



ASOCIACION ARGENTINA  
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

# XLVI Reunión Anual

Noviembre de 2011

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-99570-9-7

EVALUACIONES DE BIENESTAR ANTE  
CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA DEL MERCADO  
DE PAPAS PREFRITAS CONGELADAS: UN  
ANALISIS CON COEFICIENTES ALEATORIOS

**Gonzalez, Julia**  
**Lacaze, Maria V.**

***Evaluaciones de bienestar ante cambios en la estructura del mercado de papas prefritas congeladas: Un análisis con coeficientes aleatorios***

***Julia González***

***M. Victoria Lacaze***

***Grupo de Investigación en Economía Agraria  
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales  
Universidad Nacional de Mar del Plata***

***Evaluaciones de bienestar ante cambios en la estructura del mercado de papas prefritas congeladas: Un análisis con coeficientes aleatorios***

***Julia González<sup>1</sup>***

***M. Victoria Lacaze<sup>2</sup>***

***Grupo de Investigación en Economía Agraria  
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales  
Universidad Nacional de Mar del Plata***

***gonzalezj@mdp.edu.ar***

***mvlacaze@mdp.edu.ar***

***Resumen***

La industria argentina de papas prefritas congeladas (PPC) es altamente diferenciada y concentrada, siendo escasos los estudios que analizan el mercado.

El trabajo evalúa el efecto provocado por cambios hipotéticos en la estructura del mercado marplatense de PPC sobre los precios, las ventas y el excedente de los consumidores. Para ello, se estima la demanda directa de los hogares a través de un modelo de elección discreta con coeficientes aleatorios.

Se emplea un panel de volúmenes y montos de ventas mensuales, entre 2005 y 2009, provistos por una cadena local de supermercados. Asimismo se utilizan datos de la EPH (INDEC).

La fusión Alimentos Modernos-Granja del Sol perjudicaría a los consumidores, evidenciándose una reducción de \$13.277 mensuales en su excedente. Si el mercado funcionara bajo una estructura de firmas monoproducción, se observaría un incremento de \$67.558 mensuales en el excedente de los consumidores.

***Abstract***

Argentinean frozen pre-fried potato (FPP) industry is a concentrated differentiated-products industry with few studies devoted to its functioning.

This paper aims to evaluate the effect of hypothetical changes in market structure on prices, sales, and consumers' surplus. To do this, a random coefficients discrete choice model of household demand is estimated.

The main data source is a panel of monthly quantities and sales for 2005-2009, provided by a local supermarket chain. Socioeconomic information from the Permanent Household Survey (INDEC) is the auxiliary data set.

Alimentos Modernos-Granja del Sol Merger reduce consumers surplus in \$ 13,277. If the market operates under a single-product structure, an increase of \$ 67,558 in consumers surplus would be observed.

***Campos temáticos (JEL): L11, D12***

---

<sup>1</sup> Docente y becaria de investigación de la UNMDP.

Alumna de la Maestría en Economía de la Universidad de San Andrés.

<sup>2</sup> Docente-Investigadora de la UNMDP.

Alumna del Doctorado en Economía de la Pontificia Universidad Católica Argentina.

## 1. Introducción

El estudio de los mercados de productos diferenciados es una parte clave de la organización industrial empírica que, en las últimas décadas, ha generado numerosas investigaciones siendo las estimaciones de demanda un elemento clave de dichos trabajos.<sup>1</sup>

Una de las dificultades que presentan dichas estimaciones es de tipo operativo y se vincula al elevado número de parámetros a estimar. Una segunda dificultad se relaciona con la posibilidad de modelar la heterogeneidad en los gustos de los consumidores, elemento imprescindible si se desea captar el nivel real de diferenciación existente en los mercados. Para ello, no resulta realista postular la existencia de un consumidor promedio.

Desde el modelo logístico de demanda de McFadden (1973), la literatura de la elección discreta ha provisto soluciones a tales desafíos. En particular, los modelos de elección discreta con coeficientes aleatorios (Berry, 1994) han logrado producir estimaciones a partir de datos agregados, flexibilizando además los patrones de sustitución.

Al igual que lo que ocurre en los países desarrollados y debido a los estilos de vida que la urbanización moderna ha impuesto, los supermercados de los países en desarrollo captan segmentos de consumidores orientados a la elección y el consumo de productos obtenidos con elevados estándares de producción y procesamiento; seguros y listos para su consumo.

La industria argentina de papas prefritas congeladas (PPC) se caracteriza por altos niveles de concentración de la oferta y de diferenciación vertical y horizontal. Resultan escasos los estudios que examinan este mercado. Mientras algunos de ellos focalizan en el análisis de los esquemas de integración entre los productores papeiros y la agroindustria, no se cuenta con investigaciones destinadas a estimar modelos de demanda.

**El objetivo** del presente trabajo es evaluar el efecto de potenciales cambios en la estructura del mercado marplatense de papas prefritas congeladas (PPC) sobre los precios, las ventas y el excedente de los consumidores. Para ello, se estima la demanda directa de los hogares por PPC como una función de las características de los productos, las preferencias heterogéneas de los consumidores y ciertos parámetros desconocidos.

**Los datos** provienen de un panel tridimensional de *scanner* de volúmenes físicos y montos de ventas mensuales, para el período 2005-2009, provistos por una cadena local de supermercados. Los coeficientes aleatorios son estimados tras combinar estos datos de panel con los de la base de la Encuesta Permanente de Hogares (INDEC) para el aglomerado Mar del Plata-Batán. Debido a la imposibilidad de vincular ambas bases a través de un criterio de correspondencia geográfica, se aplica un procedimiento que logra combinarlas a través del nivel de ingreso *per cápita* del hogar.

**Las estimaciones** se realizan en Matlab 7.0. La función de demanda se estima aplicando la adaptación de un algoritmo propuesto por Nevo (2001) que minimiza una función objetivo GMM -realizando, en cada iteración, un *contraction mapping* que permite calcular la utilidad media-. Este procedimiento permite obtener estimadores de los parámetros individuales de la función de utilidad y los coeficientes de elasticidad precio de la demanda que resultan específicos para cada combinación de productos. Posteriormente, se estiman los costos marginales de los alimentos disponibles en el mercado. Luego, se proponen dos ejercicios contrafácticos que permiten evaluar cambios en el bienestar ante modificaciones en la estructura de mercado. El primero es el que postula la fusión entre firmas frente a la firma de mayor importancia en el

---

<sup>1</sup> Desde el modelo de gasto lineal de Stone (1954), las estimaciones econométricas han enfrentado el desafío de lograr formas funcionales flexibles y a la vez consistentes con la teoría económica. En este sentido se pueden referenciar los modelos de Róterdam (Theil, 1965), Translog (Christersen *et al.*, 1975) y AIDS (Deaton y Muellbauer, 1980).

mercado. El segundo plantea una estructura de mercado con firmas monoproducción. Para cada escenario hipotético, se obtienen los precios de equilibrio y, en base a ellos, se calcula las variaciones compensatorias.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta una síntesis que caracteriza al mercado de PPC junto a una breve del caso argentino. En la sección 3 se presenta el marco teórico de los modelos de elección discreta, puntualizando en el modelo de oferta y demanda con coeficientes aleatorios que permite simular los cambios en la estructura de mercado y realizar las evaluaciones de bienestar. La sección 4 está destinada a la presentación de los datos, la descripción de la metodología y la identificación de supuestos empleados para efectuar las estimaciones; cuyos resultados se detallan en la sección 5. Las conclusiones se presentan en la sección 6 y la bibliografía, en la sección 7. Por último, la sección 8 incluye un Anexo Estadístico.

## **2. El mercado de las papas congeladas**

La papa constituye un cultivo extensivo anual de elevados costos relativos, cuya productividad puede encontrar limitaciones en las aptitudes agroecológicas, la disponibilidad de agua, la aplicación de agroquímicos y la tecnología disponible. Esto es especialmente cierto, debido a los requerimientos específicos de calidad exigidos, en el caso de la papa destinada a la industrialización.

La papa prefrita congelada (PPC) en forma de bastón ("*french frie*") es el principal producto de esta industria, que también produce papas cubeteadas y en rodajas y otros productos elaborados con pasta de papas, como las *noisette* o las croquetas.

En los últimos cuarenta años, se ha verificado en los países desarrollados un notable incremento en el consumo de PPC, en detrimento de la papa fresca. Estos cambios están asociados a la inserción laboral femenina, la extensión de las jornadas de trabajo y el aumento de los gastos de alimentación fuera del hogar, evidenciándose especialmente un consumo expansivo en locales de comidas rápidas.

A nivel mundial, la capacidad de producción industrial se concentra en Estados Unidos, Holanda, Canadá y Bélgica, que también son los principales exportadores.

En América del Sur, el mayor consumidor de PPC es el mercado institucional, principalmente el segmento *fast food* dominado por las cadenas multinacionales, cuya expansión se produjo durante la década de 1990. La demanda que enfrentan estas firmas se completa con los restaurantes y las cadenas de super e hipermercados.

En Argentina, la existencia de estudios abocados a la caracterización, la evolución y el desarrollo del mercado doméstico de papas congeladas es prácticamente nula, con las excepciones de los trabajos de Mateos (2003) y Bruzone (1998), fuertemente orientados al análisis de las relaciones contractuales entre productores e industriales.

La industria doméstica está altamente concentrada. Mientras McCain abastece a Mc. Donald's en todo el MERCOSUR, Alimentos Modernos elabora, como marcas propias, FarmFrites y RapiPap. Es además el proveedor de la cadena Burger King en el MERCOSUR. Alimentos Modernos producía, hasta el año 2006, la papa prefrita congelada que Molinos S.A. comercializaba con la marca Granja del Sol.

Los datos estadísticos disponibles son bastante obsoletos. En el año 2001, la producción nacional de papa prefrita congelada ascendía a 215.000 toneladas, equivalente al 80% de la producción de papa industria (Mateos, *Op. Cit.*). Mientras que el consumo institucional de estos productos se encuentra en plena expansión, el crecimiento del consumo en los hogares se encuentra limitado, debido al precio relativo de PPC y papa fresca.

### 3. Modelos de elección discreta. Oferta y demanda con coeficientes aleatorios

Los antecedentes de la diferenciación como objeto de análisis en la literatura de la economía agrícola datan de la década de 1920, con el trabajo de Waugh (1928) publicado en el *Farm Economics*, que analizaba la relación entre el precio y las características de las hortalizas comercializadas en los mercados americanos.

Posteriormente, Houthakker (1951-52) y Thail (1951-52) incorporaron en sus modelos teóricos de maximización de la utilidad las características del producto analizado. En tanto Lancaster (1966) postuló una relación objetiva entre los bienes y los atributos distintivos que permiten caracterizarlos. Es a través de estos atributos que los consumidores derivan indirectamente la utilidad que les proporcionan los bienes que adquieren.

Frente a los enfoques que estiman elasticidades cruzadas, como el AIDS, se han desarrollado los denominados “modelos de elección discreta”. El modelo logístico de demanda de McFadden (1973) resuelve algunos desafíos para estimar funciones de demanda para productos diferenciados, fundamentalmente el problema de la dimensionalidad, que se elimina proyectando los productos en un espacio de características.

Sin embargo, el modelo adolece de fuertes implicancias derivadas de sus supuestos, que quedan en evidencia en la manera restrictiva en que se incorpora la heterogeneidad de los consumidores, al asumir que las cuotas de mercado o *market shares* impulsan la sustitución entre productos.<sup>2</sup>

Algunas extensiones, como el modelo con coeficientes aleatorios o *Mixed logit* (Berry, 1994) modelan explícitamente la heterogeneidad en la población y estiman los parámetros desconocidos que condicionan o determinan su distribución, a partir de datos individuales o agregados. El problema se presenta entonces en el tratamiento brindado a los regresores, puesto que se asumen exógenamente determinados.

Por otra parte, estos modelos deben resolver problemas de endogeneidad derivados de la imposibilidad de cuantificar características no observables para el investigador.

La siguiente Tabla sintetiza las ventajas y limitaciones de los modelos logísticos de elección discreta:

**Tabla 1.** Modelos logísticos de elección discreta

	<i>Logit simple</i>	<i>Nested logit</i>	<i>Mixed logit</i>
<b>Espacio en que se define la utilidad</b>	<i>Espacio de características</i>		
<b>Elasticidad propia</b>	<i>Proporcional al precio</i>		<i>Condicional al precio y la información demográfica</i>
<b>Elasticidades cruzadas</b>	<i>Igual para todos los bienes</i>	<i>Distintas entre segmentos definidos a priori</i> <i>Igual al interior de cada segmento</i>	<i>Distinta para cada par de productos analizados</i>
<b>Heterogeneidad en los gustos de los consumidores</b>	<i>No es incorporada</i>		<i>Es incorporada</i>

Elaboración propia en base a la revisión bibliográfica realizada.

<sup>2</sup> Si todos los individuos son iguales entre sí excepto por el término de error, la probabilidad de que elijan cierto bien es igual a la cuota de mercado que el mismo posee. Por lo tanto, el modelo no incorpora explícitamente las características de los consumidores que los hacen diferentes entre sí.

### El modelo de coeficientes aleatorios

En este apartado se presenta el modelo de demanda y oferta que permite evaluar los efectos en el bienestar generados por los escenarios contrafactuales enunciados en la Sección 1. La idea básica es estimar los parámetros estructurales que definen a la demanda y a la oferta para luego emplearlos para simular los equilibrios finales, es decir, asumiendo cada uno de los dos escenarios hipotéticos diseñados. Se estima entonces un sistema de demanda y se utilizan las elasticidades estimadas conjuntamente con un modelo de oferta para obtener los costos marginales.

#### a. Demanda

El primer paso para computar los efectos generados por los escenarios hipotéticos en la estructura de mercado, es la estimación de la demanda.

Se observa  $t = 1, \dots, T$  mercados, cada cual con  $i = 1, \dots, I$  consumidores. En la estimación que se realiza en este trabajo y tal como se explicará en la Sección 4, se define un mercado como la combinación mes/nivel de ingreso. La utilidad condicional indirecta del consumidor  $i$  en relación al producto  $j$  ( $j = 1, \dots, J$ ) en el mercado  $t$  es

$$(1) \quad u_{ijt} = X_j \beta_i^* - \alpha_i^* p_{jt} + \xi_j + \Delta \xi_{jt} + \varepsilon_{ijt}$$

Donde  $X_j$  es un vector fila  $K$ -dimensional de características observables;  $P_{jt}$  es el precio del producto  $j$  en el mercado  $t$ ;  $\xi_j$  es la valoración media de las características del producto no observadas por el investigador;  $\Delta \xi_{jt}$  es el desvío específico de cada mercado en relación a esa valoración media;  $\varepsilon_{ijt}$  es el término estocástico de media cero y  $(\beta_i^*, \alpha_i^*)$  son  $K + 1$  coeficientes específicos por individuo.

Ejemplos de características observables son el contenido energético, de sodio, fibra alimentaria y de grasas saturadas. Las características no observables incluyen un componente vertical, controlado a través de variables *dummies* específicas por producto. Los componentes específicos por mercado se incluyen en  $\Delta \xi_{jt}$  y se tratan como términos de error. Se asume que tanto los consumidores como las firmas conocen tanto las características de producto observadas como las no observadas por el investigador y las tienen en cuenta al realizar sus decisiones de compra u oferta.

La especificación de la ecuación (1) asume que todos los consumidores enfrentan las mismas características de producto, lo cual implica que las características no observadas son idénticas para todos los consumidores.

La distribución de parámetros de gusto por las características de producto es modelada como una normal multivariante, condicional en las variables socioeconómicas y demográficas, con un valor medio que es función de dichas variables y de los parámetros a ser estimados:

$$(2) \quad \begin{pmatrix} a_i^* \\ \beta_i^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a \\ \beta \end{pmatrix} + \Pi D_i + \Sigma v_i$$

$$v_i : N(0, I_{k+1})$$

Donde  $K$  es la dimensión del vector de características observables,  $D_i$  es un vector  $d \times 1$  de variables socioeconómicas y demográficas,  $\Pi$  es una matriz  $(K+1) \times d$  de coeficientes que miden cómo varían las características de gusto en función de las variables socioeconómicas y demográficas y  $\Sigma$  es una *scaling matrix*. Esta especificación garantiza la consistencia de las

características individuales con las variables socioeconómicas y demográficas observadas ( $D_i$ ) y con características adicionales no observadas ( $v_i$ ).<sup>3</sup>

La especificación del sistema de demanda se completa introduciendo la posible decisión de no adquirir ninguno de los productos disponibles en el mercado. La utilidad indirecta de este *outside good*,  $\xi_0$ , es normalizada a cero.

$$u_{i0t} = \xi_0 + \pi_0 D_i + \sigma_0 v_{i0} + \varepsilon_{i0t}$$

Los coeficientes  $\pi_0$  y  $\sigma_0$  no están identificados del intercepto (ecuación (1)), por lo que varían con las características de los consumidores.

$\theta = (\theta_1, \theta_2)$  es un vector que contiene todos los parámetros del modelo.

Mientras que el vector  $\theta_1 = (\alpha, \beta)$  contiene los parámetros lineales; el vector  $\theta_2 = (\text{vec}(\Pi), \text{vec}(\Sigma))$  incluye a los que ingresan al modelo de forma no lineal. De la combinación de las ecuaciones (1) y (2) resulta:

$$(3) \quad u_{ijt} = \delta_{jt}(x_j, p_{jt}, \xi_j, \Delta \xi_{jt}; \theta_1) + \mu_{ijt}(x_j, p_{jt}, v_i, D_i; \theta_2) + \varepsilon_{ijt}$$

$$\delta_{jt} = x_j \beta - \alpha p_{jt} + \xi_j + \Delta \xi_{jt}$$

$$\mu_{ijt} = [p_{jt}, x_j]^{\Phi} * (\Pi D_i + \Sigma v_i)$$

Donde  $[p_{jt}, x_j]$  es un vector  $(K+1) \times 1$  y  $\delta_{jt}$  es la utilidad media. Por su parte, un desvío heteroscedástico de media cero en relación a dicha media,  $\mu_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$ , captura los efectos de los coeficientes aleatorios.

Se asume que los consumidores compran una sola unidad de un único bien, el que les provee la mayor utilidad posible.<sup>4</sup> Este supuesto define un conjunto de variables específicas por individuo que conduce a la elección del bien  $j$  y que, formalmente, se expresa como

$$A_{jt}(x, p_{.t}, \delta_{.t}; \theta_2) = \left\{ (D_i, v_i, \varepsilon_{it}) \mid \mu_{ijt} \geq \mu_{iit} \forall i = 0, 1, \dots, J \right\}$$

Donde  $x$  son las características de todos los productos:  $p_{.t} = (p_{1t}, \dots, p_{Jt})'$  y  $\delta_{.t} = (\delta_{1t}, \dots, \delta_{Jt})'$ . Asumiendo que la indiferencia del individuo entre dos productos (empate) ocurre con probabilidad cero, el *market share* del  $j$ -ésimo producto como una función de los niveles de utilidad media de los  $J+1$  bienes, dados los parámetros, es descripto por:

$$(4) \quad s_{jt}(x, p_{.t}, \delta_{.t}; q_2) = \int_{A_{jt}} dP^*(D, u, e) = \int_{A_{jt}} dP^*(e) dP^*(u) dP^*(D)$$

Donde  $P^*(\cdot)$  son las funciones de distribución poblacional. La segunda igualdad es una consecuencia del supuesto de independencia entre  $D$ ,  $v$  y  $\varepsilon$ . La integral de la ecuación (4) se computa numéricamente.

<sup>3</sup> La distinción entre características individuales observadas y no observadas dependen del conjunto de datos auxiliares que, en este trabajo, provienen de las bases usuarias de la EPH.

<sup>4</sup> Otros modelos estiman la elección de múltiples productos (McFadden, 1984; Hendel, 1999). En este trabajo se supone que los consumidores adquieren una sola marca de papas prefritas congeladas por compra, lo cual es razonable si se asume que la mayoría de las personas consumen un solo tipo de PPC por vez.



Dados los datos agregados de precios y cantidades, una estrategia directa de estimación consiste en elegir los parámetros que minimizan la distancia entre los *market shares* predichos por (4) y los *market shares* observados, resolviendo además la correlación entre precios y *shocks* de demanda, que ingresan en la ecuación (4) de manera no lineal.

Un supuesto que simplifica su resolución consiste en asumir que la heterogeneidad de los consumidores ingresa sólo a través de *shocks* aleatorios aditivos  $\varepsilon_{ijt}$ , distribuidos independiente e idénticamente como una *extreme-value* de tipo I (Gumbel). En otros modelos, como el GEV o el *Nested Logit*, este supuesto es sustituido por una estructura de componentes de varianza, pero se requiere de una segmentación *a priori* de los posibles patrones de sustitución entre productos.<sup>5</sup>

El modelo Logit ha sido empleado para simular efectos provocados por cambios en estructuras de mercado (Werden & Froeb, 1994). Sin embargo, dicho modelo restringe las elasticidades precio propias y cruzadas (Mc Fadden, 1981; Berry, Levenson & Pakes, 1995). El modelo de coeficientes aleatorios permite estimar patrones de sustitución flexibles, no condicionados por segmentaciones *a priori*, como es el caso de los *Nested Logits*. Además, permite verificar que una variación en el precio de un producto genera una sustitución hacia productos de la misma marca o del mismo segmento, aunque no necesariamente hacia productos con más participación en el mercado; lo que sucede al aplicar Logits simples (Lacaze & González, 2011).

#### b. Oferta y equilibrio

Suponiendo F firmas en el mercado, cada una de las cuales produce un subconjunto  $F_f$  de los  $j = 1, \dots, J$  diferentes productos, los beneficios de la firma f son:

$$(5) \quad \Pi_f = \sum_{j \in F_f} (p_j - mc_j) Ms_j(p) - C_f$$

Donde  $s_j(p)$  es el *market share* del producto j, el cual es una función de los precios de todos los productos; M es el tamaño del mercado, que incluye al *outside good*;<sup>6</sup>  $mc_j$  es el costo marginal constante de producción y  $C_f$  es el costo fijo de producción.

Asumiendo que los precios son estrictamente positivos y que existe un equilibrio con una estrategia pura de Bertrand-Nash, el precio de un producto j producido por una firma f debe satisfacer la siguiente condición de primer orden:

$$(6) \quad s_j(p) \sum_{r \in F_f} (p_r - mc_r) \frac{\delta s_r(p)}{\delta p_j} = 0$$

Estas J ecuaciones implican los márgenes entre precio y costo para cada producto. Agrupando todos los productos de la firma f:

$$(7) \quad s_f + (\Delta_f)(p_f - mc_r) = 0$$

En notación matricial, las condiciones de primer orden se expresan como:

$$7.1) \quad s + \Omega \times \Delta(p - mc) = 0$$

<sup>5</sup> Como en el modelo de coeficientes aleatorios el *shock* aleatorio compuesto  $\mu_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$  no es independiente de las características de los productos, los patrones de sustitución cruzada pueden ser derivados de dichas características, prescindiendo de un proceso de segmentación *a priori*.

<sup>6</sup> Ello permite que se mantenga fijo el tamaño del mercado cuando el volumen de ventas aumenta, dado que una variación de este tipo reduce la proporción del *outside good*. De esta manera, el análisis resulta poco sensible a la definición del tamaño del mercado.

Donde  $\Omega$  es la matriz de *ownership* o propiedad de productos observada (anterior al cambio contrafáctico propuesto) y  $\Delta$  es la matriz de derivadas de los *shares* de cada producto respecto de todos los precios de los productos que produce la firma (Nevo, 2000).

Los costos se estiman empleando las condiciones de primer orden, los precios y los *market shares* observados, a través del siguiente sistema de ecuaciones:

$$(8) \hat{c} = p - (\Omega \times \hat{\Delta})^{-1} s$$

Que equivale a:

$$(8.1) \hat{c} = p - [\Omega \times \Delta(p, \hat{\alpha}, \hat{\beta})]^{-1} s$$

Se obtiene una estimación de costos por producto y por mercado. Como se trata de una estimación, existe un error no aditivo asociado a la estimación de los parámetros de la función de demanda. Si dichos parámetros resultan consistentes y asintóticamente normales, la estimación de los costos también lo es.

Los cambios contrafácticos se evalúan considerando la estructura de un mercado para el último período en que se dispone de datos (diciembre de 2009), así como las elasticidades precio propias y cruzadas correspondientes a dicho mes. Los nuevos precios de equilibrio resultan de resolver el siguiente sistema:<sup>7</sup>

$$(9) \hat{p}^* = \hat{c} - [\Omega^* \times \Delta(\hat{p}^*, \hat{\alpha}, \hat{\beta})]^{-1} s(\hat{p}^*)$$

Donde  $\Omega^*$  es la matriz de *ownership* en los contrafácticos propuestos.

### c. Bienestar de los consumidores

El modelo hasta aquí descrito puede ser empleado no sólo para simular el nuevo equilibrio sino para analizar el cambio en el bienestar de los consumidores, empleando como medida de cambio a la variación compensatoria. Si la utilidad marginal del ingreso es fija para cada individuo, lo que equivale a decir que no varía como resultado de un cambio en el precio, la variación compensatoria para el individuo  $i$  es:

$$(10) CV_i = \frac{\ln \left[ \sum_{j=0}^J V_{ij}^{post} \right] - \ln \left[ \sum_{j=0}^J V_{ij}^{pre} \right]}{a_i^*}$$

Donde “post” y “pre” indican respectivamente la parte observada de la función de utilidad, luego y antes del cambio propuesto, es decir, considerando los precios finales e iniciales.

Para estimar la variación compensatoria, se debe tomar una muestra grande  $ns$  de individuos, para cada uno de los cuales simular las características  $v_{is}$  y los errores  $\epsilon_{is}$ . Se busca la alternativa elegida y se calcula la utilidad realizada. Posteriormente, se evalúa la utilidad a los nuevos precios y se propone iterativamente cambios en el ingreso, hasta encontrar el valor que deje indiferente al individuo. Se calcula la variación compensatoria promedio para todos los individuos y luego la variación compensatoria agregada:

<sup>7</sup> Se pueden efectuar simulaciones de equilibrio asumiendo cambios en el costo marginal debido a los procesos de colusión parcial o total. También se puede permitir que los precios cambien manteniendo fijos los *market shares*.

$$(11) N = \int CV_i dP_D^*(D) dP_v^*(v)$$

El cómputo de los cambios en el bienestar requiere de dos supuestos. El primero es que no se producen cambios en los componentes inobservables  $\xi_{jt}$ , al menos en el corto plazo. El segundo, es que no se producen cambios en la utilidad del *outside good*.

#### 4. Fuentes de datos y estrategias de estimación aplicadas

##### a. Datos

Los datos requeridos para estimar el modelo son las características de los productos y sus precios en cada mercado; sus cuotas de mercado o *market shares* y la información demográfica y socioeconómica de los consumidores.

Entre julio de 2005 y diciembre de 2009 inclusive, se cuenta con datos de cantidades vendidas e ingresos unitarios por ventas (IVA incluido) para papas prefritas congeladas, desagregados por sucursal, provistos por una cadena de supermercados marplatense tradicional. En el modelo sólo se incluyeron los datos correspondientes a las 23 sucursales de la firma en la ciudad de Mar del Plata.

Se dispone de información para 18 productos, comercializados a través de cuatro marcas (McCain, FarmFrites, Granja del Sol y RapiPap), tres firmas (McCain, Alimentos Modernos y Granja del Sol),<sup>8</sup> seis segmentos (Bastón, *Golden Longs*, *Noisette*, *Rondelles*, *Smiles* y Croquetas) y diversas presentaciones, definidas por el tamaño del envase.

Como aproximación al precio de compra del consumidor -dato no disponible en el *scanner* de ventas- se calculó el valor unitario por producto como el cociente entre el monto de ventas y el total de unidades vendidas, por mes y sucursal.

Se dispone asimismo de información sobre el contenido nutricional de cada producto (sodio, fibra alimentaria, grasas saturadas y contenido energético), obtenida por inspección directa de sus etiquetas nutricionales.

De acuerdo a lo establecido en el Código Alimentario Argentino, el tamaño de una porción de papas prefritas congeladas es de 85 gr.<sup>9</sup> Como la base de datos del supermercado informa el contenido en gramos de las diferentes presentaciones y productos, se calcula el total de porciones o *servings* vendidos por producto y por mes, como el cociente entre el contenido de un envase y el tamaño de la porción, multiplicado por el total de unidades vendidas. Posteriormente, se obtiene el valor unitario por porción como el cociente entre las ventas totales y el total de *servings* vendidos.

A los fines de incorporar al modelo los efectos aleatorios, se combinaron los datos de esta base con los provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares para el período de referencia.<sup>10</sup>

Esta encuesta es relevada trimestralmente por el INDEC en el Aglomerado Mar del Plata-Batán y se encuentra disponible en su sitio *web* (Microdatos de la EPH 2003-2010).

Se extrajeron tres muestras aleatorias con reposición ( $ns = 180$ ) de cada base usuaria trimestral, por quintiles de ingresos y a los fines de disponer de información demográfica y socioeconómica aleatoria para cada período (mes) en que se informan los datos de ventas de papas prefritas congeladas.

Las variables de interés de la EPH son los siguientes: monto de ingreso *per cápita* familiar percibido en el mes de referencia, grupo decílico de ingreso *per capita* familiar del aglomerado.

<sup>8</sup> Alimentos Modernos, como se mencionara en la Sección 2, comercializa bajo las marcas FarmFrites y RapiPap.

<sup>9</sup> El CAA denomina "porción" a la cantidad media del alimento que debería ser consumida por personas sanas, mayores a 36 meses de edad, en cada ocasión de consumo.

<sup>10</sup> Tercer trimestre de 2005 al cuarto trimestre de 2009.

(que fue agregado en quintiles) y edad promedio del hogar. Esta variable fue construida por los investigadores promediando por hogar las edades de todos sus integrantes. La edad promedio del hogar y el ingreso *per cápita* familiar fueron re-expresados como desvíos de los valores medios de sus respectivas distribuciones.

Los *shocks* aleatorios en gustos se extrajeron como números aleatorios con una distribución normal multivariada con media 0 y varianza 1.

Las bases usuarias de la EPH no proporcionan una referencia geográfica para los hogares encuestados. Por lo tanto, no se puede definir un mercado como una combinación mes/sucursal. Para conectar la información proveniente de la EPH con la del *scanner* del supermercado, se calculó el nivel de ingreso *per capita* promedio de los hogares abastecidos por cada sucursal. Para ello, se empleó la ubicación geográfica de las sucursales para ordenarlas de acuerdo a las fracciones censales establecidas para el operativo del Censo Nacional de Viviendas, Hogares y Población (2001). El ingreso *per capita* promedio de los hogares de cada una de estas fracciones, fue calculado a partir de los datos de una encuesta probabilística de consumo de papas a hogares marplatenses, realizada en junio de 2009.<sup>11</sup> De acuerdo a la escala quintilica de ingresos de estos hogares, las sucursales quedaron clasificadas por niveles de ingresos: altos, medio-altos, medios, medio-bajos y bajos. De este modo y, al igual que otros trabajos - como Das *et al.* (1994)-, se definió “mercado” como la combinación Mes/Nivel de ingreso.

La base de datos empleada para la estimación de la demanda cuenta con un total de 2.145 observaciones distribuidas en 270 mercados.

La demanda de un producto queda definida por su cuota de mercado o *market share*. La estimación del mercado potencial de papas prefritas congeladas o *market size*, bajo el supuesto de que la población abastecida por cada sucursal consumiera papas prefritas con la frecuencia en que lo hacen los consumidores “reales”,<sup>12</sup> debería haberse derivado de la cantidad de operaciones realizadas por sucursal y período. Como no se dispuso de este dato, se empleó la cantidad de hogares por fracción censal y la proporción del mercado local que abastece la cadena, que se estima en un 35% de las ventas totales en supermercados de la ciudad de Mar del Plata.<sup>13</sup>

El mercado potencial o *market size* de cada sucursal es el producto entre los *servings per capita* -declarados en la encuesta de papa, por fracción censal- y la cantidad de personas a las que abastece cada sucursal de la cadena de supermercados.

Agrupadas las sucursales por nivel de ingreso, se agregaron sus respectivos *market sizes* para, finalmente, computar el *market share* de cada producto como el cociente entre la cantidad de porciones o *servings* vendidos efectivamente y el *market size*.

---

<sup>11</sup> Relevada por el Grupo de Investigación en Economía Agraria de la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales (UNMdP) -al cual pertenecen las autoras de este trabajo- para la cual se seleccionó una muestra estratificada proporcional de 500 casos (Rodríguez *et al.*, 2010).

<sup>12</sup> Aquellos que declararon consumir papas prefritas congeladas en la encuesta de consumo de papa a hogares referenciada en la nota anterior. Para dichos hogares (10% de la muestra total), se obtuvo su frecuencia de consumo, el consumo semanal y mensual, la cantidad de integrantes y el ingreso total del hogar. Dado el tamaño de la porción de papas prefritas congeladas de 85 gr., se obtuvieron para estos hogares las porciones o *servings* por hogar y *per capita* consumidos, por mes y en promedio.

<sup>13</sup> Este dato no fue provisto por la cadena de supermercados que brindó el *scanner* de ventas, sino a través de informantes calificados del sector supermercadista local.

*b. Aspectos generales de la estimación. Instrumentos*

El punto clave de la estimación es explotar el producto de variables instrumentales y un término de error estructural para obtener un estimador no lineal GMM. Formalmente,  $Z = [z_1, \dots, z_M]$  es un conjunto de instrumentos tal que

$$E[Z'\omega(\theta^*)] = 0$$

Donde  $\omega$ , una función de los parámetros del modelo, es el término de error definido abajo y  $\theta^*$  es el verdadero valor de esos parámetros. El estimador GMM es

$$(12) \hat{\theta} = \arg \min \omega(\theta)'ZA^{-1}Z'\omega(\theta)$$

Donde A es un estimador consistente de  $E[Z'\omega\omega'Z]$ . El término de error queda definido como el conjunto de características no observadas,  $\Delta\xi_j$  que son computadas como una función de los datos y de los parámetros, resolviendo para  $\delta_j$  el siguiente sistema de ecuaciones implícitas:

$$(13) s_{.t}(x, p_{.t}, \delta_{.t}; \theta_2) = S_{.t}$$

Donde  $s_{.t}(\cdot)$  es la función *market share* definida por la ecuación (4) y  $S_{.t}$  son los *market shares* observados. La solución se obtiene a través de métodos numéricos. Realizada la inversión, la matriz de ponderadores A -ecuación (5)- se computa mediante un procedimiento multietápico. Luego de varias iteraciones que permiten hallar un mínimo, se utiliza la nueva matriz para calcular los estimadores finales. Más detalles acerca del algoritmo de estimación y el procedimiento aplicado pueden ser consultados en González & Lacaze (2011). Los errores estándar de los estimadores se computan empleando *bootstrap* paramétrico, considerando que las extracciones son las mismas para todas las observaciones en un mercado (Berry *et al.*, 1995).<sup>14</sup>

Al quedar definido un producto por el conjunto de características que el mismo posee, el hecho de que el investigador observe sólo algunas características permite la correlación entre precios y el término de error. Por lo tanto, una correcta identificación del modelo requiere de un conjunto de variables instrumentales exógenas que permitan corregir la endogeneidad del precio por variable relevante omitida.

Para instrumentar la correlación entre los precios y la calidad no observada del producto,  $\xi_j$ , se incluyen variables *dummies* por producto que capturan las características que no varían por mercado,  $x_j\beta + \xi_j$ .

En cuanto a la correlación entre precios y *shocks* de demanda específicos para cada mercado, habiendo controlado por efectos específicos por producto y por variables socioeconómicas y demográficas, los *shocks* de demanda no estarán correlacionados con los precios vigentes en otros mercados (condición de independencia). En tanto que, como los costos marginales se asumen iguales en todos los mercados, todos los precios prevalecientes estarán correlacionados (condición de relevancia), convirtiéndose en variables instrumentales válidas (Nevo, 2001).

Por otra parte, cabe señalar aquí que las características de los productos no pueden emplearse como instrumentos pues permanecen constantes entre mercados.

De acuerdo al número de variables incluidas en la estimación de la demanda, que se detallará en la Sección 5, se requiere emplear un mínimo de 14 instrumentos. Se emplearon 1) El

<sup>14</sup> Se encuentran a disposición del lector previo contacto con los autores.

promedio de los precios vigentes en las sucursales que la cadena de supermercados posee en localidades de la zona (Azul, Balcarce, Miramar, Necochea, Olavarría y Tandil) y 2) Para cada producto, el precio vigente en otros mercados (del mismo período o de otros). Se puede afirmar que estos precios son instrumentos relevantes, puesto que permanece invariable el costo de un mismo producto que tiene diferente precio en distintos mercados. Además, cumplen con la condición de exclusión en tanto los desvíos en la valoración que en un nivel de ingreso se observan, en relación a un producto, habiendo controlado por variables socioeconómicas y demográficas, resultan independientes de los desvíos de la valoración respecto a ese mismo producto, por parte de individuos pertenecientes a otros niveles de ingreso. Son estos desvíos en las valoraciones los elementos observados por la cadena de supermercados al fijar los precios en cada nivel de ingreso.

El algoritmo de estimación permite obtener los estimadores de los parámetros del modelo. Agregando los resultados se obtienen las elasticidades precio de las cuotas de mercado (*market shares*) de cada producto:

$$\eta_{jkt} = \frac{\delta s_{jt}}{\delta p_{kt}} \frac{p_{kt}}{s_{jt}} = \frac{p_{jt}}{s_{jt}} \int a_i s_{ijt} (1 - s_{ijt}) dP^*(D) dP^*(v) \quad \text{si } j = k \text{ (elasticidad propia)}$$

$$\eta_{jkt} = \frac{\delta s_{jt}}{\delta p_{kt}} \frac{p_{kt}}{s_{jt}} = -\frac{p_{kt}}{s_{jt}} \int a_i s_{ijt} s_{ikt} dP^*(D) dP^*(v) \quad \text{si } j \neq k \text{ (elasticidad cruzada)}$$

## 5. Resultados

### a. Descriptivos

En este apartado se desea reportar algunos resultados que permiten caracterizar el mercado de PPC que abastece la cadena de supermercados consultada en la ciudad de Mar del Plata, para el período analizado. En la Tabla 2 se incluye la descripción de las marcas y segmentos comercializados. Se observa que McCain es la marca y la firma más importante, en términos del número de segmentos (4) y de presentaciones (8) que comercializa. En tanto que Alimentos Modernos comercializa productos en dos segmentos (Bastón y Noisette), bajo dos marcas distintas: FarmFrites (5 presentaciones) y RapiPap (sólo una).

**Tabla 2.** Presentaciones disponibles, por marca y segmento

Marca Segmento	McCain	FarmFrites	Granja del Sol	RapiPap
<b>Bastón</b>	720 gr. (*) 1000 gr. 1500 gr.	400 gr. 700 gr. 1000 gr.	500 gr. 800 gr.	700 gr.
<b>Golden Longs</b>	1000 gr.	-	-	-
<b>Noisette</b>	500 gr. 1000 gr.	450 gr. 1000 gr.	-	-
<b>Rondelles</b>	1000 gr.	-	-	-
<b>Croquetas</b>	-	-	300 gr.	-

(\*) Existen dos presentaciones de 720 gr. distintas.

Elaboración propia en base a datos de *scanner* de ventas (2005-2009)

Evaluando la participación de las marcas en los mercados de un mismo nivel de ingreso, en términos de la frecuencia de aparición de sus productos, se advierte que McCain y FarmFrites concentran más del 60% de los productos comercializados y que ello se observa para todos los niveles de ingreso. Se puede apreciar que RapiPap tiene una presencia algo más relevante que el resto de las marcas en los mercados de ingreso bajo. Considerando firmas en lugar de marcas, se deduce que Alimentos Modernos es la de mayor importancia. (Tabla 3a).

**Tabla 3a.** Participación de las marcas por mercado de igual nivel de ingreso (Frecuencia de aparición de los productos)

Ingreso	Alto	Medio Alto	Medio	Medio Bajo	Bajo
<b>Marca</b>					
<b>McCain</b>	<b>35%</b>	<b>38%</b>	<b>42%</b>	<b>37%</b>	<b>35%</b>
<b>FarmFrites</b>	<b>37%</b>	<b>35%</b>	<b>33%</b>	<b>36%</b>	<b>36%</b>
<b>Granja del Sol</b>	10%	12%	9%	9%	7%
<b>RapiPap</b>	17%	15%	16%	18%	<b>22%</b>
<b>Total</b>	100%	100%	100%	100%	100%

Elaboración propia en base a datos de scanner de ventas (2005-2009)

En la Tabla 3b se analiza la composición de los mercados de igual nivel de ingreso, en términos de la frecuencia de aparición de los productos de cada marca. Se puede concluir que es en los mercados de ingresos medio-alto y medio donde verifica la mayor presencia de todas las marcas. La firma con mayor presencia es Alimentos Modernos.

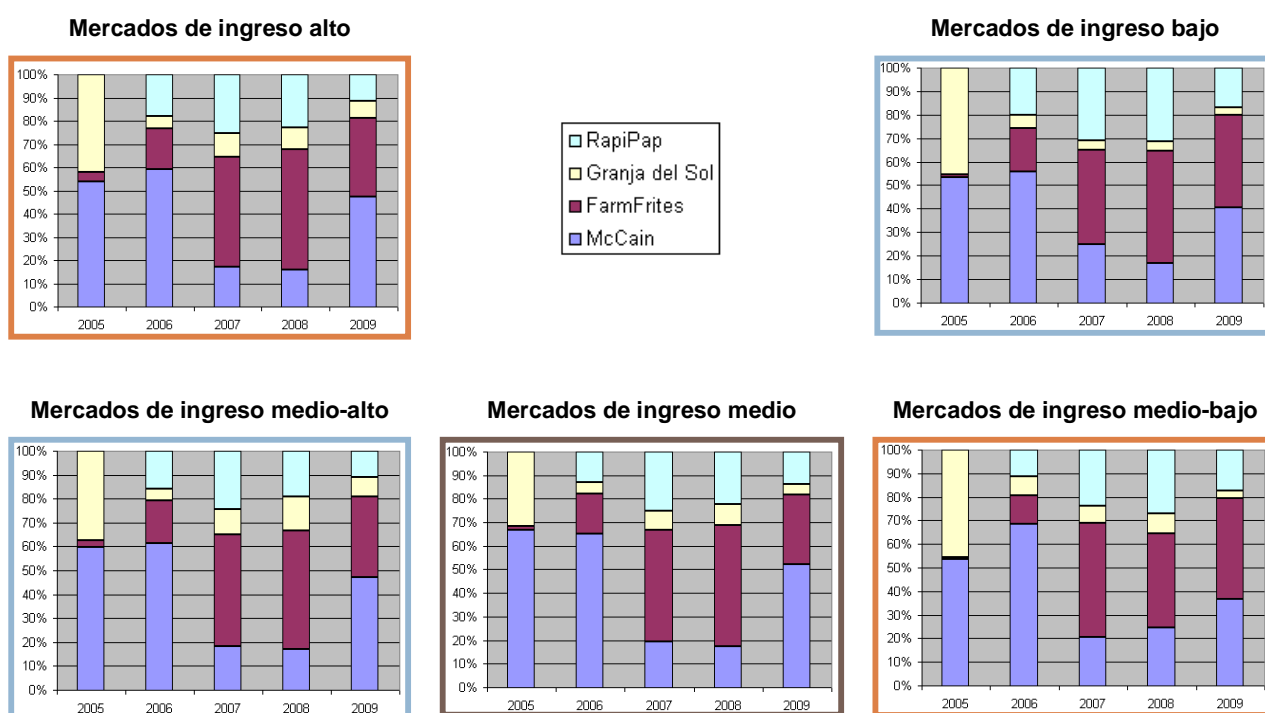
**Tabla 3b.** Composición de los mercados de igual nivel de ingreso en términos de las marcas

Ingreso	Alto	Medio Alto	Medio	Medio Bajo	Bajo	Total
<b>Marca</b>						
<b>McCain</b>	12%	<b>30%</b>	<b>40%</b>	11%	6%	100%
<b>FarmFrites</b>	14%	<b>31%</b>	<b>36%</b>	12%	7%	100%
<b>Granja del Sol</b>	14%	<b>37%</b>	<b>33%</b>	11%	5%	100%
<b>RapiPap</b>	14%	<b>28%</b>	<b>37%</b>	13%	9%	100%

Elaboración propia en base a datos de scanner de ventas (2005-2009)

El Gráfico 1 presenta la evolución de las ventas anuales por marca, como porcentaje del total de las ventas de los mercados de igual nivel de ingreso; en los cuales se observa un patrón de comportamiento similar. En primer término, se verifica una disminución de las ventas de Granja de Sol a partir de 2006, contrayéndose año a año su participación relativa para todos los niveles de ingreso. Luego, la marcada contracción de McCain desde 2007, que favoreció a la firma Alimentos Modernos puesto que tanto FarmFrites como RapiPap crecieron, aunque esta última presenta una evolución contractiva en el último año, en el cual McCain volvió a ganar participación en todos los casos.

**Gráfico 1. Evolución de las ventas anuales por marca, en porcentaje del total de ventas**



Elaboración propia en base a datos de scanner de ventas (2005-2009)

Finalmente, en la Tabla 4 se reportan los precios promedio (\$/porción) para cada segmento y nivel de ingreso. Con sólo dos excepciones, observadas para Croquetas de papa y Noisette, se verifica que los precios aumentan con el nivel de ingreso. Para todos los niveles de ingreso, los productos más accesibles son Golden Longs, Rondelles y Bastón, en ese orden. Las Croquetas son el producto más caro, independientemente del nivel de ingreso.

La penúltima columna reporta la diferencia porcentual entre el precio promedio del nivel de ingreso bajo y el del nivel de ingreso alto. Las mayores diferencias se registran para los segmentos Golden Longs y Smiles; las menores diferencias, para Bastón. La última columna reporta las diferencias porcentuales entre los precios vigentes en mercados de ingresos medio y alto. Las mayores diferencias corresponden a los segmentos Smiles y Noisette. Las menores diferencias se dan para Bastón.

**Tabla 4. Precio promedio por porción (en \$)**

Ingreso	Alto	Medio-alto	Medio	Medio-bajo	Bajo	Bajo/Alto	Medio/Alto
<b>Croquetas de papa</b>	1,956	1,964	1,907	1,921	1,885	-3,63%	-2,51%
<b>Bastón</b>	0,613	0,611	0,604	0,612	0,607	-0,98%	-1,47%
<b>Golden Longs</b>	0,446	0,441	0,439	0,423	0,421	-5,61%	-1,57%
<b>Noisette</b>	1,125	1,119	1,092	1,124	1,103	-1,96%	-2,93%
<b>Rondelles</b>	0,539	0,534	0,529	0,519	0,518	-3,90%	-1,86%
<b>Smiles</b>	1,069	1,059	1,033	1,028	1,021	-4,49%	-3,37%

Elaboración propia en base a datos de scanner de ventas (2005-2009)



*b. Estimación de la demanda: Coeficientes y elasticidades precio*

La estimación de la demanda incluyó un subconjunto de la totalidad de las variables disponibles, tanto en las que ingresan en la parte lineal de la función de utilidad como las que lo hacen en la parte no lineal.

En el primer caso, el número de variables explicativas se redujo por razones de multicolinealidad entre marcas y entre segmentos. Por lo tanto, el modelo final incluye una variable de marca (McCain) y tres variables de segmento (Bastón, Noisette y Smiles); el precio de cada producto, las variables de información nutricional (calorías, sodio, grasas y fibra) y la constante.

En cuanto a las variables que ingresan en la parte no lineal, se computaron las interacciones entre el nivel de ingreso del hogar y el precio, como también en relación a cada una de las variables referidas información nutricional. Además, se permitió la interacción entre la edad promedio del hogar y el precio; y entre aquella y el segmento Smiles -destinado específicamente al público infantil-. En total, el modelo incluye 7 interacciones.

Cabe mencionar aquí que, en una versión preliminar de este trabajo (González & Lacaze, 2011) fueron exploradas las interacciones con otras variables socioeconómicas y demográficas extraídas de la EPH: el tamaño del hogar y la presencia de niños (número de integrantes menores de 10 años de edad). Debido a la cantidad de datos disponibles (n = 2145), la inclusión de dichas variables dificulta seriamente el proceso de convergencia del algoritmo. Por tal razón, en este trabajo se incluyó una variable, edad promedio del hogar, considerando que la misma puede funcionar como variable síntesis que captura tanto el número total de integrantes como la presencia de niños en el hogar.

La Tabla 5 reporta la descripción de las variables incluidas en el modelo estimado.

**Tabla 5.** Variables incluidas en el modelo de coeficientes aleatorios

Variable	Fuente	Tipo de variable	Especificación	Comentarios	
<b>Precio</b>	Scanner de ventas del supermercado local	Continuas	Ventas/Porciones vendidas	Valor unitario por porción	
<b>Contenido</b>			Gramos de producto	-	
<b>Calorias</b> <b>GrasasSat</b> <b>FibraAlim</b> <b>Sodio</b>			Contenido de nutrientes por porción	Fuente: etiqueta nutricional (datos relevados en góndola)	
<b>McCain</b> <b>Bastón</b> <b>Noisette</b> <b>Smiles</b>		Catóricas (Binarias)	-		
<b>Ingreso</b>		Encuesta Permanente de Hogares	Continuas	Ingreso pc familiar ( en pesos)	Desvíos de los valores medios de sus respectivas distribuciones
<b>Edad promedio</b>				Promedio de las edades de los miembros del hogar (en decenas de años)	

Elaboración propia en base a datos de scanner de ventas y EPH Mar del Plata-Batán, ambos 2005-2009

En la Tablas 6a y 6b se presentan los resultados de las estimaciones.

**Tabla 6a.** Coeficientes estimados (Parámetros medios) y diagnóstico del modelo

Estimaciones de los mean parameters				
Variable	Coef	SE	t	p-value
const	-5,975	3,953	1,511	0,131
<i>Precio</i>	<i>-6,677</i>	<i>2,823</i>	<i>2,365</i>	<i>0,018</i>
Contenido	-0,584	0,608	0,960	0,337
<i>Calorias</i>	<i>5,581</i>	<i>1,779</i>	<i>3,137</i>	<i>0,002</i>
<i>GrasasSat</i>	<i>-1,763</i>	<i>0,509</i>	<i>3,468</i>	<i>0,001</i>
<i>FibraAlim</i>	<i>5,229</i>	<i>2,491</i>	<i>2,099</i>	<i>0,036</i>
Sodio	-4,243	2,847	1,490	0,136
<i>McCain</i>	<i>-6,938</i>	<i>2,483</i>	<i>2,794</i>	<i>0,005</i>
<i>Baston</i>	<i>-15,973</i>	<i>9,845</i>	<i>1,622</i>	<i>0,095</i>
<i>Noisette</i>	<i>0,891</i>	<i>0,477</i>	<i>1,869</i>	<i>0,062</i>
Smiles	0,715	7,334	0,097	0,922
Diagnóstico del modelo				
ChiSq	13369,93		RSq	0,647
GMM Obj	4,36		RSq_G	0,850
% de coeficientes precio > 0				0,067%

Fuente: Elaboración propia en base a resultados obtenidos en Matlab 7.0

Las medias de la distribución de las utilidades marginales ( $\beta_s$ ) se obtuvieron aplicando un procedimiento de distancia mínima y se reportan en la segunda columna de la Tabla precedente. Los coeficientes que resultan estadísticamente significativos presentan los signos esperados. Para el consumidor promedio, incrementos en el precio y en el contenido graso del producto provocan reducciones en su nivel de utilidad. En tanto que incrementos en el contenido energético y de fibra alimentaria aumentan la utilidad del consumidor promedio. Por otra parte, la elección de cualquier marca mejora la mejora la utilidad del consumidor en relación a McCain. Finalmente, el segmento Bastón resulta, en términos generales, el de menor valoración; mejorando las *Noisette* la utilidad del consumidor promedio.

No resultan significativos al 10% los coeficientes del Contenido del producto (en gramos), el contenido de sodio en el producto y las PPC del segmento Smiles; aunque los signos son los esperados.

La Tabla 6a reporta las medidas de diagnóstico del modelo: la prueba de Chi-Cuadrado, los coeficientes de determinación, el valor de la función objetivo GMM y la proporción de coeficientes precio mayores a cero. Todos los valores resultan similares a los reportados en otros trabajos que estiman modelos con coeficientes aleatorios.

Para evaluar la heterogeneidad en torno a los valores medios antes comentados, la Tabla 5.b reporta los efectos de las variables socioeconómicas y demográficas incluidas en las pendientes de los parámetros.

Las celdas con guiones indican la inexistencia de asociación entre las características incluidas en el modelo y las variables de la EPH utilizadas. Los hogares con mayor poder adquisitivo resultan más sensibles al precio de las PPC, el contenido graso, de sodio y de fibra alimentaria; pues mayor utilidad obtienen, en relación a los hogares de menor ingreso. A mayor ingreso se

verifica una mayor valoración de papas prefritas congeladas con menor contenido graso y de sodio; pero con mayor contenido de fibra alimentaria y de precio más alto.

Por otra parte, los hogares con mayor edad promedio presentan también resultan más sensibles al precio, reportando una mayor valoración por productos más caros.

Resultan no significativas al 10% las interacciones entre los parámetros de gusto (obtenidos como *shocks* aleatorios con una distribución normal) y el precio, y entre aquéllos y el contenido graso, lo cual indica que toda la heterogeneidad en los coeficientes es explicada por las variables de la EPH consideradas. Por otra parte, tampoco resulta significativa la interacción entre ingreso y contenido calórico; en este caso, toda la heterogeneidad es explicada por los *shocks* aleatorios en gustos. Ello también sucede al evaluar las interacciones con la variable segmento Smiles, pues la interacción con la edad promedio no resulta significativa.

**Tabla 6b.** Coeficientes estimados (Interacciones)

Variable	$\Sigma$			$\Pi$					
				ingreso			edad		
	Coef	SE	p-value	Coef	SE	p-value	Coef	SE	p-value
const	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Precio	2,033	6,008	0,735	0,030	0,015	0,046	1,500	0,879	0,088
Contenido	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Calorias	1,060	0,382	0,006	0,006	0,009	0,486	-	-	-
GrasasSat	-2,159	1,974	0,274	-0,183	0,099	0,065	-	-	-
FibraAlim	0,813	0,313	0,009	0,220	0,120	0,066	-	-	-
Sodio	-1,126	0,488	0,021	-0,003	0,001	0,014	-	-	-
McCain	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Baston	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Noisette	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Smiles	2,495	1,257	0,047	-	-	-	0,128	0,090	0,154

Fuente: Elaboración propia en base a resultados obtenidos en Matlab 7.0

Para evaluar la heterogeneidad en torno a los valores medios antes comentados, la Tabla 6b reporta los efectos de las variables socioeconómicas y demográficas incluidas en las pendientes de los parámetros.

Las celdas con guiones indican la inexistencia de asociación entre las características incluidas en el modelo y las variables de la EPH utilizadas. Los hogares con mayor poder adquisitivo resultan más sensibles al precio de las PPC, el contenido graso, de sodio y de fibra alimentaria; pues mayor utilidad obtienen en relación a los hogares de menor ingreso. A mayor ingreso se verifica una mayor valoración de papas prefritas congeladas con menor contenido graso y de sodio; pero con mayor contenido de fibra alimentaria y de precio más alto.

Por otra parte, los hogares con mayor edad promedio presentan también resultan más sensibles al precio, reportando una mayor valoración por productos más caros.

Resultan no significativas al 10% las interacciones entre los parámetros de gusto (obtenidos como *shocks* aleatorios con una distribución normal) y el precio, y entre aquéllos y el contenido graso, lo cual indica que toda la heterogeneidad en los coeficientes es explicada por las variables de la EPH consideradas. Por otra parte, tampoco resulta significativa la interacción entre ingreso y contenido calórico; en este caso, toda la heterogeneidad es explicada por los *shocks* aleatorios en gustos. Ello también sucede al evaluar las interacciones con la variable segmento Smiles, pues la interacción con la edad promedio no resulta significativa.

La Tabla 7, que se presenta en la página siguiente por razones de espacio, reporta los valores medios de los coeficientes de elasticidad precio, propias y cruzadas, obtenidas tras computar el coeficiente de sensibilidad precio individual que resulta luego promediado a una media para el conjunto ns de individuos. Para ello, se pondera por las probabilidades específicas de compra. Los cálculos fueron realizados para cada uno de los 270 mercados (5 niveles de ingreso para 12 meses de 4 años y 6 meses de 1 año).

Cada celda indica el cambio porcentual en la demanda o *market share* del producto presentado en fila, ante una variación porcentual unitaria en el precio del producto presentado en columna. Como el modelo no implica que la elasticidad sea constante, la matriz depende de los valores de las variables empleadas para evaluarla.

En la diagonal principal se presentan los valores medios para los coeficientes de elasticidad propia. Se observar allí que todos los productos están asociados a coeficientes mayores a la unidad en valor absoluto.

El cálculo de las elasticidades cruzadas resulta un poco más complejo, pues la cantidad de productos disponibles varía notablemente de mercado a mercado; no estando disponibles, para ninguno de los 270 mercados, los 18 productos incluidos en el *scanner* de ventas. Los valores que se presentan en la Tabla 7 son los promedios para todos los mercados. Los signos de los coeficientes son los esperados (bienes sustitutos).

### c. Costos marginales

Los costos marginales fueron obtenidos según se explicitara en la Sección 3.b. Corresponden al promedio de costos para todos los productos comercializados en todos los niveles de ingreso durante el mes de diciembre de 2009, período elegido para efectuar los ejercicios contrafácticos. Están expresados en pesos por porción. Se reportan, junto a los márgenes de comercialización (precio menos costo marginal) en la siguiente Tabla:

**Tabla 8.** Costos marginales por porción (Diciembre 2009)

ID	Segmento	Marca	Contenido (Grs.)	CMg (promedio)
1110	Bastón	MC CAIN	720	0,537
1310	Noisette	MC CAIN	500	1,363
1320	Noisette	MC CAIN	1000	1,381
1510	Smiles	MC CAIN	600	1,206
2110	Bastón	FARM FRITES	400	1,189
2120	Bastón	FARM FRITES	700	0,808
2130	Bastón	FARM FRITES	1000	0,637
2310	Noisette	FARM FRITES	450	0,813
2320	Noisette	FARM FRITES	1000	0,801
3610	Croquetas	GRANJA DEL SOL	300	2,706
4110	Bastón	RAPI PAP	700	0,301

Fuente: Elaboración propia en base a resultados obtenidos en Matlab 7.0

**Tabla 7. Elasticidades precio (Promedio para todos los mercados)**

	1110	1111	1120	1130	1210	1310	1320	1410	1510	2110	2120	2130	2310	2320	3110	3120	3610	4110
1110	<b>-1,8715</b>	0,0330	0,0749	0,0368	0,0098	0,0249	0,0260	0,0058	0,0305	0,0392	0,0568	0,0431	0,0007	0,0006	0,1099	0,0666	0,0182	0,0887
1111	0,0552	<b>-1,5567</b>	0,0735	0,0562	0,0094	0,0374	0,0144	0,0052	0,0100	0,0767	0,0111	0,0121	0,0007	0,0006	0,1060	0,0642	0,0001	0,0144
1120	0,0544	0,0305	<b>-1,6161</b>	0,0453	0,0097	0,0386	0,0156	0,0053	0,0179	0,0731	0,0277	0,0291	0,0007	0,0006	0,0979	0,0654	0,0002	0,0562
1130	0,0523	0,0347	0,0775	<b>-1,7104</b>	0,0093	0,0280	0,0152	0,0055	0,0133	0,0046	0,0125	0,0194	0,0042	0,0008	0,1114	0,0666	0,0005	0,0453
1210	0,0124	0,0055	0,0136	0,0058	<b>-1,5478</b>	0,0278	0,0080	0,0039	0,0069	0,0061	0,0042	0,0041	0,0007	0,0006	0,0220	0,0115	0,0004	0,0066
1310	0,0511	0,0368	0,0098	0,0249	0,0260	<b>-2,0692</b>	0,0279	0,0043	0,0365	0,0110	0,0292	0,0258	0,0022	0,0051	0,0557	0,0266	0,0191	0,0532
1320	0,0322	0,0047	0,0131	0,0051	0,0042	0,0301	<b>-1,6857</b>	0,0020	0,0169	0,0090	0,0212	0,0170	0,0012	0,0010	0,0187	0,0149	0,0191	0,0425
1410	0,0131	0,0059	0,0168	0,0068	0,0076	0,0532	0,0086	<b>-1,7396</b>	0,0095	0,0066	0,0086	0,0060	0,0074	0,0430	0,0236	0,0125	0,0004	0,0161
1510	0,0614	0,0087	0,0371	0,0154	0,0076	0,0374	0,0270	0,0050	<b>-2,0985</b>	0,0188	0,0323	0,0243	0,0007	0,0003	0,0304	0,0189	0,0160	0,0534
2110	0,0700	0,0402	0,0241	0,0557	0,0266	0,0386	0,0086	0,0074	0,0203	<b>-1,9728</b>	0,0497	0,0240	0,0020	0,0007	0,0007	0,0006	0,0063	0,0418
2120	0,0741	0,0171	0,0593	0,0180	0,0103	0,0280	0,0210	0,0057	0,0292	0,0216	<b>-1,7014</b>	0,0517	0,0009	0,0006	0,0603	0,0464	0,0125	0,0767
2130	0,0771	0,0163	0,0625	0,0180	0,0105	0,0278	0,0208	0,0059	0,0276	0,0291	0,0627	<b>-1,5567</b>	0,0004	0,0006	0,0558	0,0458	0,0119	0,0731
2310	0,0012	0,0010	0,0006	0,0175	0,0043	0,0017	0,0011	0,0003	0,0008	0,0008	0,0012	0,0019	<b>-1,2704</b>	0,0458	0,0557	0,0266	0,0189	0,0046
2320	0,0012	0,0041	0,0007	0,0006	0,0220	0,0043	0,0007	0,0006	0,0016	0,0006	0,0006	0,0006	0,0273	<b>-1,1421</b>	0,0180	0,0103	0,0026	0,0061
3110	0,0416	0,0232	0,0780	0,0247	0,0097	0,0363	0,0176	0,0056	0,0215	0,0011	0,0234	0,0191	0,0241	0,0557	<b>-1,7246</b>	0,0576	0,0006	0,0365
3120	0,0402	0,0241	0,0557	0,0266	0,0101	0,0340	0,0183	0,0060	0,0188	0,0007	0,0084	0,0127	0,0593	0,0180	0,1104	<b>-1,7625</b>	0,0001	0,0043
3610	0,0339	0,0006	0,0014	0,0051	0,0009	0,0263	0,0263	0,0004	0,0174	0,0054	0,0192	0,0167	0,0022	0,0012	0,0023	0,0023	<b>-2,1847</b>	0,0526
4110	0,0794	0,0074	0,0430	0,0135	0,0079	0,0277	0,0254	0,0043	0,0241	0,0221	0,0487	0,0438	0,0010	0,0006	0,0175	0,0043	0,0363	<b>-1,7122</b>

Fuente: Elab. Propia en base a resultados obtenidos en Matlab 7.0

ID	Segmento	Marca	Grs	ID	Segmento	Marca	Grs
1110	PAPAS BASTON	MC CAIN	720	2110	PAPAS BASTON	FARM FRITES	400
1111	PAPAS BASTON	MC CAIN	720	2120	PAPAS BASTON	FARM FRITES	700
1120	PAPAS BASTON	MC CAIN	1000	2130	PAPAS BASTON	FARM FRITES	1000
1130	PAPAS BASTON	MC CAIN	1500	2310	PAPAS NOISETTE	FARM FRITES	450
1210	PAPAS GOLDEN LONGS	MC CAIN	1000	2320	PAPAS NOISETTE	FARM FRITES	1000
1310	PAPAS NOISETTE	MC CAIN	500	3110	PAPAS BASTON	GRANJA DEL SOL	500
1320	PAPAS NOISETTE	MC CAIN	1000	3120	PAPAS BASTON	GRANJA DEL SOL	800
1410	PAPAS RONDELLES	MC CAIN	1000	3610	CROQUETAS DE PAPA C/QUESO	GRANJA DEL SOL	300
1510	PAPAS SMILES	MC CAIN	600	4110	PAPAS BASTON	RAPI PAP	700

d. Análisis de la situación de equilibrio posterior a los cambios simulados

Los equilibrios post-cambios en la estructura del mercado de PPC fueron evaluados en el mercado diciembre09-ingreso alto. Las simulaciones se realizan empleando las estimaciones de demanda y los costos marginales. Los resultados que aquí se presentan asumen que no se produjeron variaciones en los costos marginales luego de los cambios contrafácticos propuestos. La Tabla 9 presenta la situación de equilibrio previa a los cambios propuestos.

**Tabla 9.** Caracterización inicial de la estructura del mercado (Dic-09 Ingreso alto)

ID	Segmento	Marca	Situación inicial				
			p	CMg	Márgen (p-c)/p	s	vtas
1310	Noisette	MC CAIN	1,595	1,363	0,146	0,005	0,008
1510	Smiles	MC CAIN	1,305	1,206	0,076	0,001	0,002
2120	Bastón	FARM FRITES	0,960	0,808	0,159	0,001	0,001
2130	Bastón	FARM FRITES	0,839	0,637	0,241	0,001	0,001
2310	Noisette	FARM FRITES	1,446	0,813	0,438	0,001	0,002
2320	Noisette	FARM FRITES	1,189	0,801	0,326	0,001	0,002
4110	Bastón	RAPI PAP	0,940	0,301	0,680	0,001	0,001
3610	Croquetas	GRANJA DEL SOL	2,743	2,706	0,014	0,000	0,001

*outside good*

s = 0,988296

Fuente: Elab. Propia en base a resultados obtenidos en Matlab 7.0

Mientras que McCain sólo ha ofrecido dos de un total de ocho productos disponibles en este mercado (diciembre09-ingreso alto), se observa que tanto su cuota de mercado como sus ventas resultan notablemente superiores a la de las restantes firmas. Por otra parte, los márgenes de sus productos son más pequeños a los de los de Alimentos Modernos (marcas FarmFrites y RapiPap), con la excepción de Granja del Sol (que, por otra parte, comercializa un producto significativamente diferente a los restantes y con precios y costos mucho más elevados).

d1. Fusión Alimentos Modernos-Granja del Sol

La Tabla 10a reporta el cambio porcentual en los precios de venta que fijan las firmas, en las cuotas de mercado o *market shares* y en las ventas, para los productos comercializados, suponiendo que los costos marginales permanecen constantes, como resultado de la fusión Alimentos Modernos-Granja del Sol.

Una alteración de la estructura del mercado de este tipo provoca que todas las firmas aumenten los precios, siendo este incremento de una mayor magnitud para el caso de las firmas fusionadas. Ello ocasiona una variación negativa en las participaciones en el mercado de todos los productos. Por otra parte, caen las ventas de todas las firmas, lo cual resulta consistente con las estimaciones de elasticidad propia antes reportadas.

**Tabla 10a. Estructura del mercado (Dic-09 Ingreso alto) – Fusión contra McCain**

Esc. 1: Fusión entre Alimentos Modernos y Granja del Sol									
ID	Segmento	Marca	p	%p	s	%s	vtas		%vtas
1310	Noisette	MC	1,600	0,003	0,005	-0,002	0,008	McCain	
1510	Smiles	MC	1,312	0,005	0,001	-0,022	0,002	0,009	-0,002
2120	Bastón	FF	0,968	0,007	0,001	-0,0002	0,001	Suma resto	
2130	Bastón	FF	0,852	0,014	0,001	-0,002	0,001	0,006	-0,089
2310	Noisette	FF	1,469	0,016	0,001	-0,001	0,002		
2320	Noisette	FF	1,208	0,016	0,001	-0,006	0,002		
4110	Bastón	RP	0,945	0,005	0,001	-0,00001	0,001		
3610	Croquetas	GS	2,767	0,009	0,0003	-0,033	0,001		

*outside good* s = 0,988354

Fuente: Elab. Propia en base a resultados obtenidos en Matlab 7.0

#### d2. Firmas monoprodueto

La Tabla 10b reporta la reducción porcentual que se verifica en los precios, si cada productos fuera comercializado por una única firma (firmas monoprodueto). En este caso, el único producto que pierde participación en el mercado son las papas Noisette McCain. Este resultado no contradice el coeficiente de elasticidad precio negativa, ya que los precios de los restantes productos no permanecen constantes. Por otra parte, todos los restantes productos ganan participación relativa en el mercado. Dados que los coeficientes de elasticidad propia, en valor absoluto, son mayores a la unidad, es razonable el resultado obtenido en relación a la caída en las ventas de todos los productos comercializados.

**Tabla 10b. Estructura del mercado (Dic-09 Ingreso alto) – Firmas monoprodueto**

Esc. 2: Firmas monoprodueto									
ID	Segmento	Marca	p	%p	s	%s	vtas		%vtas
1310	Noisette	MC	1,591	-0,003	0,005	-0,001	0,008	McCain	
1510	Smiles	MC	1,302	-0,002	0,001	0,002	0,002	0,009	-0,003
2120	Bastón	FF	0,956	-0,005	0,001	0,028	0,001	Suma resto	
2130	Bastón	FF	0,839	-0,001	0,001	0,003	0,001	0,006	-0,094
2310	Noisette	FF	1,434	-0,008	0,001	0,002	0,002		
2320	Noisette	FF	1,186	-0,002	0,001	0,002	0,002		
4110	Bastón	RP	0,940	-0,0002	0,001	0,0002	0,001		
3610	Croquetas	GS	2,722	-0,008	0,0003	0,029	0,001		

*outside good* s = 0,988262

Fuente: Elab. Propia en base a resultados obtenidos en Matlab 7.0

Cabe mencionar, finalmente, la variación en la participación del *outside good*, que refleja la posibilidad que tienen los consumidores de no comprar ninguno de los productos disponibles en el mercado. Si la estructura de mercado está caracterizada por la presencia una firma -McCain- y la fusión de las restantes, aumenta la participación del *outside good* respecto de la situación inicial. Lo contrario sucede si la estructura de mercado se vuelve más competitiva, como es el caso del escenario hipotético signado por la presencia de firmas monoprodueto, en el cual la participación del *outside good* disminuye.

Los resultados proporcionados en las Tablas 10a y 10b demuestran que el efecto que provoca en los precios un cambio en la estructura del mercado. Sin embargo, para evaluar si dichos cambios resultan significativos, se debe analizar el cambio en el excedente de los consumidores. Para lo cual se calcula la variación compensatoria por individuo (ecuación 10), se la promedia y luego multiplica por el número total de consumidores. Este último paso se realiza considerando la población total de la ciudad de Mar del Plata para 2009 (600.000 hab. aproximadamente). Los resultados se presentan en la Tabla 11 y el Gráfico 2.

**Tabla 11. Estructura del mercado (Dic-09 Ingreso alto) – Firms monoproducto**

	Prom. Individ.	Prom. MDP	Total MDP mensual
<b>Var. comp. Fusión contra McCain</b>	<b>-0,00013</b>	-75,44	-13.277
<b>Var. comp. Firms monoproducto</b>	<b>0,00064</b>	383,85	67.558

Fuente: Elab. Propia en base a resultados obtenidos en Matlab 7.0

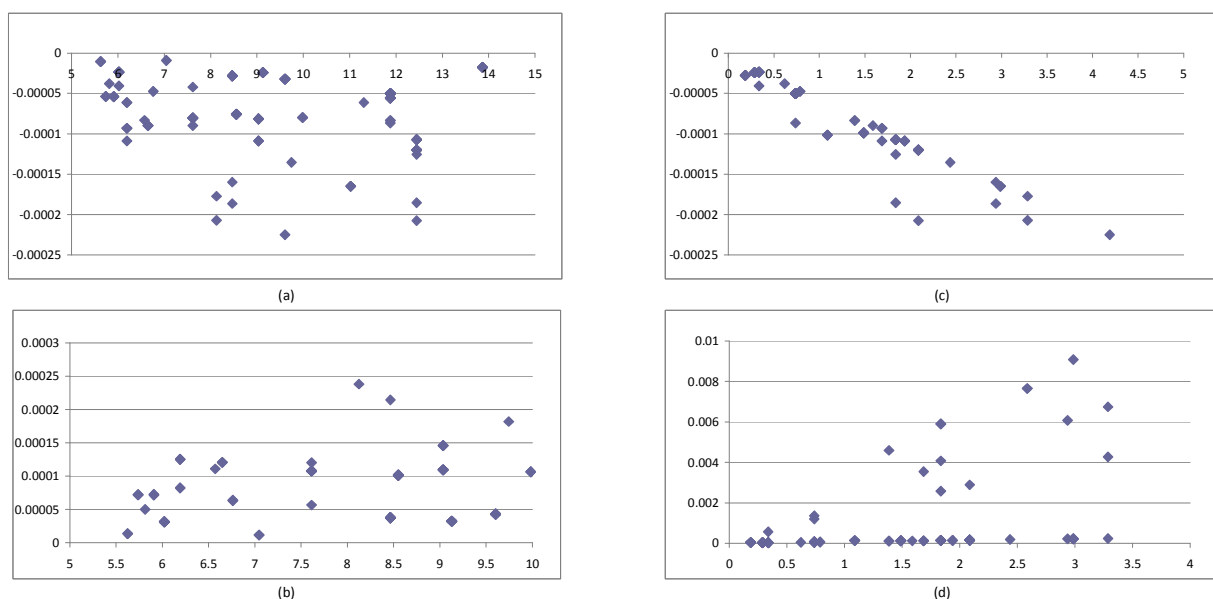
Para el primer ejercicio contrafáctico, la fusión Alimentos Modernos-Granja del Sol perjudica el bienestar de los consumidores, evidenciándose una reducción de \$13.277 mensuales en su excedente. En tanto que si el mercado funcionara bajo una estructura de firmas monoproducto, se observaría un incremento de \$67.558 mensuales en el excedente de los consumidores, lo cual reflejaría indudablemente una mejora en su bienestar.

Finalmente, el Gráfico 2 presenta la relación entre el cambio en el bienestar de los consumidores y las variables demográficas empleadas en las estimaciones; con el nivel de ingreso en los paneles (a) y (b) y con la edad promedio del hogar en los paneles (c) y (d).

Mientras que los paneles (a) y (c) corresponden al primer escenario hipotético (Fusión Alimentos Modernos-Granja del Sol), los paneles (b) y (d) exhiben los resultados del segundo escenario planteado (Firms monoproducto).

En términos generales, a mayor nivel de ingreso y mayor edad promedio, más impacto genera en el bienestar los cambios en la estructura del mercado de PPC que han sido propuestos, resultando más clara la relación entre cambio en el excedente de los consumidores y la edad promedio del hogar.

**Gráfico 2. Cambio en el bienestar y variables demográficas**



Fuente: Elab. Propia en base a resultados obtenidos en Matlab 7.0



Estos resultados podrían estar explicados por los coeficientes obtenidos en la estimación de la demanda. Debido a la menor sensibilidad al precio, que se verifica entre los hogares con mayor ingreso y mayor edad promedio, sería de esperar que una mayor proporción de estos hogares eligiera, como alternativa maximizadora, un *inside good*. En tanto que una gran proporción de hogares con menores valores para estas variables demográficas permanecen fuera del mercado, es decir, eligen el *outside good*; por lo tanto, sería razonable suponer que se vean menos afectados por los cambios en la estructura del mercado marplatense de PPC.

## 6. Conclusiones

La aplicación del modelo de coeficientes aleatorios permite incorporar la heterogeneidad en la función de utilidad de los consumidores, además de evaluar el grado de sustituibilidad entre los productos disponibles de una manera más realista que la que proporcionan otros modelos logísticos de elección discreta con coeficientes fijos. Específicamente, el cálculo de las elasticidades logra eliminar la injerencia que, en esos modelos de elección discreta, tiene la forma funcional en la determinación de las elasticidades precio, propias y cruzadas.

Todas estas ventajas del modelo se logran a mayores costos, asociados a la inexistencia de una forma analítica que permita calcular los *market shares* y la dificultad que implica su cálculo a través de métodos numéricos, para lo cual se han empleado técnicas de simulación. Por otra parte, existe un costo adicional asociado al requerimiento de información demográfica que, en este caso, fue provista por la Encuesta Permanente de Hogares, lo cual introdujo un desafío en términos de la necesidad de relacionar esta fuente de información con el panel de *scanner* de ventas, a fin de poder computar los coeficientes aleatorios del modelo.

Las estimaciones de la demanda indican que los atributos de las PPC afectan efectivamente a la utilidad de los consumidores, a través de sus características socioeconómicas y demográficas. En este trabajo, se analizaron las interacciones con dos variables extraídas de la EPH: Ingreso pc familiar y edad promedio del hogar. Los niveles de significatividad obtenidos indican que claramente existe heterogeneidad, entre los consumidores, respecto de los valores medios de los parámetros de la función de utilidad estimada.

El objetivo final de la aplicación de estos modelos es medir el poder de mercado que se verifica para productos altamente diferenciados, como en el caso en que se observa un elevado nivel de concentración de la oferta y grandes márgenes entre precios y costos. Los resultados de los ejercicios contrafácticos propuestos permiten analizar los efectos derivados de dos situaciones que alteran el nivel original de competencia existente en el mercado.

En este sentido, se puede concluir que cambios hipotéticos en esta fracción del mercado marplatense de papas prefritas congeladas -la fracción que abastece una importante cadena de supermercados local y zonal- generan modificaciones en los precios, la participación de los productos en el mercado y las ventas. Si se produjera una fusión entre las firmas Alimentos Modernos y Granja del Sol, provocaría que todas las firmas aumenten los precios, especialmente las fusionadas. Ello ocasionaría una variación negativa en las participaciones en el mercado para todos los productos. Por otra parte, caerían las ventas de todas las firmas, lo cual resulta consistente con las estimaciones de elasticidad propia antes reportadas.

En cambio, si participaran en el mercado firmas monoproducción, los precios se verían reducidos. En este caso, el único producto que pierde participación en el mercado son las papas Noisette McCain. Este resultado no contradice el coeficiente de elasticidad precio negativa, ya que los precios de los restantes productos no permanecen constantes. Por otra parte, todos los restantes productos ganan participación relativa en el mercado. Dados que los coeficientes de elasticidad propia, en valor absoluto, son mayores a la unidad, es razonable el resultado obtenido en relación a la caída en las ventas de todos los productos comercializados.

Para el primer ejercicio contrafáctico, la fusión Alimentos Modernos-Granja del Sol perjudica el bienestar de los consumidores, evidenciándose una reducción de \$13.277 mensuales en su excedente. En tanto que si el mercado funcionara bajo una estructura de firmas monoproducción,

se observaría un incremento de \$67.558 mensuales en el excedente de los consumidores, lo cual reflejaría indudablemente una mejora en su bienestar.

## 7. Bibliografía

- Berry, S. (1994) Estimating discrete-choice models of product differentiation. *Rand Journal of Economics* 25: 242-262.
- Berry, S., J. Levinsohn & A. Pakes (1995) Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica* 63: 841-890.
- Bruzzone, A. (1998) Análisis de la cadena de papas prefritas congeladas. Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación de la Nación. Disponible en:  
[http://www.alimentosargentinos.gov.ar/0-3/horta/P.Prefri.Congeladas/P\\_Prefri\\_conge.htm](http://www.alimentosargentinos.gov.ar/0-3/horta/P.Prefri.Congeladas/P_Prefri_conge.htm)
- Chamberlain, G. (1982) Multi variate regression models for panel data. *Journal of Econometrics* 18(1): 5-46.
- Christensen, L., D. Jorgenson & L. Lau (1975) Transcendental logarithmic utility functions. *American Economic Review* 65: 367-383.
- Deaton, A. & J. Muellbauer (1980) An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review* 70: 312-326.
- González, J. & V. Lacaze (2011) Una aplicación del *Random Coefficients Discrete Choice Model* al mercado marplatense de papas prefritas congeladas. V Congreso Nacional de Estudiantes de Posgrado en Economía. Editorial de la Universidad Nacional del Sur (Ediuns), 1º ed. CD-ROM ISBN: 978-987-1620-36-4.
- Hansen, L. (1982) Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica* 50: 1029-1054.
- Hendel, I. (1999) Estimating multiple discrete choice models: An application to computerization returns. *Review of Economic Studies* 66: 423-446.
- Houthakker, H. (1951-52) Compensated changes in qualities and quantities consumed. *Review of Economic Studies* 19: 155-164.
- Kinsey, J. (2004) Does food safety conflict with food security? The safe consumption of food. The Food Industry Center, Working Paper 04-01. University of Minnesota. Disponible en:  
<http://purl.umn.edu/14326>
- Lacaze, V. & J. González (2011) Heterogeneidad en las preferencias de los consumidores por papas prefritas congeladas: Estimación de un modelo de coeficientes aleatorios. Aprobado para su presentación en el 3º Congreso Regional de Economistas Agrarios, Valdivia, Chile, noviembre de 2011.
- Lancaster, K. (1966) A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy* 74: 132-157.
- Mateos, M. (2003) Papa prefrita congelada. En: Estudios alimentarios (Estudio 1.EG.33.7), Componente A, Documento 15. IICA-Argentina. Ministerio de Economía de la Nación, UNPRE. Disponible en:  
[http://www.iica.int/Esp/regiones/sur/.../Papa\\_prefrita-congelada.pdf](http://www.iica.int/Esp/regiones/sur/.../Papa_prefrita-congelada.pdf)
- McFadden, D. (1973) Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. En: P. Zarembka (ed.), *Frontiers of Econometrics*. New York: Academic Press.
- (1981) Econometric models of probabilistic choice. En: C. Manski y D. McFadden (eds.) *Structural Analysis of Discrete Data*. Cambridge, Mass. MIT Press.
- (1984) Econometric analysis of qualitative response models. En: Z. Griliches y M. Intriligator (eds.) *Handbook of Econometrics, Vol. III*. Amsterdam: North-Holland.
- Nevo, A. (2000) Mergers with differentiated products: the case of the ready-to-eat cereal industry. *RAND Journal of Economics* 31(3): 395-421.
- (2001) Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica* 69(2): 307-342.
- Rodríguez, E., V. Lacaze, B. Lupín & J. González (2010) Alimentos diferenciados por atributos de producto y de procesos: Una experiencia de investigación socio-económica integrada a los aspectos agronómicos. En: Conferencia Latinoamericana de Economía Agrícola, octubre de 2010. CD de trabajos completos. ISSN 1666-0285.
- Stone, J. (1954) Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand. *Economic Journal* 64: 511-527.
- Theil, H. (1951-52) Qualities, prices, and budget inquires. *Review of Economic Studies* 19: 129-147.
- (1965) The information approach to demand analysis. *Econometrica* 6: 375-380.
- Waugh, F. (1928) Quality factors influencing vegetable prices. *Journal of Farm Economics* 10: 185-196.
- Werden, G. & L. Froeb (1994) The effect of mergers in differentiated products industries: Logit demand and merger policy. *Journal of Law, Economics and Organization* 10: 407-426.