



Universidad de San Andrés

Departamento de Economía

Maestría en Economía

***Estimación BLP del Poder de Mercado
en la Comercialización de Naftas***

Mauricio Ezequiel Garay

DNI 34.478.527

Mentora: María Florencia Gabrielli

Victoria, Buenos Aires

21 de julio de 2020

Tesis de Maestría en Economía de

Mauricio Ezequiel Garay

“Estimación BLP del Poder de Mercado en la Comercialización de Naftas”

Resumen

En este trabajo se calcula el poder de mercado de las firmas participantes en la comercialización minorista de naftas en Argentina en el año 2017. Para ello, se realiza una estimación de la curva de demanda a través de la aplicación del Modelo Logit Anidado de Berry (1994) y el Modelo de Coeficientes Aleatorios de Berry, Levinsohn y Pakes (1995), este último, no aplicado con anterioridad a ningún mercado en el país. Los resultados muestran un dominio significativo y estable a lo largo del período analizado de la bandera estatal YPF sobre el resto de los jugadores, entre quienes no se halló una dispersión significativa. El análisis de elasticidades cruzadas revela que la preponderancia de YPF se manifiesta frente a cada una de las demás banderas y deja ver que no existen rivalidades puntuales entre banderas.

Palabras clave: poder de mercado, estimación de demanda, productos diferenciados, modelos de elección discreta, coeficientes aleatorios, combustibles líquidos.

Abstract

In this work, the market power of the participating firms in the retail marketing of gasoline in Argentina in 2017 is calculated. To do this, an estimation of the demand curve is made through the application of the Berry (1994) Nested Logit Model and the Berry, Levinsohn and Pakes (1995) Random Coefficients Model, the latter not previously applied to any market in the country. The results show a significant and stable dominance throughout the analyzed period from YPF, the state brand, over the rest of the players, among whom no significant dispersion was found. The analysis of cross elasticities reveals that the preponderance of YPF manifests itself against each of the other brands and reveals that there are no specific rivalries between brands.

Key words: market power, demand estimation, differentiated products, discrete choice models, random coefficients, liquid fuels.

Códigos JEL: L11, L13, L16, Q41.

I. Introducción

La industria petrolera argentina se caracteriza por la participación de un número limitado de empresas, donde están presentes la firma estatal YPF, la de mayor envergadura a nivel nacional, firmas con mayor presencia internacional como Shell o Axion, y un conjunto de banderas de dimensión regional. El sector es central en la economía nacional, al igual que en la mayoría de los países, ya que los combustibles resultan uno de los insumos más importantes en los sectores de logística y transporte público y privado, entre otros. De manera más amplia, incluyendo la extracción de gas natural, la industria repercute directamente, también, en el consumo residencial para calefacción y cocción, en usinas eléctricas y en el sector industrial.

Este trabajo se focaliza en combustibles líquidos, uno de los productos de la industria aguas abajo que se utiliza principalmente para el transporte. Específicamente, el estudio se focaliza en la venta minorista de naftas, para estimar y analizar el poder de mercado de las firmas a partir de sus márgenes, así como las elasticidades propias y cruzadas. Con este propósito, se realizan dos estimaciones de demanda siguiendo las metodologías propuestas por Berry (1994) (en adelante, “Berry”) y por Berry, Levinsohn y Pakes (1995) (en adelante, “BLP”), a partir de las que, al asumir una estructura competitiva en el mercado, se calculan las elasticidades propias y cruzadas y con ellas los márgenes de las empresas. Para abordar posibles problemas de endogeneidad, como es habitual en la literatura de estimación de demanda, se utilizan como variables instrumentales para los precios de los productos en cada mercado, los precios de los mismos productos en otros mercados, mientras que para el problema de la dimensionalidad que surge en las estimaciones tradicionales de oferta y demanda, se proyectan los productos hacia un espacio de características. Un problema adicional con el que es necesario lidiar es el de la independencia de alternativas irrelevantes, para lo cual en la metodología Berry se asume una estructura de correlación entre productos que determina que habrá sustitutos más cercanos entre marcas “más cercanas”, mientras que en BLP, se asumen coeficientes específicos por agente de manera que a nivel agregado la problemática desaparece.

Una cuestión que surge rápidamente al analizar el mercado de naftas son las regulaciones de precios en distintos eslabones de la cadena productiva que han estado presentes en el mercado argentino a lo largo de las últimas décadas. Los precios de venta al público han sufrido numerosas regulaciones que establecían precios máximos, así como autorizaciones a aumentos porcentuales específicos. En relación al barril de petróleo, principal insumo en el proceso de refinación, entre 2004 y 2014 han existido en el mercado local retenciones a la exportación que hicieron que los productores locales percibieran menores precios de lo que hubieran percibido si hubiesen exportado. Esta situación se revirtió en el tramo de 2015 a octubre 2017, cuando se estableció un precio sostén a través del “barril criollo”, hasta que, en septiembre de 2018, luego

de un año de convergencia entre los precios locales y los internacionales, se reintrodujeron las retenciones a las exportaciones.¹

La revisión de la intervención estatal en los precios es relevante en este trabajo, principalmente, por dos cuestiones. En primer lugar, se seleccionó el año 2017 como base para realizar las estimaciones, debido a su relativa paridad de precios locales e internacionales en cuanto al precio del crudo. En segundo lugar, en un mercado con precios intervenidos, podría cuestionarse la endogeneidad de los precios en la función de demanda. En este escenario, lo más probable es que los límites de precios fijados sean resultado de un proceso político que tenga en consideración a la economía en su conjunto y a la opinión pública, de manera que en los momentos en que la demanda sea más fuerte, los precios regulados resulten mayores y viceversa. Así, incluso en este escenario, existirá una curva de oferta y enfrentaremos el problema de endogeneidad.

A partir de información de volúmenes vendidos y precios mensuales para cada estación de servicio de un conjunto de aglomerados del país, así como de información demográfica proveniente de la Encuesta Permanente de Hogares, los resultados obtenidos en este trabajo indican que la empresa estatal YPF detentaría un poder de mercado significativamente mayor al resto de las banderas, entre las que las diferencias estimadas son relativamente pequeñas. El análisis de elasticidades entre firmas indica que el dominio de YPF se daría frente a cada uno de los participantes en el mercado, y que no existirían rivalidades específicas entre jugadores. La comparación de resultados de los métodos utilizados revela un grado de heterogeneidad existente en las relaciones entre firmas que es capturado por el método BLP, pero no por Berry. Estos resultados, como se ha mencionado, se sustentan tanto en las estimaciones de demanda realizadas como en la elección de una estructura competitiva determinada. El análisis del funcionamiento del mercado podría extenderse asumiendo distintas estructuras industriales, como la existencia de firmas con productos únicos, de pocas firmas con muchas marcas cada una o un monopolista *multi-marca* que produce todos los productos, con las que sería posible descomponer las fuentes que componen los márgenes de las firmas, o investigar sobre la estructura competitiva más probable.

Uno de los trabajos más referenciados en el mercado de combustibles líquidos argentino es el de Coloma (1998), que realiza una estimación simultánea de oferta y demanda, y encuentra la hipótesis de competencia entre las firmas más ajustada a los datos que la de otros tipos de organización de la industria. Las hipótesis que compara para tal efecto son: competencia, un oligopolio de Cournot, colusión y liderazgo de precios. No se conocen antecedentes de la utilización del método BLP de estimación de demandas en esta industria ni en ninguna otra en Argentina. Entre los principales antecedentes de aplicación de esta metodología es posible citar el trabajo de Nevo (2001), famoso por su explicación de la misma, en el que estima los

¹ Fuente: Secretaría de Gobierno de Energía, comparación precios locales del producto Medanito/cuenca Neuquina versus la paridad de exportación más adecuada para cada momento (WTI/BRENT), ajustada por calidad, flete y gastos.

márgenes precio-costo en la industria de cereales “listos para comer” y los separa en aquellos provenientes de la diferenciación de productos, de efectos de portafolio (firmas *multi-producto*) y de una potencial colusión de precios, a partir de la comparación de los resultados que surgen de asumir distintas reglas de fijación de precios implicadas por distintos modelos conductuales de firmas. La importancia de este antecedente radica en que pone de manifiesto análisis adicionales que podrían realizarse a partir de los resultados obtenidos en este trabajo.

El presente trabajo se organiza de la siguiente forma: la Sección II describe el marco teórico y metodológico de estimación, en la Sección III se presentan los datos utilizados. La Sección IV expone los resultados obtenidos y la Sección V, las principales conclusiones.



II. Marco teórico y metodología

Con el objetivo de medir el poder de mercado de las firmas, idealmente, uno de los indicadores con los que quisiéramos contar son sus márgenes, pero éstos no están disponibles porque no observamos sus costos. La forma de abordar esta problemática por parte de la “Nueva organización industrial empírica” (Bresnahan, 1989) es mediante la estimación de las funciones de demanda que luego sirven de insumo para el cálculo de sus márgenes. El problema fundamental en la estimación de demanda es la endogeneidad de los precios en la determinación de las cantidades demandadas, por ejemplo, si observáramos un conjunto de mercados con distintos precios y cantidades y pretendiéramos estimar una curva de demanda a partir de ellos mediante una regresión de mínimos cuadrados, rápidamente nos encontraríamos con el problema de que los valores observados son puntos de equilibrio resultantes de la interacción entre las curvas de oferta y demanda de cada mercado, lo cual imposibilitaría la estimación de cualquiera de las funciones. La forma en que tradicionalmente se ha abordado esta problemática consiste en la utilización de variables instrumentales que estén correlacionadas con el precio de los productos, pero no con el término de error en la ecuación de demanda.

El punto de partida para la estimación de demanda es el conjunto de funciones de utilidad indirectas de los consumidores, que resultan de funciones de utilidad sobre las que se evalúa el resultado del comportamiento optimizador de los agentes. El enfoque “tradicional” consiste en la modelización de las preferencias sobre los productos y la estimación de tantas funciones de demanda como diferentes productos existan en el mercado analizado. Es posible notar que el problema con este enfoque (conocido como “maldición de la dimensionalidad”) radica en que, cuando existen muchas alternativas, tendremos un gran número de parámetros a estimar, por ejemplo, en un sistema de demandas con elasticidad constante, si existiesen 10 productos diferenciados, sin restricciones adicionales, deberíamos estimar al menos 100 parámetros (10 demandas, una por cada producto, con 10 precios cada una).

El enfoque propuesto por la literatura para sortear esta dificultad consiste en hacer a la utilidad del consumidor función de las características de los productos en lugar de serlo de los productos en sí mismos, y convertir el problema del consumidor en el de la probabilidad de elegir un producto particular en lugar de qué cantidad comprar (Rasmusen, 2006). Este enfoque, conocido como Modelo Logit de Demanda o Modelo Logit Multinomial, fue propuesto inicialmente por McFadden (1973) y, si bien resuelve el problema de la dimensionalidad frente al enfoque tradicional, modeliza de forma restrictiva la heterogeneidad, lo que deriva en que la sustitución entre productos se desprenda totalmente de las

participaciones de mercado y no de cuán similares sean los productos, problema conocido como “Independencia de Alternativas Relevantes”.^{2 3}

Entre los modelos que intentan hacer frente al problema de la Independencia de Alternativas Relevantes examinaremos el Modelo Logit Anidado de Berry (1994), y el Modelo de Coeficientes Aleatorios de Berry et. al (1995). La función de utilidad indirecta en el modelo Berry puede expresarse como

$$U_{ij} = X_j\beta + \alpha p_j + \xi_j + \epsilon_{ij}, \quad [1]$$

donde definimos

$$\delta_j = X_j\beta + \alpha p_j + \xi_j.$$

En estas ecuaciones, δ_j representa a la utilidad media de la marca $j = 1, \dots, J$, X_j un vector de características de la marca, p_j su precio, β y α la utilidad marginal de las características de los bienes y del ingreso, respectivamente y ξ_j la “calidad no observada” o “características no observadas” de la marca j (que es igual para todos los consumidores).⁴ El término ϵ_{ij} , por su parte, es el de disturbio usual (distinto para todos los consumidores i), respecto del cual asumimos que está independiente e idénticamente distribuido, con distribución según función de valor extremo de tipo I. Esta estructura de correlación entre los términos de $\epsilon_{i0}, \dots, \epsilon_{iN}$ determina que entre marcas anidadas habrá sustitutos más cercanos que entre grupos de marcas que no lo están.

En la ecuación [1], ξ_j y ϵ_{ij} se denominan errores estructurales y ξ_j está correlacionado con p_j , motivo por el que, como se mencionó, es necesario contar con instrumentos para la estimación de α . En este modelo, al igual que en BLP, se asume que el consumidor elige sólo uno o ninguno de los bienes disponibles para la compra.⁵ A partir del supuesto de distribución sobre el término ϵ_{ij} , si definimos la variable y_{ij} como la probabilidad de elección de un bien j para un individuo i , con valor 1 en caso de que elija la marca y 0 en caso contrario, dicha probabilidad puede expresarse como:

$$Pr(y_{ij} = 1 | \beta, x_j, \xi_j, j' = 1, \dots, J) = \frac{\exp(\delta_j)}{\sum_{j'} \exp(\delta_j')} = \tilde{s}_j, \quad [2]$$

que, a su vez, asumiendo que todos los individuos son iguales, será la participación de mercado predicha por el modelo, ya que las últimas corresponden al promedio de las probabilidades de elección de cada

² Cuando se asume una distribución según función de valor extremo tipo I para la probabilidad de elección de una marca por parte de un consumidor

³ Característica común de Logit Multinomial, ilustrado por el ejemplo del colectivo rojo y azul de McFadden.

⁴ El ingreso de los consumidores no aparece en la ecuación [1] porque asumimos implícitamente que la utilidad es lineal en el dinero, de manera que diferentes niveles de ingresos no tienen efectos sobre las elecciones de los consumidores.

⁵ Este es un supuesto sin grandes implicancias, para su discusión, véase Nevo (2001) p. 10.

individuo. Considerando que contamos con información de las participaciones de mercado observadas, que denotamos como \hat{s}_j con $j = 1, \dots, J$, la estrategia de estimación propuesta por esta metodología consiste en hallar los parámetros α y β , encontrando aquellos valores que minimizan la diferencia entre las participaciones observadas y las predichas por el modelo (que dependen de α y β). Asumiendo que disponemos de instrumentos Z tales que $E(\xi Z) = 0$, Berry (1994) demuestra que es posible estimar los parámetros α y β del modelo mediante métodos de variables instrumentales. De esta manera, la regresión logística por VI

$$\log(\hat{s}_j) - \log(\hat{s}_0) = X_j\beta + \alpha p_j + \xi_j, \text{ con } j = 1, \dots, J \quad [3]$$

donde $\hat{s}_0 = 1 - \sum_{j'} \hat{s}_j$ es el “bien externo” que representa la alternativa de no comprar ningún bien, y donde Z_j instrumenta a p_j , posibilita la estimación de los parámetros α y β .

En relación con la utilización de instrumentos en la estimación de curvas de oferta y demanda, la literatura tiene una tradición de larga data: en 1928 P. G. Wright sugirió por primera vez la utilización de “*curve shifters*” para este fin, factores que afecten las condiciones de demanda sin afectar los costos, y utilizó como instrumento para la curva de demanda el precio de bienes sustitutos. En este trabajo, donde disponemos de un panel de datos en que observamos para los mismos productos los precios y participaciones a lo largo de diferentes mercados y del tiempo, siguiendo a Nevo (2001) y Hausman (1996), utilizaremos los precios del producto j en otros mercados $t' \neq t$ como instrumentos para el precio del producto j en el mercado t , así como un promedio de aquellos precios (instrumento de Hausman) en los dos métodos de estimación.

El segundo método que examinaremos entre aquellos que intentan hacer frente al problema de la Independencia de Alternativas Relevantes es el método BLP. Éste asume un modelo logit para cada individuo, con coeficientes α_i y β_i específicos por agente, donde la valuación de las características de los productos y las sensibilidades a sus precios varían entre ellos y están determinados por características individuales, algunas observadas y otras no observadas. La ventaja de este método frente al anterior reside en que produce estimaciones de las elasticidades más realistas. La utilidad que deriva el individuo i por consumir la marca j en este modelo puede especificarse como:

$$U_{ij} = X_j\beta_i + \alpha_i p_j + \xi_j + \epsilon_{ij},$$

donde asumimos que los coeficientes α_i y β_i son variables aleatorias independiente e idénticamente distribuidas. Sobre ellas suponemos una distribución conjunta normal con vector de promedios entre consumidores $(\bar{\alpha}, \bar{\beta})$ –que son los parámetros de interés– y matriz de varianzas y covarianzas Σ . De esta forma, $(\bar{\alpha}, \bar{\beta})$ y Σ son parámetros adicionales a estimar. La utilidad media en este modelo, δ_j , está dada por

$$X_j \bar{\beta} + \bar{\alpha} p_j + \xi_j,$$

de manera que podemos reescribir

$$u_{ij} = \delta_j + \epsilon_{ij} + (\beta_i - \bar{\beta})X_j + (\alpha_i - \bar{\alpha})p_j \quad [4]$$

Manteniendo el supuesto de distribución según función de valor extremo de tipo I para ϵ_{ij} , en este modelo el error compuesto no tendrá esta misma distribución. Las probabilidades de elección de un individuo i respecto de un bien j tendrán la forma

$$Pr(i, j) = \frac{\exp(X_j \beta_i + \alpha_i p_j + \xi_j)}{1 + \sum_{j'} \exp(X_j' \beta_i + \alpha_i p_j' + \xi_j')}$$

Mientras que las participaciones de mercado de la marca j surgen de integrar las participaciones de cada consumidor con respecto a las distribuciones de las características de los consumidores

$$\begin{aligned} \tilde{s}_j &= \iint Pr(i, j) dG(\alpha_i, \beta_i) \\ \tilde{s}_j &= \iint \frac{\exp(X_j \beta_i + \alpha_i p_j + \xi_j)}{1 + \sum_{j'} \exp(X_j' \beta_i + \alpha_i p_j' + \xi_j')} dG(\alpha_i, \beta_i) \\ \tilde{s}_j &= \iint \frac{\exp(\delta_j + (\beta_i - \bar{\beta})X_j + (\alpha_i - \bar{\alpha})p_j)}{1 + \sum_{j'} \exp(\delta_j' + (\beta_i - \bar{\beta})X_j' + (\alpha_i - \bar{\alpha})p_j')} dG(\alpha_i, \beta_i), \end{aligned} \quad [5]$$

donde cabe notar que las distintas frecuencias de distintos tipos de consumidores (definidos en función de sus características observadas y no observadas) en distintos mercados constituye la variabilidad en los datos que nos permite estimar cómo las características de los bienes afectan la demanda (Rasmusen, 2006, p. 8). Respecto a la distribución de las características de los individuos, sobre las que se realiza la integral de la ecuación [5], la distribución de las características observadas es estimada a partir de los datos sobre cuán común es cada individuo en cada mercado, mientras que, respecto de la distribución de las características no observadas, se supone que ésta es normal multivariada.

Como puede observarse, las participaciones de mercado predichas no son solo función de las utilidades medias como en el modelo precedente, sino también de los parámetros $\bar{\alpha}$, $\bar{\beta}$ y Σ , motivo por el que no puede utilizarse la estrategia simple derivada de Berry y se hace necesaria una nueva estrategia de estimación.

Para estimar este modelo, se propone un algoritmo donde un bucle interno se anida dentro de otro externo. En el bucle interno, para valores dados de $\bar{\alpha}$, $\bar{\beta}$ y Σ se obtienen, mediante un mapeo de contracción sobre la ecuación [5], valores de las utilidades medias $\delta_1, \dots, \delta_j$ de manera tal que las participaciones de mercado

predichas sean iguales a las observadas. Luego, con los valores iniciales y las utilidades medias obtenidas, se obtiene la expresión de momento

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} \xi' Z (Z' Z)^{-1} Z' \quad [6]$$

y se calculan nuevos estimadores $\bar{\alpha}$, $\bar{\beta}$. Finalmente, se regresa al bucle externo, buscando los valores de Σ que minimicen la expresión de momento [6].⁶

Las fórmulas para el cálculo de las elasticidades en cada mercado t en el modelo Berry son:

$$\eta_{jk} = \begin{cases} -\alpha p_j (1 - s_j) & \text{si } j = k \\ \alpha p_k s_k & \text{si } j \neq k \end{cases}$$

En el modelo BLP, estas fórmulas resultan:

$$\eta_{jk} = \begin{cases} -\frac{p_j}{s_j} \iint \alpha_i s_{ij} (1 - s_{ij}) dG(\alpha_i, \beta_i) & \text{si } j = k \\ -\frac{p_k}{s_j} \iint \alpha_i s_{ij} s_{ik} dG(\alpha_i, \beta_i) & \text{si } j \neq k \end{cases}$$

Los márgenes son obtenidos como la inversa de la elasticidad propia $(m = -\frac{1}{\eta_{jj}})$.

En este trabajo, la función de utilidad indirecta está dada por la expresión

$$u_{ijt} = \beta_{ib} B_{jt} + \alpha_i p_{jt} + \xi_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad [7]$$

donde la utilidad de los consumidores depende del precio de los productos, así como directamente de su marca (representada por B_{jt}), de igual manera para todos los consumidores (ξ_{jt}) y de efectos no observados específicos de cada consumidor, marca y aglomerado (ϵ_{ijt}). Los coeficientes aleatorios en los productos de cada marca están dados por las ecuaciones

$$\beta_{ib} = \sigma_B v_i, \text{ con } v_i \sim N(0,1) \text{ y,}$$

$$\alpha_i = \alpha + \sigma_I I_i,$$

donde I_i es el ingreso observado. Los parámetros de nuestro interés son $\bar{\alpha}$, la utilidad marginal del ingreso del consumidor, y $\bar{\beta}_j$, la utilidad diferencial de cada marca j .

Como se ha explicado, la aplicación del método BLP requiere información al mayor nivel individual posible para consumidores. Con base en la información disponible relativa a estas variables, en este trabajo se optó

⁶ Para una explicación más detallada sobre los pasos a seguir para computar la estimación, véase Rasmusen (2016).

por definir como unidad de observación un conjunto de aglomerados de Argentina, de manera que cada mercado t , está definido por cada combinación aglomerado-mes (para los que se obtuvo los niveles de ingresos medios de sus habitantes, así como una muestra de su distribución a partir de 100 individuos tomados al azar).



Universidad de
San Andrés

III. Datos

Este trabajo tiene como base empírica los datos que surgen de la aplicación de la Resolución 1104 de 2004 de la entonces Secretaría de Energía. Los datos disponibles tienen frecuencia mensual a partir del año 2004 hasta la actualidad y refieren tanto a precios de ventas minoristas como mayoristas de naftas, gasoil, GNC y otros combustibles de menor importancia. Como se mencionó anteriormente, la información utilizada corresponde al año 2017, con sustento en la menor intervención gubernamental sobre precios aguas arriba en este año.⁷ La base de datos tiene información relativa a precios con y sin impuestos y cantidades vendidas a nivel de estaciones de servicio para todas las existentes en el país. Por otro lado, la información presenta una apertura de acuerdo al tipo y calidad de combustible, al tipo de negocio, que puede ser distribuidor, estaciones de servicio u otros, y al canal de comercialización, que puede ser al público, al sector agrícola, al transporte de cargas y otros. En este trabajo nos focalizamos en ventas al público a través de estaciones de servicio para naftas de calidad súper y premium, aunque utilizamos información de otros combustibles (gasoil y GNC) para el trabajo de validación y depuración de los datos.

Para la limpieza de los datos se obtuvo para cada estación de servicio el volumen vendido total de los combustibles seleccionados. Como límite superior se fijó el volumen total de 3300 m³ mensuales, en base a información provista por actores del mercado, considerándose inválidas las entradas por encima de este valor, mientras que como límite inferior se eliminaron aquellas observaciones cuyo promedio anual vendido resultó menor a 20 m³. En relación a los precios, se utilizaron los montos sin impuestos, se eliminaron valores extremos a nivel país y, dado el régimen de alta inflación argentino, se deflactaron utilizando el Índice de Precios al Consumidor, obteniendo valores homogéneos en moneda de diciembre de 2016.

Tal como se mencionó en la Sección II, la unidad observacional definida corresponde a aglomerados, de manera que los volúmenes imputados a cada observación resultan de la sumatoria de los de las estaciones de servicios de cada bandera (en total diez) presentes en ellos, mientras que sus precios corresponden a los promedios. Las participaciones de mercado de las firmas para cada bien fueron calculadas a partir de los volúmenes vendidos para cada calidad de combustibles, y la participación del bien externo fue calculada como la diferencia entre las ventas totales medias, como promedio anual, con las ventas máximas del período 2016 – 2018. La Tabla D1 muestra las participaciones de mercado agregadas y los precios medios por producto. Se observa allí que los volúmenes comercializados de combustibles súper representan aproximadamente el doble que premium. La bandera YPF lidera las participaciones en ambos productos seguida por Shell, mientras que el resto de los jugadores presentan valores relativamente homogéneos. En

⁷ Se utilizó, también, información de volúmenes en el período 2016 – 2018 para el cómputo del bien externo.

relación a los precios, en promedio, las naftas premium son un 12,5% más caras que las súper, y existe un diferencial de aproximadamente 6% entre los máximos y mínimos de los promedios nacionales de cada combustible.

Tabla D1. Principales datos del mercado.

Bandera	Volumen anual (m ³)	Participación de mercado	Precio (promedio)	Precio (desvío estándar)
Nafta Súper	1.477.195	57,62%	12,34	
YPF	738.727	28,82%	12,45	0,87
Shell	333.540	13,01%	12,49	0,81
Esso	158.050	6,17%	12,14	0,72
Petrobras	84.035	3,28%	11,93	0,73
Axion	56.687	2,21%	12,37	0,65
Oil	38.770	1,51%	12,09	0,61
Blanca	32.884	1,28%	12,60	0,69
Refinor	24.446	0,95%	12,39	0,64
Sol	9.056	0,35%	12,31	0,72
Puma	1.000	0,04%	12,65	0,65
Nafta Premium	772.966	30,15%	13,88	
YPF	434.309	16,94%	14,21	0,70
Shell	211.359	8,24%	14,11	1,13
Esso	52.683	2,05%	13,62	0,81
Axion	30.157	1,18%	14,06	0,79
Petrobras	25.438	0,99%	13,56	0,78
Oil	8.253	0,32%	13,46	0,72
Blanca	7.216	0,28%	13,89	0,74
Refinor	1.965	0,08%	13,86	0,67
Sol	1.586	0,06%	14,20	0,59
Bien externo		13,93%		
Total ventas año	2.250.162			1,08

En cuanto a la dispersión de los datos, el desvío estándar de los precios es de 1,08 y el de las participaciones de mercado de 10,53%. El Gráfico D1 incluido en el Anexo muestra los precios medios por aglomerado y región geográfica, así como la cantidad de banderas presentes en cada uno de ellos. Se observa una dispersión significativa en la presencia de banderas entre ciudades, con 2 de ellas en Salta y Ushuaia y 8 en las ciudades más pobladas del país, así como una notoria variabilidad en los precios de los aglomerados. Por su parte, el Gráfico D2 del Anexo muestra la evolución de las cuotas de mercado agregadas para cada

tipo de combustible y de los precios medios. Puede observarse una importante estabilidad de las participaciones a lo largo del tiempo, mientras que los precios muestran que comparten una tendencia común, aunque con variaciones en términos relativos entre las banderas.

Finalmente, en relación a los datos demográficos utilizados para la estimación BLP, se utilizaron datos de la Encuesta Permanente de Hogares de 2017, a partir de los que se obtuvieron los ingresos medios per cápita por aglomerado.



IV. Resultados

Estimación de demanda y márgenes

La Tabla R1 presenta los coeficientes obtenidos para la regresión de la “utilidad media” (δ) de cada marca, sobre el *precio* y un conjunto de variables binarias de *bandera* y *tipo de combustible*, así como un set de control de variables binarias de *mes*. Como se ha explicado, en el caso de la metodología Berry, la variable dependiente consiste en la diferencia ($\delta = \ln [s_{jt}] - \ln [s_{0t}]$), mientras que con respecto a los estimadores de la metodología BLP, estos se basan en la ecuación [4] y han sido computados utilizando el procedimiento descrito en la Sección IV. Las participaciones de mercado predichas fueron calculadas utilizando la ecuación [5]. Los instrumentos, por su parte, incluyen tanto los precios del mismo producto en otros mercados (aglomerados-meses), en promedio (instrumento de Hausman) y como una variable para cada precio en otro aglomerado para 15 aglomerados seleccionados aleatoriamente. Los coeficientes estimados para los precios son negativos y significativos en los casos de ambas metodologías (sus desvíos estándar se muestran debajo de los coeficientes), y la mayor parte de los coeficientes de precios para cada combinación de bandera y tipo de combustible resultan significativamente distintos de cero.

Dado que no se han incluido efectos fijos para los aglomerados en la especificación mientras que sí se incluyen efectos fijos para los meses, la variabilidad de precios y participaciones de mercado que se explota para realizar la estimación es la que se da entre distintos aglomerados en cada período. La elección de esta especificación responde a que, al resultar mayor la variabilidad mencionada, la estimación se vuelve más precisa con esta modelización.

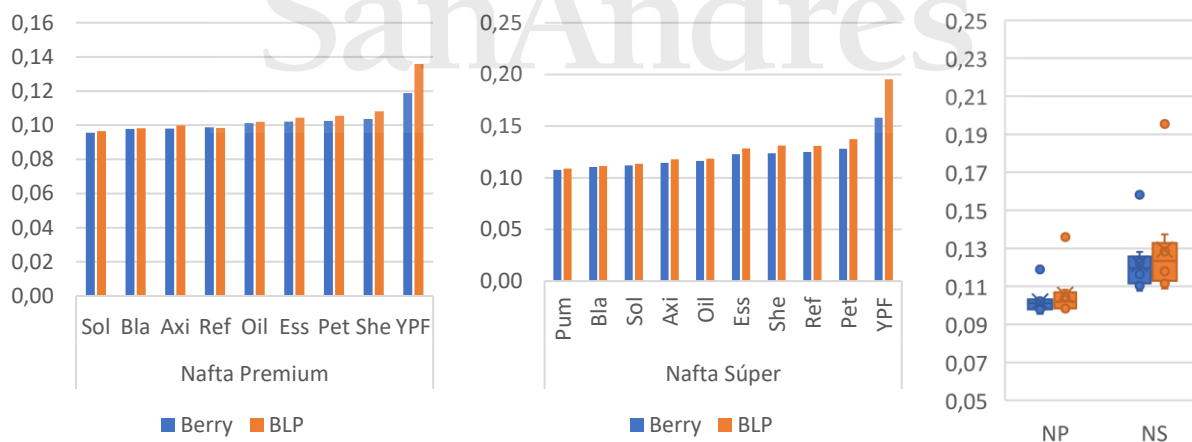
Tabla R1. Coeficientes de la función de demanda estimados, modelos BLP y Berry.

	BLP	Berry
Precio	-1,21 (0,0397)	-0,74 (0,0399)
Dummies	Bandera/combustible Mes	Bandera/combustible Mes
$\bar{\alpha}$	-0,76	
σ_I	0,05	
σ_B	0,05	

Los coeficientes de demanda estimados son utilizados para calcular las elasticidades precio y cruzadas de las distintas banderas y, a partir de ellas, los márgenes por producto de las empresas. Como se ha

mencionado en la sección precedente, para la obtención de márgenes por producto es necesario asumir un modelo particular de competencia, de manera que, en este trabajo, asumimos un modelo de competencia oligopolística a la Bertrand (en precios) con productos diferenciados. Los márgenes medios para todos los aglomerados y todos los meses por bandera y tipo de combustible se exponen en el Gráfico R1, ordenados en función de los coeficientes predichos por los modelos. El rango de márgenes obtenidos con la metodología BLP va desde 10% hasta 19,54%, y entre 9,79% y 15,81% en el caso de Berry. En ambos casos, los márgenes predichos por los modelos tienen el máximo en el caso de las naftas de YPF, que son las únicas que se alejan significativamente del conjunto de banderas (como se aprecia con mayor claridad en el gráfico de cajas en el Gráfico R1). Como puede notarse, la estimación BLP predice valores más altos y con una mayor variabilidad que Berry. Este resultado sería consecuencia, como menciona Nevo (2001, p. 25) y como se ha explicado en la sección metodológica, de la forma más restrictiva que impone la metodología Berry a la elección entre marcas. Si utilizamos los márgenes estimados como referencia del poder de mercado de las marcas, el ordenamiento y la diferencia obtenida entre las marcas es la que se esperaría *a priori*, ya que YPF es la bandera con mayor presencia y participación de mercado en todo el país. Llama la atención la aparición de la bandera Refinor en tercer lugar en el caso de la nafta súper, lo cual es consecuencia de que se exponen promedios de márgenes de las banderas considerando solo aquellos mercados donde tienen participación, de manera que, si bien no es una bandera que tiene presencia en todo el país, en la región en que se encuentra presente, en muchos casos enfrenta poca competencia de otras marcas (en un extremo, en el caso de Salta solo están presentes YPF y Refinor).

Gráfico R1. Estimaciones Berry y BLP de márgenes medios agregados por bandera y combustible.

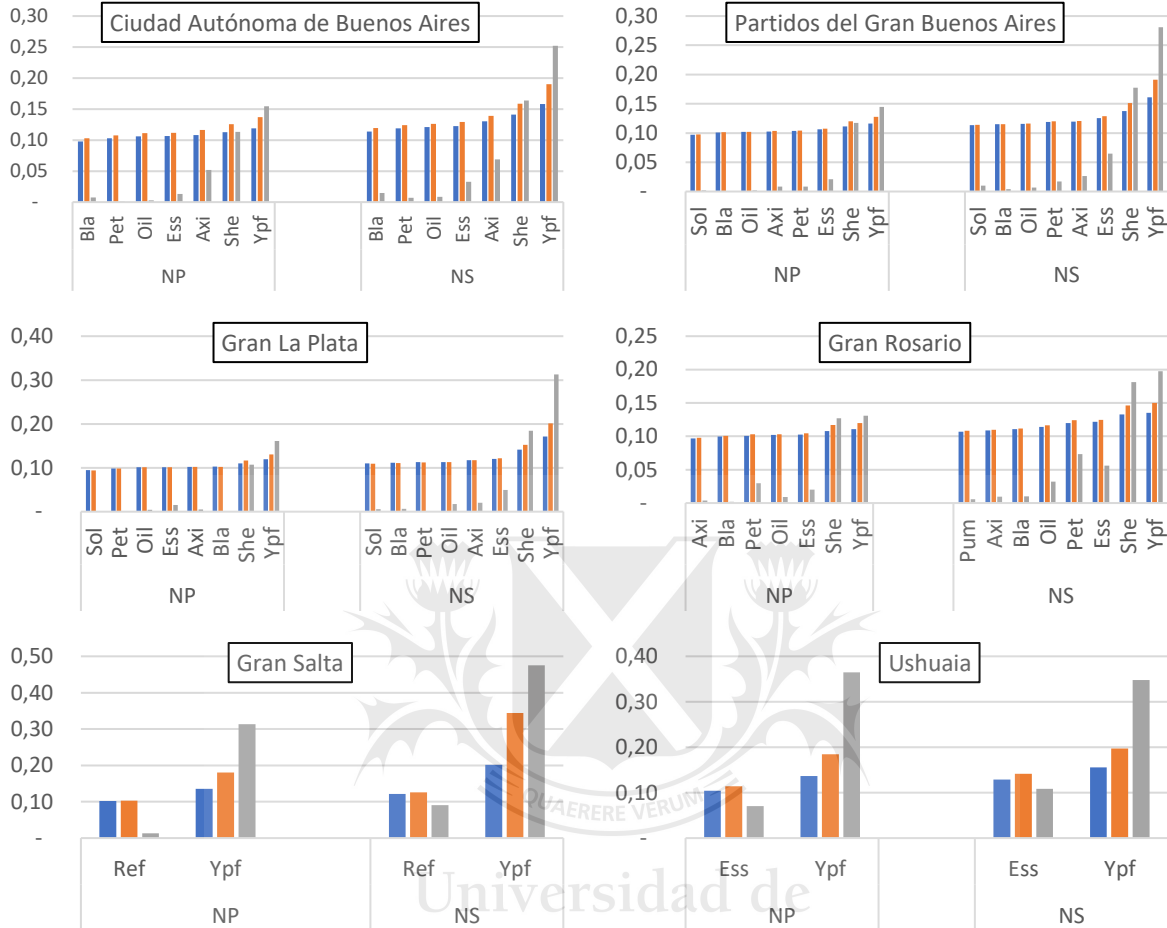


Los resultados expuestos como promedios a nivel país pueden observarse a nivel de cada aglomerado, lo cual, de hecho, resulta más ajustado a la dimensión geográfica de competencia para el bien bajo análisis. La observación de los resultados a nivel de aglomerado permite, además, sortear el problema generado por el cómputo de promedios que, a nivel nacional, sitúan a una empresa con baja presencia geográfica como

Refinor, como una de las que mayor poder de mercado tendría. El Gráfico R2, muestra los valores estimados para los márgenes para los aglomerados de (en orden de izquierda a derecha y de arriba abajo) Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Partidos de Buenos Aires, Gran La Plata, Gran Rosario, Gran Salta y Ushuaia. Su selección para la exposición tiene que ver con el tamaño de los mercados (se eligieron los más grandes) y con el número de firmas presentes en cada uno, donde se buscó exponer mercados heterogéneos en términos de cantidad de banderas presentes. Se exponen en el gráfico, adicionalmente, las participaciones de mercado de cada bandera. Puede observarse, al igual que en los valores promedio nacionales, que las estimaciones realizadas con el método BLP en todos los casos están por encima de aquellas obtenidas a partir de Berry, principalmente en la estimación de los márgenes más altos. Como podría esperarse, los valores de los márgenes alcanzados por las empresas son significativamente más altos en los casos de las ciudades con menor competencia. El caso de Ciudad de Salta es el que muestra los mayores márgenes para la empresa líder, YPF, superando el 30% en nafta súper y acercándose al 20% en nafta premium. El caso de Ushuaia es llamativo ya que los márgenes son similares a las demás ciudades. Puede observarse, también, al comparar las estimaciones con las cuotas de mercado, que, si nos basamos en los márgenes para evaluar el poder de mercado, las diferencias entre las empresas son menos significativas que si nos basáramos sólo en las participaciones. Resulta llamativo el caso de Petrobras en Rosario, donde la estimación de márgenes resulta inferior ordinalmente a la posición en que resultaría si nos basáramos en su participación de mercado, tanto para los combustibles súper como premium.

Universidad de
San Andrés

Gráfico R2. Estimaciones de márgenes Berry (azul), BLP (naranja) y participaciones de mercado (gris).



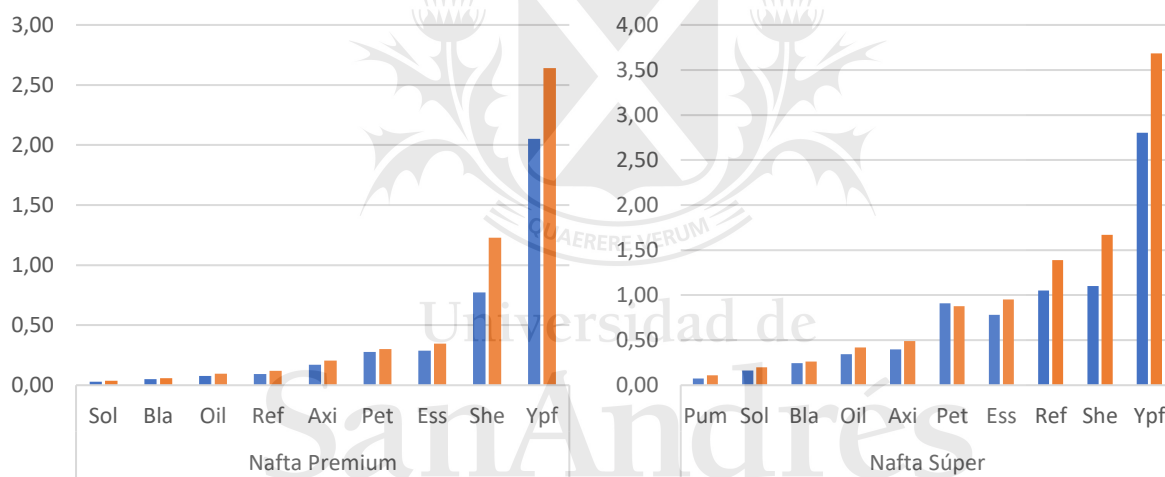
En relación a la dispersión temporal de las estimaciones, se incluye en el Anexo el Gráfico R3 que expone su evolución a lo largo del año para las principales banderas de acuerdo a ambos modelos, donde puede observarse que la variabilidad de las estimaciones a lo largo del período es muy pequeña, aunque más significativa para las naftas súper de YPF y Shell.

Elasticidades cruzadas

Los valores estimados para la función de demanda permiten obtener, también, las elasticidades cruzadas entre productos, que es donde se pone de manifiesto con mayor claridad las ventajas del método BLP frente a Berry. Por construcción, las elasticidades cruzadas en la metodología Berry están restringidas a ser las mismas para todos los bienes, es decir, la elasticidad del bien j , con $j = 1, \dots, J$ ante una variación del precio de cualquier otro bien en ese mercado, será la misma independientemente de cuál sea el bien k , con $k \neq j$ y $k = 1, \dots, J$, que modifique su precio. En la metodología BLP, dependiendo de cuál es el bien k

que modifica su precio, la variación predicha en la demanda del bien j será, *a priori*, distinta. Antes de revisar los coeficientes obtenidos por la metodología BLP, podemos evaluar los resultados de ambos a través de la comparación de los valores estimados por Berry contra un promedio de las elasticidades cruzadas obtenidas por BLP (Gráfico R4). No es sorprendente que las estimaciones realizadas por el método BLP sean superiores en la mayoría de los casos, aunque aquí también se observa que el ordenamiento de empresas de acuerdo a sus coeficientes es distinto según el método que se utilice, puntualmente en el mercado de nafta súper. Como es lógico, YPF es la empresa que mayores cambios en su demanda experimenta ante variaciones en los precios de cualquiera de los demás bienes. En el caso de la nafta súper sucede, al igual que con los márgenes medios para el país, que al tomar en los promedios solo los aglomerados donde las banderas se encuentran presentes, la firma Refinor figura entre las de mayor elasticidad cruzada media a pesar de no tener presencia significativa en todos los mercados.

Gráfico R4. Elasticidades cruzadas Berry (azul) y promedio de elasticidades cruzadas BLP (naranja).



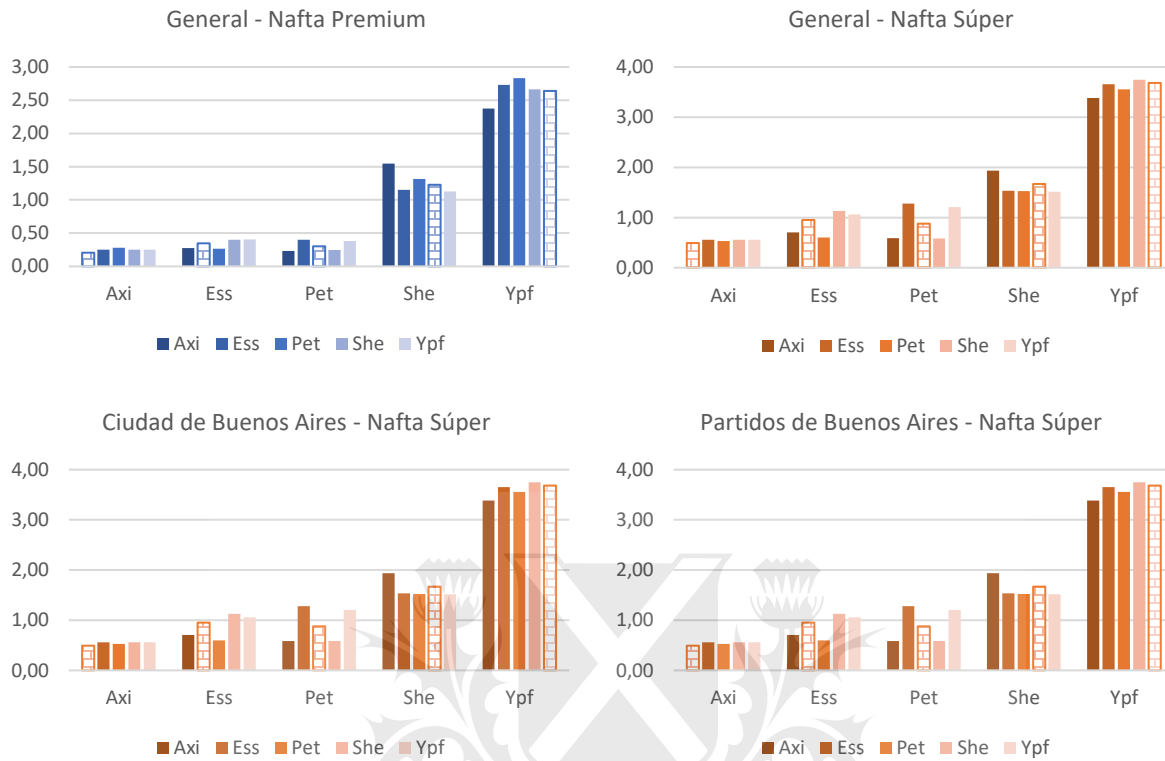
Aunque la comparación de valores medios de BLP brinda una idea de la magnitud de los efectos estimados por esta metodología frente a Berry, la examinación de todos los valores estimados por BLP para las elasticidades nos permite, por un lado, tener una idea de la dispersión de esos efectos, y por otro, tener información más precisa respecto de elasticidades concretas entre las marcas. La Tabla R2 del Anexo expone los resultados obtenidos para las elasticidades como promedio de todos los mercados (donde deben tenerse presente las consideraciones mencionadas relativas a promedios nacionales), mientras que el Gráfico R5 muestra los valores para las principales banderas en mercados seleccionados. La diagonal principal de la Tabla R2, en lugar de mostrar las elasticidades propias, muestra un promedio de la elasticidad de cada bien respecto a los demás (es decir, el promedio de la columna), al igual que las respectivas columnas en el Gráfico R5 (valores que ya se han expuesto en el Gráfico R4), lo que permite apreciar con mayor facilidad la dispersión de los coeficientes de cada producto.

Los valores graficados se interpretan como la variación porcentual esperada de la demanda del bien en el eje de abscisas ante una modificación en el precio del bien referenciado con los colores de las etiquetas. En línea con las elasticidades cruzadas medias expuestas, en términos generales, YPF es el mayor receptor ante incrementos de precios de rivales. Vale resaltar que esto se mantiene para todas las marcas exhibidas. También puede observarse que, por ejemplo, ante un incremento de precios de los combustibles premium de bandera Axion, la proporción de participación que ganaría YPF sería menor que la que obtendría ante variaciones de precios de otros competidores y, por otro lado, Shell obtendría su mayor incremento de demanda posible. La comparación con el valor medio de cada marca permite identificar cuáles son las banderas de las que proporcionalmente obtendrían (cederían) más demanda ante incrementos (disminuciones) en sus precios. Así, si tomamos, por ejemplo, la nafta súper de bandera Petrobras en CABA, podemos concluir que, ante incrementos de precios rivales, se beneficia en mayor medida de las banderas Esso e YPF y en menor medida de Shell y Axion.

No surge una rivalidad particular entre dos marcas de los valores resultantes, esto es, que dos o más marcas recíprocamente tengan elasticidades cruzadas proporcionalmente mayores que con el resto de las marcas. Para el caso del último ejemplo, si tomamos la nafta súper de Esso en CABA, un incremento de precios de Petrobras le provoca el menor aumento en su demanda posible, frente a situaciones donde fueran otras banderas las que incrementarían sus precios, mientras que, en la situación inversa, como se ha dicho, el aumento en la demanda de Petrobras es la mayor posible. Quizá el caso más cercano a una rivalidad entre banderas se pueda encontrar entre YPF y Petrobras en naftas premium a nivel agregado: Petrobras ve su demanda afectada ante cambios en precios de YPF más que ante cambios de precios de otras firmas (a excepción de Esso), mientras la demanda de YPF se muestra más sensible a variaciones en precios de Petrobras más que frente a otras banderas. Sin embargo, no puede sostenerse lo mismo con relación a naftas súper, donde YPF se muestra más sensible a modificaciones de precios de Shell y Esso.

Finalmente, siguiendo a Nevo (2001), podemos observar los resultados de los ratios entre los valores mínimos y máximos de cada columna de la Tabla R2 para tener dimensión de la dispersión de los datos estimados por la metodología BLP y que no podrían conocerse con la metodología Berry. Los resultados muestran que, en el promedio de todos los aglomerados, la menor dispersión tendría lugar en los combustibles de bandera blanca (0,16) y la mayor en el caso de YPF (0,76) en el segmento premium, mientras que, en el segmento súper, Axion (0,21) y Puma (0,81) ocuparían estas posiciones, respectivamente.

Gráfico R5. Elasticidades cruzadas BLP, total país y aglomerados seleccionados, principales banderas.



A modo de recapitulación, hemos encontrado un dominio de la firma YPF frente a todas las marcas para cada tipo de combustible, midiendo el poder de mercado a partir de los márgenes de las firmas. Tal dominio, se manifiesta en todos los aglomerados analizados a la vez que, a nivel agregado en el país, a lo largo de todo el período, y también se ha manifestado a través del análisis de las elasticidades cruzadas, donde se ha observado que la firma es la más afectada por modificaciones en precios de cada uno de sus competidores de manera más significativa que el resto de las empresas. En relación a la metodología de estimación, los resultados de ambos modelos se encuentran alineados, aunque en términos generales hemos encontrado que BLP predice un poder de mercado mayor en la cola superior. El examen de la distribución de elasticidades indicaría que existen heterogeneidades entre los efectos cruzados entre las marcas, que ponen en valor las virtudes de la estimación BLP frente a Berry.

V. Conclusiones

Este trabajo ha abordado la estimación del poder de mercado de las firmas participantes en el mercado de naftas de calidad premium y súper en Argentina, un recurso estratégico y de gran valor económico de todas las economías. Se ha sistematizado la información disponible y, a partir de ella, se ha estimado la función de demanda a través del canal de venta minorista en los 32 aglomerados más poblados del país mediante los métodos BLP y Berry controlando por efectos fijos de marcas y calidades de combustibles, hallándose coeficientes medios para el precio de -0,76 con la metodología BLP ($\bar{\alpha}$) y -0,74 con el abordaje de Berry.

A partir de las estimaciones y, asumiendo una competencia a la Bertrand en precios, se han calculado los márgenes de cada compañía en cada uno de los mercados definidos, observando a nivel agregado y para todos ellos un dominio significativo de la bandera YPF, mientras que para el resto de las firmas se han estimado márgenes relativamente similares. El análisis de elasticidades cruzadas entre las banderas permitió observar la heterogeneidad de efectos entre las marcas, y reveló que YPF es la bandera más influyente, también, frente a cada una de las marcas tomadas por separado. No se encontraron patrones compatibles con una rivalidad puntual entre dos banderas. La dispersión de los efectos cruzados entre banderas puso de manifiesto las ventajas de la estimación mediante el método BLP frente a Berry.

Como línea de trabajo futura, podría explorarse la variabilidad de resultados tomando un lapso temporal mayor, o incorporando un mayor número de variables demográficas, como bien podría ser la composición del parque automotor de los aglomerados o su dimensión, entre otras, o bien, incorporando características de los productos demandados, como podría ser el tipo de servicios que ofrece la estación de servicio. Dos de los mayores desafíos en la realización de una estimación BLP están dados por definir una unidad observacional para un mercado y por la complejidad computacional del método, aspectos en los que, se espera, este trabajo puede ser utilizado como precedente.

Referencias bibliográficas

- Berry, S., Levinsohn, J., y Pakes, A. (1995). "Automobile prices in market equilibrium." *Econometrica*, 63(4):841–890.
- Berry, S., Levinsohn, J., y Pakes, A. (1999). "Voluntary export restraints on automobiles: Evaluating a strategic trade policy." *American Economic Review*.
- Berry, S. T. (1994). "Estimation of discrete-choice models of product differentiation." *Rand Journal of Economics*, 25(2):242–262.
- Bresnahan, T. (1989). "Empirical Studies of Industries with Market Power", volume 2. North-Holland.
- Coloma, G. (1998). "Análisis del Comportamiento del Mercado Argentino de Combustibles Líquidos." *Asociación Argentina de Economía Política*.
- Hausman, J., Leonard, G., y Zona, J. D. (1994). "Competitive analysis with differentiated products." *Annales d'Economie et de Statistique*, (34):159–180.
- Hausman, J. A. (1996). "Valuation of new goods under perfect and imperfect competition." In Bresnahan, T. F. y Gordon, R. J., editors, *The Economics of New Goods, Studies in Income and Wealth*, volume 58. Chicago: *National Bureau of Economic Research*.
- McFadden, D. (1973). "Conditional logit analysis of qualitative choice behavior." In Zarembka, P., editor, *Frontiers of Econometrics*. *New York: Academic Press*.
- Nevo, A. (2000). "Mergers with differentiated products: The case of the ready-to-eat cereal industry." *The RAND Journal of Economics*, 31(3):395–421.
- Nevo, A. (2001). "Measuring market power in the ready-to-eat cereals industry." *Econometrica*, (69):307–342.
- Nevo (2000). "A Practitioner's Guide to Estimation of Random-Coefficients Logit Models of Demand." *Journal of Economics & Management Strategy*, Volume 9, Number 4, Winter 2000, 513–548.
- Rasmusen (2006). "The BLP Method of Demand Curve Estimation in Industrial Organization". Working Papers 2006-04, Indiana University, Kelley School of Business, Department of Business Economics and Public Policy.

Anexo

Gráfico D1. Precios medios (barras, eje izq.) y cantidad de banderas (puntos, eje der.) presentes por aglomerado.

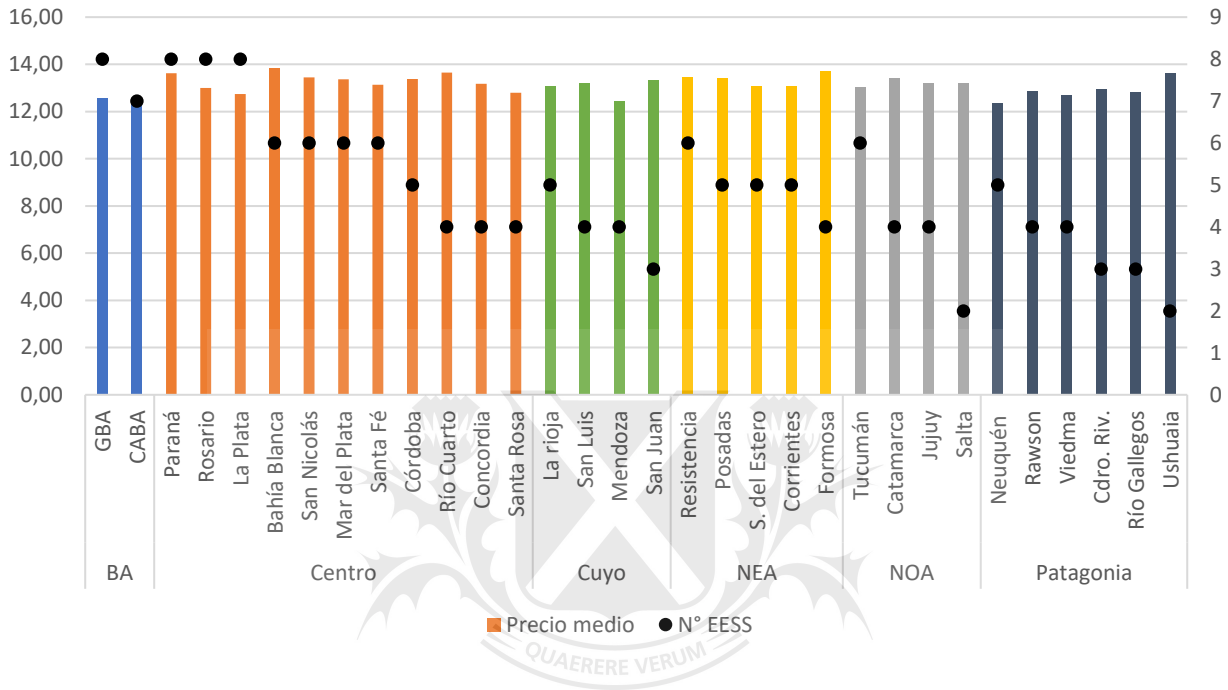


Gráfico D2. Participaciones de mercado agregadas (panel superior) y precios medios agregados (panel inferior) por bandera, combustible y mes.

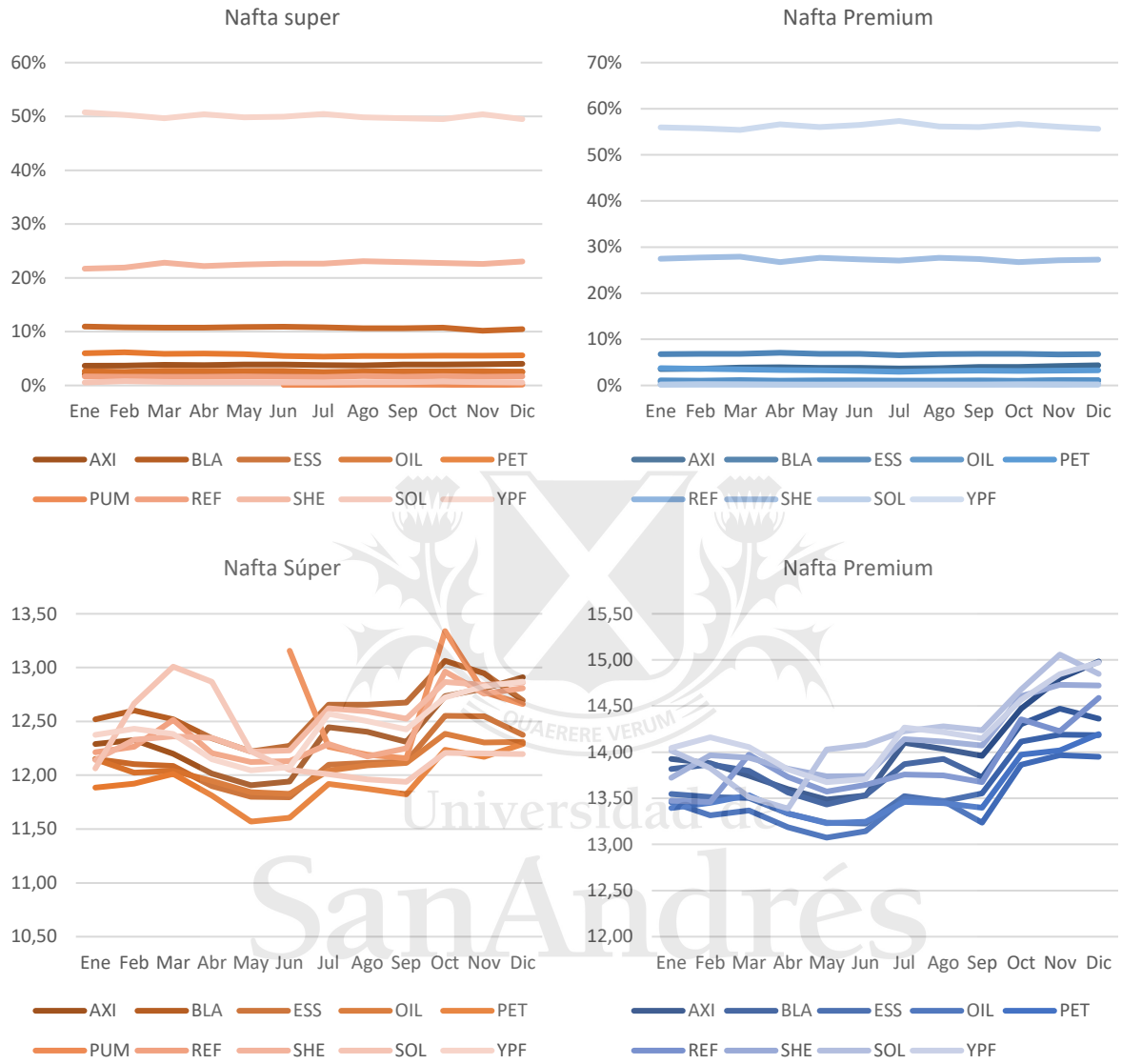


Gráfico R3. Evolución de estimaciones de márgenes a lo largo del año. Izquierda Berry, derecha BLP.

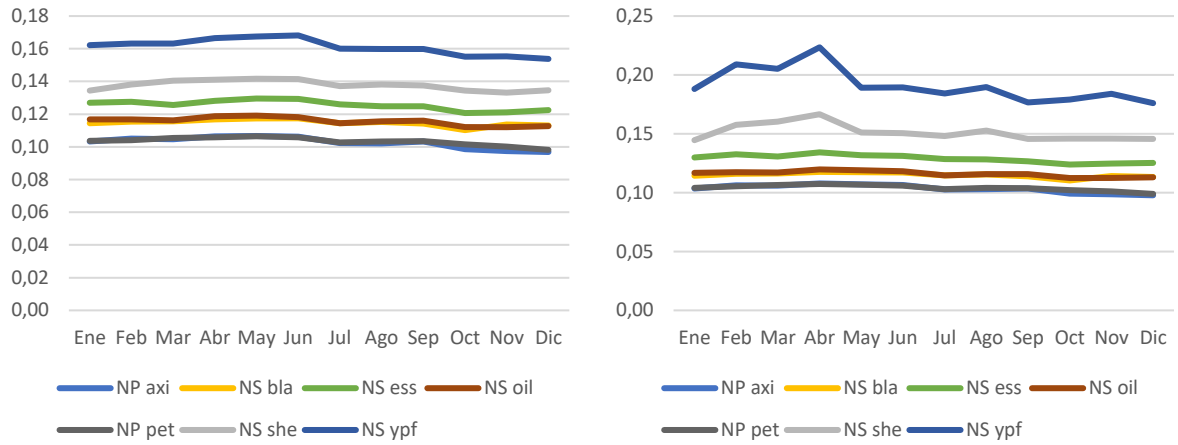


Tabla R2. Elasticidades cruzadas medias agregadas por tipo de combustible.

Premium	Axi	Bla	Ess	Oil	Pet	Ref	She	Sol	Ypf
Axi	0,21	0,03	0,27	0,07	0,23	0,20	1,54	0,03	2,38
Bla	0,24	0,06	0,43	0,13	0,31	0,11	1,11	0,03	2,72
Ess	0,25	0,08	0,35	0,09	0,40	0,11	1,15	0,04	2,73
Oil	0,25	0,05	0,30	0,09	0,13	0,06	1,41	0,03	2,54
Pet	0,28	0,08	0,26	0,09	0,30		1,32	0,04	2,83
Ref	0,10	0,08	0,39	0,06		0,12	0,64		3,14
She	0,25	0,06	0,40	0,10	0,25	0,12	1,23	0,03	2,66
Sol	0,10	0,01	0,23	0,11	0,32		1,44	0,04	2,62
Ypf	0,25	0,07	0,40	0,11	0,38	0,13	1,13	0,04	2,64
Max	0,28	0,08	0,43	0,13	0,40	0,20	1,54	0,04	3,14
Min	0,10	0,01	0,23	0,06	0,13	0,06	0,64	0,03	2,38
Min/Max	0,35	0,16	0,53	0,51	0,32	0,28	0,41	0,64	0,76

Súper	Axi	Bla	Ess	Oil	Pet	Pum	Ref	She	Sol	Ypf
Axi	0,49	0,13	0,71	0,30	0,59	0,13	2,38	1,94	0,13	3,38
Bla	0,40	0,26	1,06	0,48	0,80	0,10	1,13	1,52	0,17	3,69
Ess	0,56	0,28	0,95	0,45	1,28	0,10	1,19	1,53	0,23	3,65
Oil	0,55	0,37	0,91	0,42	0,30	0,10	0,53	1,94	0,19	3,70
Pet	0,53	0,29	0,60	0,32	0,88	0,12		1,52	0,22	3,55
Pum	0,12	0,27	1,41	0,22	0,90	0,11		2,45		2,25
Ref	0,52	0,30	1,11	0,49			1,39	1,07		4,35
She	0,56	0,23	1,13	0,45	0,58	0,10	1,46	1,67	0,19	3,75
Sol	0,34	0,10	0,66	0,45	1,14		1,79	0,20		3,71
Ypf	0,56	0,33	1,06	0,48	1,21	0,10	1,42	1,52	0,23	3,68
Max	0,56	0,37	1,41	0,49	1,28	0,13	2,38	2,45	0,23	4,35
Min	0,12	0,10	0,60	0,22	0,30	0,10	0,53	1,07	0,13	2,25
Min/Max	0,21	0,28	0,43	0,44	0,23	0,81	0,22	0,44	0,56	0,52