras obtenidas pueden usarse también para estimar elasticidades de largo plazo. Dividiendo los correspondientes coeficientes de elasticidad por “ $1-\rho$ ”, resulta posible obtener estimadores para las elasticidades de largo plazo propias, cruzadas y respecto del ingreso. Las propias funciones de demanda, además, pueden modificarse para incluir las denominadas “restricciones de homogeneidad”, que prescriben que la suma de todas las elasticidades precio e ingreso debe ser igual a cero en cada ecuación. En nuestro caso, eso implica reescribir la ecuación 1 de la siguiente manera:

$$\ln(Q_i) = \alpha_i + \beta_{ih} \cdot \ln(P_h/Y) + \beta_{ii} \cdot \ln(P_i/Y) + \beta_{ij} \cdot \ln(P_j/Y) + \rho \cdot \ln(Q_{i(t-1)}) \quad (4) ;$$

y definir a  $\beta_{iY}$  como igual a “ $-\beta_{ih} - \beta_{ii} - \beta_{ij}$ ”.<sup>2</sup>

Si todas las ecuaciones se estiman de manera simultánea, resulta también posible incluir restricciones de simetría que relacionen a las elasticidades cruzadas entre sí. Dichas restricciones pueden modelarse usando el concepto de elasticidad de sustitución ( $\sigma_{ij}$ ), introduciendo dicha elasticidad en dos ecuaciones de demanda consecutivas (por ejemplo, en las correspondientes a los productos  $i$  y  $j$ ).<sup>3</sup> Esto implica que:

$$\ln(Q_i) = \alpha_i + \sigma_{hi} \cdot s_h \cdot \ln(P_h/Y) + \beta_{ii} \cdot \ln(P_i/Y) + \sigma_{ij} \cdot s_j \cdot \ln(P_j/Y) + \rho \cdot \ln(Q_{i(t-1)}) \quad (5) ;$$

<sup>1</sup> La teoría implícita detrás de este enfoque es la que propuso originalmente Sutton (1986). Véase también Bonnisseau & Lahmandi (2007) y Hernández & Morganti (2022).

<sup>2</sup> Para una explicación más detallada de esta relación, véase Alston, Chalfant & Piggott (2002).

<sup>3</sup> La inclusión de dichas restricciones puede hacerse de distintas maneras. Para otras alternativas aplicables a modelos de demanda logarítmica, véase Yang & Preckel (2020).

$$\ln(Q_j) = \alpha_j + \sigma_{ij} \cdot s_i \cdot \ln(P_i/Y) + \beta_{jj} \cdot \ln(P_j/Y) + \sigma_{jk} \cdot s_k \cdot \ln(P_k/Y) + \rho \cdot \ln(Q_{j(t-1)}) \quad (6) ;$$

donde  $\sigma_{hi}$ ,  $\sigma_{ij}$  y  $\sigma_{jk}$  son elasticidades de sustitución, y  $s_h$ ,  $s_i$ ,  $s_j$  y  $s_k$  son las participaciones de mercado en términos de ingresos por ventas de los productos  $h$ ,  $i$ ,  $j$  y  $k$ . Nótese que  $\sigma_{ij}$  es un parámetro que aparece en dos ecuaciones consecutivas. Su relación con las correspondientes elasticidades cruzadas es la siguiente:

$$\beta_{ij} = \sigma_{ij} \cdot s_j \quad ; \quad \beta_{ji} = \sigma_{ij} \cdot s_i \quad (7) .$$

La simetría de la elasticidad de sustitución tiene que ver con la idea de que la misma es un parámetro que depende de la utilidad que los consumidores derivan del consumo de dos bienes diferentes. En rigor, este concepto se relaciona con el cociente entre las utilidades marginales de los bienes, que no depende del orden en el cual se lleven a cabo las derivadas de la función de utilidad. La relación entre elasticidades de sustitución y elasticidades cruzadas, por su parte, tiene que ver con la interacción entre la función de utilidad y las restricciones presupuestarias de los consumidores, y eso hace que cada elasticidad cruzada dependa de la elasticidad de sustitución y de la participación en términos de ingresos por venta (o en términos de gasto de los consumidores) de cada uno de los bienes analizados.<sup>4</sup>

A fin de estimar nuestro modelo de demanda con elasticidades de sustitución, resulta útil emplear un procedimiento estadístico que tenga en cuenta la endogeneidad que se produce bajo este tipo de especificaciones. Esto se debe a que, en las ecuaciones 5 y 6, hay variables independientes que incluyen participaciones de mercado, y dichas participaciones se calculan utilizando las cantidades de los distintos productos (que son a su vez las variables dependientes del sistema de demandas). Para resolver este problema de endogeneidad, es necesario usar variables instrumentales que reemplacen a las variables endógenas. En este caso, es posible hacerlo empleando como instrumentos a las variables originales del sistema (es decir, a los logaritmos de los cocientes entre precios e ingreso).

## 2. Una aplicación al sector cervecero argentino

### 2.1. Descripción de los datos

La base de datos que utilizaremos para estimar la demanda de cerveza en la Argentina está formada básicamente por series de datos mensuales sobre cantidades e ingresos por ventas para las diferentes marcas de cerveza durante el período que va de junio de 2011 a junio de 2017.<sup>5</sup> Dividiendo los ingresos por ventas por sus correspondientes cantidades asociadas, es posible obtener también series de precios medios, que también tienen una frecuencia mensual. Si ordenamos las diferentes marcas de acuerdo a dichos precios medios, resulta posible además formar varios segmentos, que agrupan a las marcas en conjuntos más amplios.

Tradicionalmente, en el sector cervecero argentino, las empresas han agrupado a las marcas de cerveza en tres segmentos según su calidad relativa: alto (*high end*), medio (*medium*) y bajo (*low end*).<sup>6</sup> En años recientes, sin embargo, se ha generalizado la costumbre de subdividir el segmento alto en dos subgrupos, que pueden denominarse “*premium*” y “*superpremium*” (ver cuadro 1).

<sup>4</sup> Para una explicación más completa de la teoría detrás de este resultado, véase Coloma (2009). Véase también Greer (2012), para más detalles acerca de las diferencias entre elasticidades-precio y elasticidades de sustitución.

<sup>5</sup> Toda la información acerca del sector cervecero argentino que usamos en este estudio proviene de datos elaborados por la consultora A. C. Nielsen. Los ingresos corresponden a las ventas a consumidores finales.

<sup>6</sup> Esta idea de que la calidad es la principal causa de diferenciación en la industria cervecera no es, sin embargo, la única posible. Algunos autores han desarrollado modelos de estimación de demanda de cerveza suponiendo algún tipo de diferenciación horizontal. Véase, por ejemplo, Rojas & Peterson (2008) o Toro, McCluskey & Mittelhammer (2014).

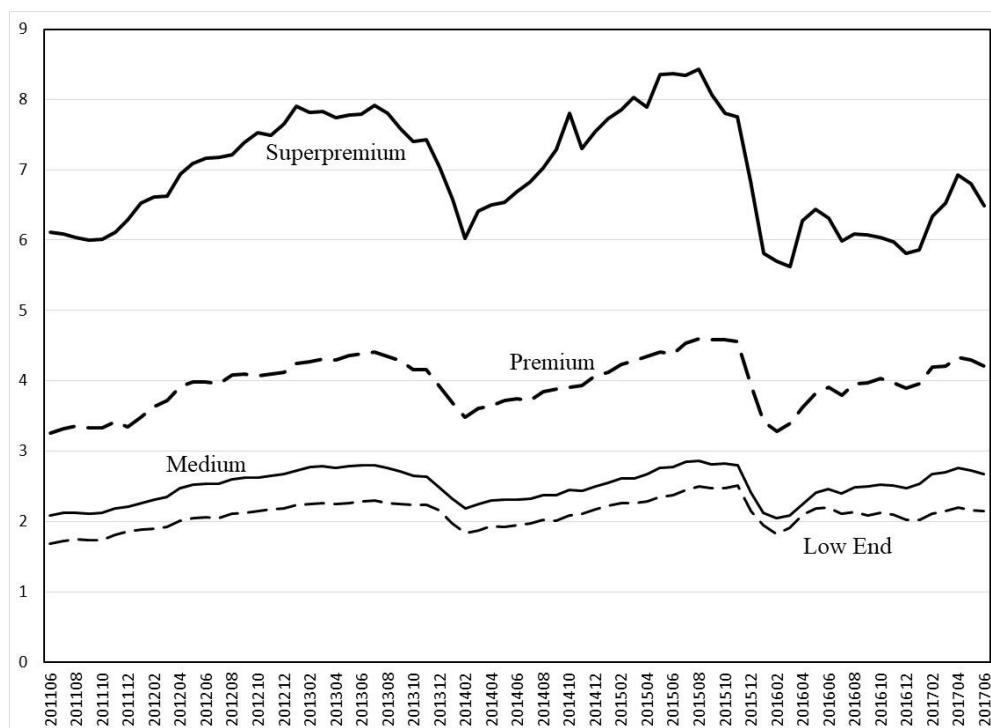
**Cuadro 1. Sector cervecero argentino (2011/2017)**

Concepto / Año	2011/12	2012/13	2013/14	2014/15	2015/16	2016/17
Cantidad (millones litros)						
<i>Superpremium</i>	8,17	8,18	7,91	7,16	13,67	22,99
<i>Premium</i>	138,18	146,33	153,62	158,73	161,44	167,78
<i>Medium</i>	759,12	745,81	703,70	706,84	650,63	563,75
<i>Low End</i>	332,09	336,42	329,59	379,77	397,02	416,68
<b>Total</b>	<b>1237,56</b>	<b>1236,74</b>	<b>1194,82</b>	<b>1252,50</b>	<b>1222,76</b>	<b>1171,21</b>
Precio (USD/litro)						
<i>Superpremium</i>	6,4758	7,6198	6,9757	7,7359	6,7498	6,2560
<i>Premium</i>	3,5796	4,1950	3,9024	4,1101	3,9678	4,0790
<i>Medium</i>	2,2839	2,6974	2,4603	2,5405	2,4669	2,5828
<i>Low End</i>	1,8780	2,1988	2,0649	2,1922	2,1969	2,1105
<b>Total</b>	<b>2,3473</b>	<b>2,7715</b>	<b>2,5665</b>	<b>2,6635</b>	<b>2,6253</b>	<b>2,7012</b>

**Fuente:** Elaboración propia basada en datos de A. C. Nielsen.

De las cifras del cuadro 1 surge que el volumen del segmento *superpremium* es por lejos el más pequeño, en tanto que la categoría más grande es la constituida por el segmento *medium*. Sin embargo, el segmento *superpremium* es el que más creció en términos porcentuales (181% entre 2011 y 2017), en tanto que el segmento *medium* es el único cuyo volumen se redujo durante el período analizado (-26%). El segmento *superpremium* mantuvo además un nivel de precios que estuvo siempre por lo menos 53% por encima del correspondiente al segmento *premium*, en tanto que los otros tres segmentos tuvieron niveles de precios mucho más cercanos entre sí (ver gráfico 1).

**Gráfico 1. Evolución de los precios de la cerveza en la Argentina (USD/litro)**

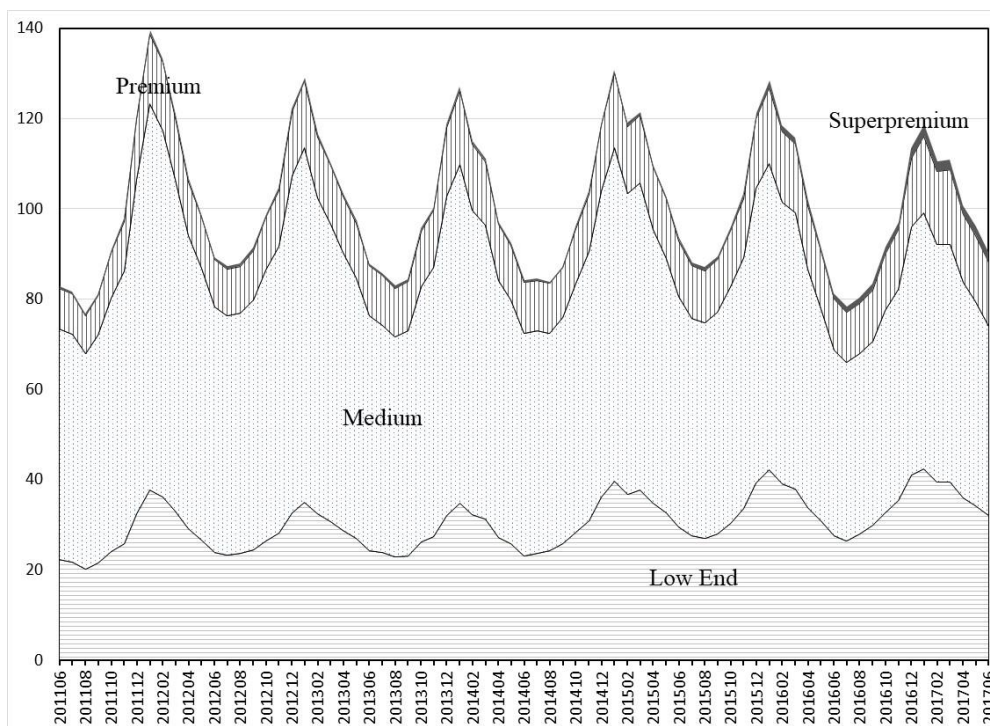


**Fuente:** Elaboración propia basada en datos de A. C. Nielsen.

Otra característica del sector cervecero relacionada con el comportamiento de su demanda tiene que ver con la existencia de una fuerte estacionalidad. En la Argentina, en general, las ventas de cerveza tienen su pico en el mes de diciembre. Luego de eso, la

demanda de cerveza tiende a caer hasta junio, y allí comienza a recuperarse hasta alcanzar un nuevo pico en el siguiente mes de diciembre. Esto parece ser un movimiento general para todos los tipos de cerveza, tal como puede verse en el gráfico 2.

**Gráfico 2. Cantidades mensuales vendidas (en millones de litros)**



**Fuente:** Elaboración propia basada en datos de A. C. Nielsen.

Todas las marcas importantes de cerveza en la Argentina son producidas y vendidas por solamente dos empresas: Anheuser-Busch InBev (ABI) y Compañía de Cervecerías Unidas (CCU). Ambas son empresas internacionales, pero mientras ABI tiene una amplia presencia en casi todo el mundo (Norteamérica, Europa, África, Asia), CCU solo opera en América del Sur. Sus respectivas participaciones de mercado son también muy diferentes, principalmente porque las tres marcas de cerveza con mayor *market share* (Quilmes, Brahma y Stella Artois) son elaboradas y comercializadas por ABI. En el cuadro 2 puede observarse la evolución de las participaciones de mercado de las distintas marcas durante el período 2011-2017. En dicho cuadro, las marcas están clasificadas según el segmento al cual pertenecen, y también según la empresa que las provee.

El *matching* entre marcas y empresas que aparece en el cuadro 2 corresponde al final del período 2011-2017. Durante dicho período, sin embargo, algunas marcas fueron transferidas de una empresa a otra. Budweiser y Corona (ABI), por ejemplo, eran originalmente comercializadas por CCU, en tanto que Isenbeck (CCU) era una marca de una tercera empresa que operaba en el mercado argentino (denominada CASA) y que se retiró del mismo a principios de 2017.<sup>7</sup> Entre las marcas *premium* de CCU, además, aparecen incluidas Warsteiner y Miller (que antes eran elaboradas por CASA), en tanto que en el grupo de marcas *medium* de CCU se encuentra Norte (que antes era elaborada por ABI). Lo mismo ocurre dentro del grupo de otras marcas *low end* de CCU, en el cual aparecen sumadas las ventas de las marcas Báltica e Iguana (que antes eran comercializadas por ABI) y Diosa (que antes era comercializada por CASA).

<sup>7</sup> En realidad, dicha salida del mercado fue consecuencia de la adquisición a nivel mundial de otra empresa internacional (SABMiller) por parte de ABI. CASA, en rigor, era en sus últimos años la filial argentina de SABMiller.

**Cuadro 2. Participaciones de mercado por marca (2011/2017)**

Marca	Segmento	Empresa	2011/13	2013/15	2015/17	Promedio
Corona	Superpremium	ABI	1,20%	1,09%	2,52%	1,86%
Otras ABI	Superpremium	ABI	0,47%	0,50%	1,10%	0,81%
Otras CCU	Superpremium	CCU	0,15%	0,13%	0,22%	0,18%
Stella Artois	Premium	ABI	11,09%	12,18%	11,55%	11,66%
Heineken	Premium	CCU	4,96%	4,85%	5,16%	5,03%
Otras CCU	Premium	CCU	1,49%	2,54%	4,21%	3,23%
Quilmes	Medium	ABI	47,05%	43,32%	36,34%	40,32%
Budweiser	Medium	ABI	4,70%	4,71%	5,11%	4,92%
Isenbeck	Medium	CCU	2,23%	2,26%	2,39%	2,32%
Otras ABI	Medium	ABI	2,59%	2,49%	2,27%	2,39%
Otras CCU	Medium	CCU	2,52%	2,11%	1,53%	1,88%
Brahma	Low End	ABI	13,64%	16,67%	19,79%	17,77%
Schneider	Low End	CCU	3,19%	3,02%	3,54%	3,32%
Otras CCU	Low End	CCU	4,72%	4,13%	4,27%	4,31%

**Fuente:** Elaboración propia basada en datos de A. C. Nielsen.

## 2.2. Estimación de demandas

En esta sección de nuestro trabajo estimaremos funciones de demanda para los distintos segmentos de la industria cervecera. Debido a la estacionalidad que la demanda de cerveza parece tener en la Argentina, hemos corrido regresiones que incorporan dicho fenómeno a través de variables *dummy* mensuales.<sup>8</sup> Como también hemos visto que los distintos segmentos del mercado se han comportado de manera diferente durante los seis años de nuestra muestra, incluimos además una variable de tendencia en las ecuaciones, para capturar la distinta evolución que dichos segmentos pueden haber tenido. Como consecuencia de todo ello, el modelo logarítmico de demanda para nuestros cuatro productos (segmentos) es en principio el siguiente:

$$\begin{aligned} \log(qsuper) = & c(1) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(13)*trend \\ & + c(14)*\log(psuper) + c(15)*\log(ppremium) + c(16)*\log(ynom) \\ & + c(17)*\log(qsuper(-1)) \end{aligned} \quad (8);$$

$$\begin{aligned} \log(qpremium) = & c(21) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(23)*trend \\ & + c(24)*\log(psuper) + c(25)*\log(ppremium) + c(26)*\log(pmedium) \\ & + c(27)*\log(ynom) + c(17)*\log(qpremium(-1)) \end{aligned} \quad (9);$$

$$\begin{aligned} \log(qmedium) = & c(31) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(33)*trend \\ & + c(35)*\log(ppremium) + c(36)*\log(pmedium) + c(37)*\log(plowend) \\ & + c(38)*\log(ynom) + c(17)*\log(qmedium(-1)) \end{aligned} \quad (10);$$

$$\begin{aligned} \log qlowend) = & c(41) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(43)*trend \\ & + c(46)*\log(pmedium) + c(47)*\log(plowend) + c(48)*\log(ynom) \\ & + c(17)*\log qlowend(-1)) \end{aligned} \quad (11);$$

donde *qsuper*, *qpremium*, *qmedium* y *qlowend* son cantidades (medidas en litros); *psuper*, *ppremium*, *pmedium* y *plowend* son precios (en pesos argentinos por litro); *ynom* es el

<sup>8</sup> Estas regresiones, como todas las que se realizaron para el presente trabajo, fueron llevadas a cabo utilizando el programa informático EViews 10.

ingreso nominal de los consumidores (estimado a través de un indicador que combina la evolución del índice de precios al consumidor –IPC– y del estimador mensual de actividad económica –EMAE–); *feb, mar, apr, may, jun, jul, aug, sep, oct, nov* y *dec* son variables *dummy* mensuales; *trend* es una variable de tendencia; y (-1) indica que cierta variable tiene un período de rezago. Los coeficientes  $c(1)$  a  $c(48)$ , por su parte, son los que se estiman utilizando un sistema de ecuaciones simultáneas.

Si ahora incluimos en las estimaciones a las restricciones de homogeneidad, el sistema formado por las ecuaciones 8 a 11 se transforma, ya que  $c(16)$ ,  $c(27)$ ,  $c(38)$  y  $c(48)$  desaparecen como coeficientes autónomos, y el modelo queda expresado como:

$$\begin{aligned} \log(qsuper) = & c(1) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(13)*trend \\ & + c(14)*\log(psuper/ynom) + c(15)*\log(ppremium/ynom) + c(17)*\log(qsuper(-1)) \end{aligned} \quad (12) ;$$

$$\begin{aligned} \log(qpremium) = & c(21) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(23)*trend \\ & + c(24)*\log(psuper/ynom) + c(25)*\log(ppremium/ynom) + c(26)*\log(pmedium/ynom) \\ & + c(17)*\log(qpremium(-1)) \end{aligned} \quad (13) ;$$

$$\begin{aligned} \log(qmedium) = & c(31) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(33)*trend \\ & + c(35)*\log(ppremium/ynom) + c(36)*\log(pmedium/ynom) + c(37)*\log(plowend/ynom) \\ & + c(17)*\log(qmedium(-1)) \end{aligned} \quad (14) ;$$

$$\begin{aligned} \log(qlowend) = & c(41) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(43)*trend \\ & + c(46)*\log(pmedium/ynom) + c(47)*\log(plowend/ynom) + c(17)*\log(qlowend(-1)) \end{aligned} \quad (15) .$$

La última modificación del modelo tiene que ver con la inclusión de las restricciones de simetría (a través del uso de elasticidades de sustitución), y esto implica que el sistema de ecuaciones se convierte en lo siguiente:

$$\begin{aligned} \log(qsuper) = & c(1) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(13)*trend \\ & + c(14)*\log(psuper/ynom) + c(15)*\log(ppremium/ynom)*spremium \\ & + c(17)*\log(qsuper(-1)) \end{aligned} \quad (16) ;$$

$$\begin{aligned} \log(qpremium) = & c(21) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(23)*trend \\ & + c(15)*\log(psuper/ynom)*ssuper + c(25)*\log(ppremium/ynom) \\ & + c(26)*\log(pmedium/ynom)*smedium + c(17)*\log(qpremium(-1)) \end{aligned} \quad (17) ;$$

$$\begin{aligned} \log(qmedium) = & c(31) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(33)*trend \\ & + c(26)*\log(ppremium/ynom)*spremium + c(36)*\log(pmedium/ynom) \\ & + c(37)*\log(plowend/ynom)*slowend + c(17)*\log(qmedium(-1)) \end{aligned} \quad (18) ;$$

$$\begin{aligned} \log(qlowend) = & c(41) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(43)*trend \\ & + c(37)*\log(pmedium/ynom)*smedium + c(47)*\log(plowend/ynom) \\ & + c(17)*\log(qlowend(-1)) \end{aligned} \quad (19) ;$$

donde *ssuper*, *spremium*, *smedium* y *slowend* son las participaciones de mercado de los distintos segmentos, y los coeficientes  $c(15)$ ,  $c(26)$  y  $c(37)$  se han transformado en estimadores de las elasticidades de sustitución entre dichos segmentos (en vez de ser elasticidades cruzadas).

Mientras que las estimaciones de las ecuaciones 8 a 11 (Modelo 1) y las de las ecuaciones 12 a 15 (Modelo 2) pueden ser llevadas a cabo utilizando mínimos cuadrados



ordinarios (MCO), el sistema formado por las ecuaciones 16 a 19 (Modelo 3) debe correrse empleando mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), a efectos de controlar por la endogeneidad de las participaciones de mercado.<sup>9</sup> Los principales resultados de estas estimaciones aparecen en el cuadro 3.

**Cuadro 3. Resultados de las estimaciones de demanda**

Concepto	Modelo 1 (MCO)		Modelo 2 (MCO)		Modelo 3 (MC2E)	
	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
c(14)	-0,5315	0,0013	-0,5251	0,0008	-0,6849	0,0000
c(15)	0,1874	0,4265	0,1120	0,5363	1,1452	0,0005
c(16)	0,3538	0,0006				
c(17)	0,9024	0,0000	0,9025	0,0000	0,8783	0,0000
c(24)	0,0324	0,7745	0,0825	0,4357		
c(25)	-0,8718	0,0441	-0,7022	0,0874	-0,4154	0,0002
c(26)	0,4053	0,2503	0,4039	0,2500	0,3635	0,0398
c(27)	0,1435	0,1662				
c(35)	-0,2193	0,6215	0,1521	0,6975		
c(36)	-0,1108	0,7309	-0,1933	0,5451	-0,2287	0,0178
c(37)	-0,1109	0,5181	-0,1041	0,5422	0,0627	0,5991
c(38)	0,0696	0,5009				
c(46)	-0,1689	0,3701	-0,0759	0,6305		
c(47)	-0,0912	0,5331	-0,0344	0,7966	-0,0883	0,2688
c(48)	0,0355	0,7312				
R <sup>2</sup> Superpremium	0,9819		0,9819		0,9835	
R <sup>2</sup> Premium	0,9761		0,9744		0,9714	
R <sup>2</sup> Medium	0,9829		0,9811		0,9799	
R <sup>2</sup> Low End	0,9795		0,9793		0,9782	

Como puede verse en el cuadro, el modelo 1 tiene más coeficientes estimados que los modelos 2 y 3, puesto que esos otros modelos incluyen restricciones sobre los valores de dichos coeficientes (relacionadas con la homogeneidad y la simetría). La inclusión de tales restricciones, sin embargo, ayuda a mejorar la interpretación y la significación de varios coeficientes, como es el caso de  $c(15)$ ,  $c(26)$  y  $c(37)$ . Nótese que la utilización de MC2E en este caso tiene por objeto corregir el problema de endogeneidad relacionado con el uso de participaciones de mercado, que son consideradas como variables endógenas por ser funciones de las cantidades de los diferentes productos. En una situación como esta, sin embargo, podrían aparecer también otros problemas de endogeneidad, relacionados con los precios y/o las variables rezagadas.<sup>10</sup> Tales problemas no han sido tenidos en cuenta en esta especificación, suponiendo que eran menos importantes que el relacionado con los *market shares*.

En todas nuestras estimaciones, los coeficientes  $c(14)$ ,  $c(25)$ ,  $c(36)$  y  $c(47)$  pueden interpretarse como estimadores de las distintas elasticidades-precio propias de corto plazo, y convertirse en elasticidades de largo plazo dividiendo su valor por “ $1-c(17)$ ”. Las cifras obtenidas también pueden utilizarse para computar el conjunto completo de elasticidades de largo plazo implícitas en cada modelo, tal como puede verse en el cuadro 4. Dicho cuadro muestra que los resultados obtenidos mejoran cuando pasamos del modelo 1 al modelo 2, y más aún cuando pasamos al modelo 3 (que es el que incluye tanto las restricciones de homogeneidad como las de simetría).

Nótese que todos estos modelos suponen que las elasticidades cruzadas son cero si

<sup>9</sup> Para ello, se consideró que todas las variables usadas en los modelos 1 y 2 eran variables exógenas, y se instrumentó a las variables endógenas  $\log(p_{super}/y_{nom}) * s_{super}$ ,  $\log(p_{premium}/y_{nom}) * s_{premium}$ ,  $\log(p_{medium}/y_{nom}) * s_{medium}$  y  $\log(p_{lowend}/y_{nom}) * s_{lowend}$  utilizando como variables instrumentales a  $\log(p_{super}/y_{nom})$ ,  $\log(p_{premium}/y_{nom})$ ,  $\log(p_{medium}/y_{nom})$  y  $\log(p_{lowend}/y_{nom})$ .

<sup>10</sup> Para una explicación más completa de este punto, véase Mitze (2012).

los segmentos de productos no son adyacentes entre sí, y ese es el caso de las elasticidades cruzadas entre la cerveza *superpremium* y las cervezas *medium* y *low end*, y el caso de las elasticidades cruzadas entre la cerveza *premium* y la cerveza *low end*. Esta es una de las características básicas de este tipo de estimaciones cuando se aplican a productos diferenciados verticalmente.

**Cuadro 4. Elasticidades de demanda de largo plazo según distintos modelos**

Concepto	P <sub>super</sub>	P <sub>premium</sub>	P <sub>medium</sub>	P <sub>lowend</sub>	Y <sub>nom</sub>
Modelo 1					
Superpremium	-5,4454	1,9198	0,0000	0,0000	3,6247
Premium	0,3322	-8,9314	4,1523	0,0000	1,4696
Medium	0,0000	-2,2463	-1,1354	-1,1361	0,7126
Low End	0,0000	0,0000	-1,7299	-0,9338	0,3640
Modelo 2					
Superpremium	-5,3863	1,1492	0,0000	0,0000	4,2370
Premium	0,8463	-7,2035	4,1438	0,0000	2,2135
Medium	0,0000	1,5602	-1,9828	-1,0681	1,4907
Low End	0,0000	0,0000	-0,7781	-0,3523	1,1305
Modelo 3					
Superpremium	-5,6297	1,8155	0,0000	0,0000	3,8142
Premium	0,2275	-3,4141	1,6158	0,0000	1,5708
Medium	0,0000	0,5763	-1,8796	0,1249	1,1785
Low End	0,0000	0,0000	0,2788	-0,7260	0,4472

### 3. Definición de mercados y elasticidad crítica

La gran ventaja de haber construido un modelo cuyos resultados pueden expresarse como un conjunto de elasticidades-precio propias de largo plazo es que dichas cifras pueden compararse con un estándar que define si cada segmento debe ser considerado o no como un mercado en sí mismo. Ese estándar es la denominada “elasticidad crítica”. Si la elasticidad-precio propia de largo plazo de un producto es menor (en valor absoluto) que dicha elasticidad crítica, entonces puede decirse que ese producto debe considerarse como un mercado en sí mismo. Por el contrario, si la elasticidad-precio propia de largo plazo de un producto es mayor que la elasticidad crítica, entonces el producto en cuestión no constituye un mercado en sí mismo, y debe ser incluido en un mercado más grande (junto con otros productos).

La típica fórmula para calcular la elasticidad crítica ( $E_c$ ) de cierta industria en particular es la siguiente:

$$E_c = - \frac{1+r}{m+r} \quad (20) ;$$

donde  $m$  es el margen proporcional entre precio y costo marginal, y  $r$  es un “incremento de precios pequeño pero significativo y no transitorio” (que generalmente se supone que es igual al 10%).<sup>11</sup>

En tanto que, en esta fórmula, el valor de  $r$  se define de manera exógena, el valor de  $m$  tiene que ver con el sector o industria bajo análisis, que en nuestro caso es la industria cervecera argentina. Una manera de calcular este margen es suponer que tiene que ser igual a la inversa de la elasticidad-precio propia de largo plazo de la “empresa promedio” de dicha industria, y que esa elasticidad puede a su vez estimarse corriendo un sistema de regresiones de demanda similar al de las ecuaciones 16 a 19. Para ello, es necesario definir cuáles son las empresas que operan en la industria en cuestión, y tratar de estimar sus

<sup>11</sup> Para una explicación de la lógica detrás de esta fórmula, véase Werden (1998) o Church & Ware (2000), capítulo 19.

correspondientes funciones de demanda.<sup>12</sup>

Como ya hemos mencionado, en la Argentina todas las marcas importantes de cerveza son elaboradas y comercializadas por dos empresas: ABI y CCU. Para estimar las funciones de demanda de dichas empresas, podemos correr un sistema adicional de regresiones basado en el modelo de demandas con elasticidades de sustitución, y dicho sistema tendrá la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \log(q_{abi}) = & c(1) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(13)*trend \\ & + c(14)*\log(pabi/ynom) + c(15)*\log(pccu/ynom) + sccu + c(17)*\log(qabi(-1)) \end{aligned} \quad (21);$$

$$\begin{aligned} \log(q_{ccu}) = & c(21) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(23)*trend \\ & + c(15)*\log(pabi/ynom)*sabi + c(25)*\log(pccu/ynom) + c(17)*\log(qccu(-1)) \end{aligned} \quad (22);$$

donde  $q_{abi}$  y  $q_{ccu}$  son las cantidades,  $pabi$  y  $pccu$  son los precios, y  $sabi$  y  $sccu$  son las participaciones de mercado de las marcas controladas por ABI y por CCU. Una vez estimados los coeficientes de este sistema por mínimos cuadrados en dos etapas, podemos usar los valores de  $c(14)$ ,  $c(15)$ ,  $c(17)$  y  $c(25)$ ,<sup>13</sup> junto con los *market shares* promedio de ABI (80,14%) y de CCU (19,86%), para calcular las correspondientes elasticidades de demanda. Tales elasticidades son las que aparecen en el cuadro 5.

#### Cuadro 5. Elasticidades de demanda por empresa

Concepto	Pabi	Pccu	Ynom
Elasticidades de corto plazo			
ABI	-0,2515	0,0271	0,2244
CCU	0,1093	-0,3236	0,2143
Elasticidades de largo plazo			
ABI	-1,6869	0,1817	1,5052
CCU	0,7334	-2,1709	1,4375

Las elasticidades de largo plazo reportadas en el cuadro 5 pueden utilizarse a su vez para computar los márgenes óptimos entre precio y costo marginal tanto para ABI como para CCU. Ellos son los valores absolutos de las inversas de las elasticidades-precio propias de largo plazo, y en este caso son iguales a " $m_{ABI} = 59,28\%$ " y a " $m_{CCU} = 46,06\%$ ". Si ahora calculamos el promedio ponderado de dichos márgenes (teniendo en cuenta que la participación de ABI es 80,14% y la de CCU es 19,86%), podemos estimar un margen promedio igual a 56,66%.

Suponiendo que " $r = 10\%$ " y " $m = 56,66\%$ ", y aplicando la fórmula de la ecuación 20, nuestra elasticidad crítica es igual a -1,6502. Este número puede compararse con las elasticidades de largo plazo estimadas para los distintos segmentos del sector cervecero argentino, a fin de evaluar si los mismos pueden considerarse como mercados separados.

Como las elasticidades-precio propias de largo plazo estimadas para nuestro modelo más completo (que es el modelo 3, y que aparecen en el cuadro 4) son iguales a -5.6297 (*superpremium*), -3,4141 (*premium*), -1,8796 (*medium*) y -0,7260 (*low end*), podemos concluir que el único segmento que podría ser considerado como un mercado en sí mismo es el constituido por las marcas de cerveza *low end*. Esto se debe a que es el único grupo de productos cuya elasticidad-precio propia de largo plazo está por debajo de 1,6502 en valor absoluto, y por lo tanto un monopolista hipotético que controlara todas las marcas incluidas en ese segmento podría incrementar rentablemente sus precios en más del 10% (si actualmente está operando con un margen precio/costo marginal del 56,66%).

Por el contrario, los restantes segmentos no pueden ser considerados como

<sup>12</sup> Para una explicación más completa de esta idea, véase Coloma (2011).

<sup>13</sup> Dichos valores son  $c(14) = -0,2515$ ;  $c(15) = 0,1364$ ;  $c(17) = 0,8509$  y  $c(25) = -0,3236$ .

mercados en sí mismos, puesto que sus correspondientes elasticidades-precio propias de largo plazo están por encima de 1,6502 en valor absoluto, y por lo tanto un monopolista hipotético que controlara todas las marcas incluidas en uno de dichos segmentos no podría incrementar sus precios un 10% de manera rentable. Para chequear si alguno de esos segmentos puede ser parte de otro mercado relevante, tenemos que incluir a varios segmentos en una misma categoría. Una posibilidad es juntar la cerveza *superpremium* con la cerveza *premium* en un solo segmento (*high end*). Adicionalmente, podemos también agrupar a las cervezas *superpremium*, *premium* y *medium* en una sola categoría (que podría llamarse "*high/medium*"). Cuando llevamos adelante esas pruebas, obtenemos estimaciones de nuevas elasticidades de largo plazo, que son las que se muestran en el cuadro 6.

**Cuadro 6. Elasticidades estimadas para distintas definiciones de mercado**

Concepto	P <sub>highend</sub>	P <sub>medium</sub>	P <sub>lowend</sub>	Y <sub>nom</sub>
Tres segmentos				
High End	-3,2565	1,4359	0,0000	1,8206
Medium	0,5763	-1,8796	0,1249	1,1785
Low End	0,0000	0,2788	-0,7260	0,4472
Dos segmentos				
High/Medium		-1,4515	0,0891	1,3624
Low End		0,2788	-0,7260	0,4472

Tal como puede verse en el cuadro, cuando agregamos a las cervezas *superpremium* y *premium* en un único segmento *high end*, la elasticidad-precio propia de largo plazo de dicho segmento pasa a ser igual a -3,2565, pero dicha cifra, en valor absoluto, sigue estando por encima de nuestra elasticidad crítica ( $E_c = -1,6502$ ). Por ese hecho es que tenemos que seguir agrandando el mercado, incluyendo también al segmento *medium*, creando una nueva categoría (*high/medium*) cuya elasticidad-precio propia de largo plazo es -1,4515. Este número es menor que 1,6502 en valor absoluto, y por lo tanto podemos concluir que el segmento *high/medium* es en realidad un mercado en sí mismo (ya que un monopolista hipotético que controlara todas las marcas incluidas en ese segmento podría incrementar rentablemente sus precios en más del 10%).

Los cálculos llevados a cabo para hallar las elasticidades de los nuevos segmentos agregados implican promediar las correspondientes elasticidades ingreso y las correspondientes elasticidades cruzadas, y luego calcular las elasticidades-precio propias usando las restricciones de homogeneidad. Por ejemplo, para calcular la elasticidad ingreso de las cervezas *high end*, promediamos la elasticidad ingreso de la cerveza *superpremium* (3,8142) y la de la cerveza *premium* (1,5708), teniendo en cuenta que la participación promedio de la cerveza *superpremium* en el total es 2,42% y la de la cerveza *premium* es 19,29%. Esto nos dio un promedio ponderado de 1,8206. Del mismo modo, para calcular la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *high end* respecto del precio de la cerveza *medium*, promediamos la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *superpremium* respecto del precio de la cerveza *medium* (que suponemos igual a cero) con la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *premium* respecto de ese mismo precio (cuyo valor estimado es 1,6158), y esto nos da un promedio ponderado igual a 1,4359. La elasticidad-precio propia implícita para la cerveza *high end*, por lo tanto, tiene que ser igual a -3,2565, puesto que ese número es el que satisface la restricción de homogeneidad de la demanda según la cual la suma de las tres elasticidades tiene que ser igual a cero.

La misma situación se da cuando calculamos las elasticidades de demanda de la cerveza *high/medium*. Como la elasticidad ingreso estimada para dicho segmento es 1,3624 (puesto que la participación promedio de la cerveza *medium* es 54,08%), y la elasticidad cruzada estimada para la demanda de cerveza *high/medium* respecto del precio de la cerveza *low end* es 0,0891, eso hace que la elasticidad-precio propia implícita para el segmento *high/medium* sea igual a -1,4515. Y ese es un número que está por debajo del

nivel de elasticidad crítica estimado para el sector cervecero argentino, por lo que resulta posible concluir que las cervezas de calidad media y alta conforman un mercado en sí mismo, el cual puede ser separado del mercado de cerveza *low end*.<sup>14</sup>

#### 4. Comparación con una metodología alternativa

Los resultados obtenidos para el sector cervecero argentino, utilizando un modelo de demanda logarítmica y elasticidades de sustitución, pueden ser comparados con los resultados de aplicar otras metodologías alternativas. Una que resulta adecuada como medida de comparación es la propuesta originalmente por LaFrance (1986), que también se basa en una especificación de demanda logarítmica con ciertas restricciones. La idea detrás de ese método implica suponer una función de utilidad implícita de un consumidor representativo, que produce funciones de demanda logarítmicas que satisfacen las restricciones de homogeneidad y de simetría de una forma diferente. En particular, el modelo de LaFrance supone que las elasticidades cruzadas tienen cierta relación con las elasticidades-precio propias, que puede escribirse de la siguiente manera:

$$\beta_{ij} = 1 + \beta_{jj} ; \quad \beta_{ji} = 1 + \beta_{ii} \quad (\text{si los productos } i \text{ y } j \text{ son adyacentes}) \quad (23) ;$$

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} = 0 \quad (\text{si los productos } i \text{ y } j \text{ no son adyacentes}) \quad (24) .$$

Esta forma de introducir las restricciones de homogeneidad y de simetría implica estimar el siguiente modelo para nuestro sistema de ecuaciones de demanda de cerveza con cuatro segmentos:

$$\begin{aligned} \log(qsuper) = & c(1) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(13)*trend \\ & + c(14)*\log(psuper/ynom) + (1+c(25))*\log(ppremium/ynom) \\ & + c(17)*\log(qsuper(-1)) \end{aligned} \quad (25) ;$$

$$\begin{aligned} \log(qpremium) = & c(21) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(23)*trend \\ & + (1+c(14))*\log(psuper/ynom) + c(25)*\log(ppremium/ynom) \\ & + (1+c(36))*\log(pmedium/ynom) + c(17)*\log(qpremium(-1)) \end{aligned} \quad (26) ;$$

$$\begin{aligned} \log(qmedium) = & c(31) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(33)*trend \\ & + (1+c(25))*\log(ppremium/ynom) + c(36)*\log(pmedium/ynom) \\ & + (1+c(47))*\log(plowend/ynom) + c(17)*\log(qmedium(-1)) \end{aligned} \quad (27) ;$$

$$\begin{aligned} \log qlowend) = & c(41) + c(2)*feb + c(3)*mar + c(4)*apr + c(5)*may + c(6)*jun + c(7)*jul \\ & + c(8)*aug + c(9)*sep + c(10)*oct + c(11)*nov + c(12)*dec + c(43)*trend \\ & + (1+c(36))*\log(pmedium/ynom) + c(47)*\log(plowend/ynom) \\ & + c(17)*\log qlowend(-1)) \end{aligned} \quad (28) .$$

Tal como puede verse, este método estima solamente cuatro coeficientes de elasticidad de corto plazo ( $c(14)$ ,  $c(25)$ ,  $c(36)$  y  $c(47)$ ) y un coeficiente de autocorrelación ( $c(17)$ ), y de la combinación de dichos coeficientes surge todo el conjunto de elasticidades de largo plazo, directas y cruzadas. Si corremos el sistema de ecuaciones usando MCO,

<sup>14</sup> Nótese que las elasticidades-precio propias reportadas en los cuadros 4, 5 y 6 son relativamente elevadas, en especial si se las compara con la mayor parte de las elasticidades-precio calculadas para la cerveza en otros estudios (véase, por ejemplo, Nelson, 2014). Esto se debe fundamentalmente a que nuestras estimaciones son de largo plazo y no de corto plazo, y también a que se refieren a segmentos específicos de la industria cervecera. Si quisiéramos calcular una elasticidad-precio de corto plazo para la cerveza como un todo en la Argentina, consistente con nuestro sistema de ecuaciones estimado por mínimos cuadrados en dos etapas (modelo 3), esa cifra sería igual a -0,1388, en tanto que la correspondiente elasticidad de largo plazo sería igual a -1,1408.

eso genera los siguientes coeficientes: “ $c(14) = -0,71085$ ”, “ $c(17) = 0,86335$ ”, “ $c(25) = -0,89728$ ”, “ $c(36) = -0,67591$ ”, y “ $c(47) = -0,56958$ ”. Utilizando dichos valores, las elasticidades de largo plazo estimadas son las que aparecen en el cuadro 7.

**Cuadro 7. Elasticidades de largo plazo estimadas según el método de LaFrance**

Concepto	P <sub>super</sub>	P <sub>premium</sub>	P <sub>medium</sub>	P <sub>lowend</sub>	Y <sub>nom</sub>
Superpremium	-5,2019	0,7517	0,0000	0,0000	4,4501
Premium	2,1160	-6,5661	2,3716	0,0000	2,0785
Medium	0,0000	0,7517	-4,9462	3,1497	1,0448
Low End	0,0000	0,0000	2,3716	-4,1681	1,7965

Este cuadro nos muestra que, para nuestra base de datos del sector cervecero argentino durante el período 2011-2017, el método de LaFrance produce estimaciones de las elasticidades de largo plazo que son en general más altas que las obtenidas utilizando el sistema de demandas con elasticidades de sustitución. Esto resulta particularmente claro para los segmentos *premium*, *medium* y *low end*, cuyas elasticidades-precio propias de largo plazo están bastante por encima de las calculadas en las secciones anteriores del presente trabajo. Aplicando el procedimiento de combinar los distintos bienes en segmentos más amplios, podemos obtener también estimaciones para las elasticidades de demanda de tales segmentos, que son las que aparecen en el cuadro 8.

**Cuadro 8. Elasticidades estimadas para distintas definiciones de mercado**

Concepto	P <sub>highend</sub>	P <sub>medium</sub>	P <sub>lowend</sub>	Y <sub>nom</sub>
Tres segmentos				
High End	-4,4501	2,1075	0,0000	2,3427
Medium	0,7517	-4,9462	3,1497	1,0448
Low End	0,0000	2,3716	-4,1681	1,7965
Dos segmentos (1)				
High/Medium		-3,6641	2,2477	1,4165
Low End		2,3716	-4,1681	1,7965
Dos segmentos (2)				
High End	-4,4501	2,1075		2,3427
Medium/Low	0,5192	-1,7965		1,2773
Un segmento				
Total Cerveza		-1,5085		1,5085

Los resultados obtenidos utilizando el método de LaFrance implican que el único mercado relevante en este caso sería el formado por el conjunto completo de marcas de cerveza (Total Cerveza). Eso se debe a que todas las otras categorías alternativas (High End, High/Medium, Medium/Low) tienen elasticidades-precio propias de largo plazo que se encuentran por encima del nivel de elasticidad crítica (que es igual a -1,6502), en tanto que la demanda total de cerveza genera una elasticidad-precio propia de largo plazo que es igual a -1,5085.

Nótese, sin embargo, que las elasticidades de largo plazo reportadas en los cuadros 7 y 8 tienen algunas inconsistencias que no aparecen en las cifras calculadas usando nuestra metodología original. Esto se debe a que algunas elasticidades cruzadas son mayores o menores que lo esperado, como es el caso de las elasticidades entre cervezas *superpremium* y *premium*, y el de las elasticidades entre cervezas *medium* y *low end*. En el primero de dichos casos, uno esperaría que, como la cantidad vendida de cerveza *premium* es considerablemente mayor que la cantidad vendida de cerveza *superpremium*, la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *superpremium* respecto del precio de la cerveza *premium* fuera mayor que la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *premium* respecto del precio de la cerveza *superpremium*. Esta relación queda garantizada si uno estima las elasticidades cruzadas partiendo de cifras de elasticidad de sustitución,

pero no necesariamente se cumple si utilizamos una estimación a través del método de LaFrance. En este caso, por ejemplo, la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *superpremium* respecto del precio de la cerveza *premium* es igual a 0,7517, en tanto que la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *premium* respecto del precio de la cerveza *superpremium* nos queda igual a 2,1160.

Algo parecido ocurre con los segmentos *medium* y *low end*, para los cuales se da que la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *medium* respecto del precio de la cerveza *low end* es igual a 3,1497, en tanto que la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *low end* respecto del precio de la cerveza *medium* es igual a 2,3716. Estas cifras no son congruentes con la idea de que la cantidad vendida de cerveza *medium* en la Argentina es bastante mayor que la cantidad vendida de cerveza *low end*, y por lo tanto uno esperaría que la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *low end* respecto del precio de la cerveza *medium* fuera mayor que la elasticidad cruzada de la demanda de cerveza *medium* respecto del precio de la cerveza *low end*.

## 5. Consideraciones finales

El análisis llevado a cabo en las secciones anteriores sugiere que nuestra metodología empírica basada en elasticidades-precio propias y elasticidades de sustitución resulta útil cuando se aplica para la estimación de funciones de demanda de productos diferenciados verticalmente. En particular, parece ser adecuada cuando dichas funciones de demanda se usan para llevar a cabo un procedimiento de definición de mercados, cuyo objetivo es analizar si dos o más productos forman parte del mismo mercado relevante.

En este trabajo, hemos aplicado dicha metodología a la estimación de la demanda de cerveza en la Argentina, usando datos del período 2011-2017. Nuestros resultados muestran que en esa industria es posible distinguir dos mercados relevantes: el de las cervezas de calidad media y alta (*high/medium*), que incluye las marcas de cerveza pertenecientes a los segmentos *superpremium*, *premium* y *medium* (que en la Argentina son Corona, Stella Artois, Heineken, Quilmes, Budweiser, Isenbeck, etc.), y el de las cervezas de calidad más baja (*low end*), en el que se destacan marcas tales como Brahma y Schneider. Las demandas estimadas para dichas categorías de productos tienen una elasticidad-precio propia de largo plazo cuyo valor absoluto se encuentra por debajo del de la elasticidad crítica que hemos calculado ( $E_c = -1,6502$ ), y esa es en rigor la razón por la cual creemos que se trata de mercados separados.

Por el contrario, cuando se evalúan definiciones de mercado más estrechas (p.ej., cerveza *superpremium*, *premium*, *medium*, *high end*), lo que nos aparecen son elasticidades-precio propias relativamente elevadas (es decir, cifras cuyo valor absoluto está por encima del de la elasticidad crítica), lo que permite concluir que tales segmentos no constituyen mercados relevantes en sí mismos.

Las conclusiones obtenidas utilizando la metodología de estimación de demanda propuesta pueden ser contrastadas con las que se consiguen usando un método alternativo (método de LaFrance), que también se basa en funciones de demanda logarítmica. Aunque el *ranking* de elasticidades hallado resulta relativamente similar en un caso y en el otro, los valores absolutos de dichas elasticidades son en general mayores empleando el método de LaFrance, y la conclusión de dicho método es que todas las cervezas en la Argentina parecen pertenecer al mismo mercado relevante.

Este último resultado, sin embargo, se basa en estimaciones que no resultan tan buenas como las generadas por nuestro método original, en especial porque algunas elasticidades cruzadas adoptan valores anormalmente altos o anormalmente bajos. Podemos por ende concluir que, para sectores económicos en los que la diferenciación de productos se define básicamente dentro de un espacio de calidad (diferenciación vertical), nuestra metodología basada en demandas logarítmicas y elasticidades de sustitución es mejor que otros métodos econométricos alternativos.

## Referencias bibliográficas

- Alston, Julian, James Chalfant & Nicholas Piggott (2002). "Estimating and Testing the Compensated Double-Log Demand Model"; *Applied Economics*, vol 34, pp 1177-1186.
- Bonnisseau, Jean & Rim Lahmandi (2007). "Vertical Differentiation with Non-Uniform Consumers' Distribution"; *International Journal of Economic Theory*, vol 3, pp 179-190.
- Church, Jeffrey & Roger Ware (2000). *Industrial Organization: A Strategic Approach*. Boston, Irwin McGraw-Hill.
- Coloma, Germán (2009). "Estimation of Demand Systems Based on Elasticities of Substitution"; *Review of Applied Economics*, vol 5, pp 31-48.
- Coloma, Germán (2011). "Market Delineation and Merger Simulation: A Proposed Methodology with an Application to the Argentine Biscuit Market"; *Journal of Competition Law and Economics*, vol 7, pp 113-131.
- Coloma, Germán (2023). "Demand Estimation and Market Definition in Quality-Differentiated Products: The Case of Beer in Argentina"; *Applied Econometrics*, vol 69, pp 48-64.
- Greer, Monica (2012). "Price and Substitution Elasticities of Demand: How Are They Used and What Do They Measure?"; en Greer, Monica: *Electricity Marginal Cost Pricing*. Oxford, Butterworth-Heinemann.
- Hernández, Janko & Paolo Morganti (2022). "Existence and Uniqueness of Price Equilibria in Location-Based Models of Differentiation with Full Coverage"; *Journal of Economics*, vol 136, pp 115-148.
- LaFrance, Jeffrey (1986). "The Structure of Constant Elasticity Demand Models"; *American Journal of Agricultural Economics*, vol 68, pp 543-552.
- Mitze, Timo (2012). "Dynamic Simultaneous Equations and Panel Data: Small Sample Properties and Regional Factor Demand Modelling for Policy Analysis"; en Mitze, Timo: *Empirical Modelling in Regional Science*. Heidelberg, Springer.
- Nelson, Jon (2014). "Estimating the Price Elasticity of Beer: Meta-Analysis of Data with Heterogeneity, Dependence and Publication Bias"; *Journal of Health Economics*, vol 33, pp 180-187.
- Rojas, Christian & Everett Peterson (2008). "Demand for Differentiated Products: Price and Advertising Evidence from the US Beer Market"; *International Journal of Industrial Organization*, vol 26, pp 288-307.
- Sutton, John (1986). "Vertical Product Differentiation: Some Basic Themes"; *American Economic Review*, vol 76, pp 393-398.
- Toro, Daniel, Jill McCluskey & Ron Mittelhammer (2014). "Beer Snobs Do Exist: Estimation of Beer Demand by Type"; *Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol 39, pp 174-187.
- Werden, Gregory (1998). "Demand Elasticities in Antitrust Analysis"; *Antitrust Law Journal*, vol 66, pp 363-414.
- Yang, Anton & Paul Preckel (2020). "Estimation of an Implicit Additive Indirect Demand System"; *Annals of the 23<sup>d</sup> Annual Conference on Global Economic Analysis*, Purdue University.