

Este documento ha sido descargado de:  
This document was downloaded from:



**Portal *de* Promoción y Difusión  
Pública *del* Conocimiento  
Académico y Científico**

**<http://nulan.mdp.edu.ar>**



FACULTAD *de* CIENCIAS  
ECONÓMICAS *y* SOCIALES



**FACES**



UNIVERSIDAD NACIONAL  
DE MAR DEL PLATA

# Revista FACES

## *Director:*

Daniel H. Pérez

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales  
Universidad Nacional de Mar del Plata.  
Argentina

## *CONSEJO EDITORIAL*

Mariana Foutel  
María Estela Lanari  
Cristian Merlino Santesteban  
Elsa M. Rodríguez  
Gustavo Rondi  
Patricia Santo Mauro

## *SECRETARIA COMITÉ EDITORIAL*

Susana E. Wilches

## *REVISIÓN DE VERSIONES EN INGLÉS*

Alicia Streitenberger

## *CORRECCIÓN DE ESTILO*

Prof. Analía Carrizo

## *DIAGRAMACIÓN Y ARMADO*

Mundo Impresos,  
mundoimpresos@gmail.com

*Los artículos científicos fueron  
sometidos a referato externo.*

## *Registrada en:*

Latindex  
Dialnet  
ASFA (Aquatic Sciences and Fisheries  
Abstracts)

ISSN 0328-4050  
ISSN En Línea 1852-6535

FACES, creada en 1995, es una publicación de periodicidad semestral editada por la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales de la Universidad Nacional de Mar del Plata. La revista publica colaboraciones relacionadas con la investigación y el desarrollo de las ciencias económicas y sociales.

Las opiniones expresadas en los trabajos son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no necesariamente reflejan los puntos de vista de la Institución.

*Versión a texto completo en Portal Nulan.*  
FCEyS-UNMdP  
<http://nulan.mdp.edu.ar>

*Correspondencia y remisión de trabajos*  
FACES  
FCEyS. UNMdP  
CC 462. B7600 Mar del Plata, Argentina  
[faces@eco.mdp.edu.ar](mailto:faces@eco.mdp.edu.ar)

*Canje*  
Centro de Documentación  
FCEyS. UNMdP  
CC 462. B7600 Mar del Plata, Argentina  
[cendocu@mdp.edu.ar](mailto:cendocu@mdp.edu.ar)  
<http://eco.mdp.edu.ar/cendocu>

Se permite la reproducción total o parcial de los trabajos mencionando la fuente y sin alterar su contenido. Se requiere la autorización de los editores para otros usos.

## Influencia de los atributos en la formación de precios de hortalizas congeladas<sup>1</sup>

### *Influence of attributes on price formation of frozen vegetables*

Julia González, Elsa M. Rodríguez  
Universidad Nacional de Mar del Plata. Facultad de Ciencias  
Económicas y Sociales.  
Grupo de Investigación en Economía Agraria  
gonzalezj@mdp.edu.ar, emrodri@mdp.edu.ar

#### Resumen

El objetivo de este trabajo es estimar una función de precios hedónicos de hortalizas congeladas en el mercado marplatense, para determinar el impacto de sus atributos en el precio de mercado.

A partir de datos *scanner*, se estima una función hedónica semilogarítmica para cada tipo de barrio según su nivel socioeconómico.

Los resultados indican diferencias significativas en la valoración de mercado de las variedades de hortalizas, y que el tamaño del paquete y la opción de sustitutos en lata poseen un rol relevante en la formación de precios. La notable incidencia de las marcas sugiere la presencia de diferenciación de calidad, que afecta los precios de equilibrio por su impacto en la disponibilidad a pagar (demanda) y en los costos de producción (oferta). Por último, los precios son superiores en promedio en barrios de mayor nivel socioeconómico, lo que puede ser explicado por la alta elasticidad ingreso de estos bienes.

Palabras clave: Atributos de calidad - hortalizas congeladas - precios hedónicos - datos *scanner*.

#### Abstract

*The objective of this paper is to estimate a hedonic price function for frozen vegetables in Mar del Plata's market, in order to reveal the impact of attributes in their market price. A semilogarithmic hedonic function was estimated for each socio-economic sector, using scanner data. The results indicate that there are significant differences between market valuations of type of vegetables, and that canned vegetables, as substitutes, and the size of the package play an important role in price setting. The remarkable effect of brand on prices allows inferring the*

---

<sup>1</sup>Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en la XLI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria, 2010. Se agradecen los valiosos comentarios de los participantes de dicho evento.

*presence of quality differentiation, which affects prices through willingness to pay (demand side) and production costs (supply side). Finally, the prices are higher, on average, in high socio-economic neighborhoods, which could be explained by the high income elasticity of these products.*

*Keywords: Quality attributes - frozen vegetables - hedonic prices - scanner data.*

## 1. Introducción

En las últimas décadas, muchos países del mundo han experimentado un aumento persistente en su ingreso *per cápita* real. A pesar de que la distribución del ingreso sigue siendo desigual, en mayor o menor grado tanto en los países de bajo como en los de alto PBI (Producto Bruto Interno), todos los segmentos de la sociedad han detentado dicho incremento. Uno de los principales efectos de este fenómeno ha sido el aumento en el costo de oportunidad del tiempo de las personas que, junto con la mayor especialización del trabajo (y otros factores que afectan el mercado laboral y la estructura de los hogares, como la mayor cantidad de mujeres con ocupaciones remuneradas y la reducción en las tasas de fertilidad), explican el crecimiento de la demanda de bienes y servicios cada vez más especializados, incluyendo una variedad de productos alimentarios que sustituyen el tiempo empleado en la preparación de alimentos en el hogar (Antle, 1999). Estos tipos de bienes poseen determinados atributos de calidad (contenido nutricional, conveniencia, inocuidad, características del proceso productivo, etc.) cuya principal característica es que afectan la disponibilidad a pagar de los consumidores y el costo de producción. Dichos atributos pueden clasificarse en atributos de búsqueda, de experiencia y de confianza (Nelson, 1974): los primeros son aquellos que pueden ser conocidos por el consumidor antes de la compra mediante la inspección del producto; los segundos se asocian a las características que se detectan luego de haberlo consumido, y los terceros, generalmente considerados como atributos *credence*, no pueden ser conocidos por el consumidor. Este último tipo de atributos es cada vez más importante en los productos alimenticios, ya que a él pertenecen las características relacionadas con la salud y el proceso productivo, y es en éste en el que se evidencia la existencia de asimetrías de información (Antle, 1999).

Las marcas y las etiquetas son los indicadores extrínsecos mayormente utilizados para proveer a los consumidores de información

sobre los productos (Grunert, 2005). Esto explica por qué muchos consumidores poseen una alta disponibilidad a pagar por determinadas marcas, cuando estas son percibidas como garantías de calidad de los alimentos. Las etiquetas pueden ser obligatorias -en el caso de la información relacionada con el contenido nutricional- o voluntarias, si su propósito es enfatizar determinados beneficios asociados al consumo del alimento; en ambos casos, su utilidad proviene del hecho de que convierten determinados atributos *credence* en atributos de búsqueda, que el consumidor puede identificar a través de la simple lectura de la etiqueta (Muth *et al.*, 2009).

Para indagar acerca de la importancia que asignan los consumidores a estos atributos, se asume que la demanda de un alimento está altamente influenciada por los atributos de calidad contenidos o percibidos por los consumidores. Esta formulación fue originalmente presentada por Lancaster (1966), quien planteó que la utilidad se deriva de las características de los bienes, antes que de los bienes en sí. De este modo, las preferencias ordenan conjuntos de características, y sólo indirectamente ordenan a los bienes por medio de los atributos que ellos poseen. Sin embargo, esa demanda de características se considera revelada y se observa a través de la demanda de los productos que la contienen. Esto lleva a la determinación de que si la cantidad demandada de un atributo cambia, el precio de los productos que lo contienen también variará (Buergelt y von Oppen, 2009).

En base al anterior análisis, la teoría económica ha desarrollado diferentes técnicas para estimar el valor que los consumidores atribuyen a las características distinguibles de un determinado producto, expresado a través de la disponibilidad a pagar por los bienes que las poseen. Dichas técnicas se pueden clasificar en métodos de preferencias declaradas y de preferencias reveladas. En los primeros, mediante la realización de entrevistas, subastas experimentales u otras estrategias de indagación, los consumidores expresan su disponibilidad a pagar partiendo de mercados hipotéticos; en los segundos, se busca obtener los precios implícitos de los atributos observando las transacciones en los mercados reales de los bienes que los contienen (Mogas Amorós, 2004). Dentro de estos últimos, los métodos de preferencias reveladas, el enfoque de precios hedónicos ha ido adquiriendo cada vez más importancia en la literatura. Este método, que postula que el precio de los bienes es una función del precio implícito o “hedónico” de sus atributos, fue utilizado por Waugh (1928) para analizar la relación entre el valor de diferentes vegetales (espárragos, tomates y pepinos) y sus principales

características (tamaño, color y peso) con el objeto de brindar información a los productores que comercializaban estos productos y resaltando la importancia de dichas cualidades en la contribución al precio que los oferentes recibían por los mismos.

Los estudios de precios hedónicos se incrementaron décadas más tarde, siendo Rosen (1974) quien desarrollara el primer modelo formal de precios hedónicos. En él se plantea, bajo el supuesto de competencia perfecta, que la determinación de los precios implícitos de los atributos está dada por los precios de equilibrio de mercado de los bienes, que surgen del comportamiento optimizador de consumidores y productores, en términos de maximización de utilidad y de beneficios, respectivamente. Con posterioridad, la literatura aplicada de precios hedónicos se ha basado en estimaciones para bienes ambientales, computadoras, automóviles y viviendas; mientras que en el sector agroalimentario, esta metodología fue utilizada fundamentalmente para analizar los atributos reflejados en los precios del vino y de la carne.

Entre los productos alimentarios diferenciados por sus atributos de calidad, se encuentran aquellos que pueden adquirirse con cierto grado de procesamiento y que, por lo tanto, disminuyen el tiempo dedicado a su preparación. Dado que nuestro país ha experimentado un proceso de aumento del ingreso *per cápita* y del costo de oportunidad del tiempo referenciado por Antle (1999), es de esperar que en los mercados locales ciertos alimentos procesados, como por ejemplo las hortalizas congeladas, contengan atributos valorados por los consumidores por los cuales estén dispuestos a pagar, puesto que los vinculan con su conveniencia en términos de ahorro de tiempo de preparación y los valoran por su contenido nutricional. En este sentido, y dada la ausencia de estudios que estiman los precios hedónicos de los atributos de alimentos diferenciados en nuestro país, se considera necesaria una contribución para caracterizar el mercado de estos productos, en una primera instancia a nivel local.

El objetivo general de esta investigación es estimar una función hedónica de precios para hortalizas congeladas en el mercado marplatense, a fin de comprender la influencia de los distintos atributos en la formación de precios de estos productos. Los objetivos particulares planteados son: i) realizar un análisis descriptivo de las ventas de hortalizas congeladas en Mar del Plata, teniendo en cuenta sus atributos y los distintos lugares de compra, y ii) descomponer el precio de mercado de estos productos en un conjunto de precios implícitos asociados a sus atributos. En este sentido, las hipótesis del trabajo son: i) determinados

atributos del producto -variedad de hortaliza, volumen, forma de presentación, marca- incrementan la valoración de mercado de los productos congelados; y ii) la valoración de mercado de los atributos difiere entre los distintos tipos de barrios de la ciudad.

## 2. Fuente de datos y metodología

### 2.1. Datos *scanner*

Para llevar a cabo la estimación, se utilizaron datos *scanner* de las ventas realizadas mensualmente por una cadena de supermercados ubicada en la ciudad de Mar del Plata. El análisis se efectuó desde julio de 2005 hasta diciembre de 2009, inclusive. Para cada mes, la información está desagregada en cantidades vendidas e ingresos obtenidos por la venta de cada tipo de producto ofrecido en las distintas sucursales, que en total son 23. Adicionalmente, la base de datos contiene información sobre el peso en gramos de los envases de los productos, lo cual permite el cálculo de su valor unitario (valor de ventas / unidades vendidas) cada 100 grs., que se utiliza como *proxy* del precio de las distintas hortalizas en este trabajo.

En cuanto a las variedades o especies de hortalizas congeladas, se analizaron acelga, arvejas, brócoli, chauchas, choclo, ensaladas (jardinera y primavera) y espinaca. Las marcas que ofrecen estos bienes se identifican en el trabajo como Marca M, Marca G y Marca Q. Excepto en el caso de la Marca M (que no ofrece chauchas ni ensaladas) las otras marcas ofrecen todos los productos analizados.

Considerando que cada combinación de período / producto / marca / sucursal corresponde a un registro diferente [1], la base de datos cuenta con 10 081 observaciones.

Las sucursales se clasificaron en distintos niveles socioeconómicos (NSE) teniendo en cuenta el barrio en el que se ubican, lo cual tiene sustento en las notables diferencias demográficas y socioeconómicas existentes entre los mismos. Las categorías de NSE quedaron definidas de la siguiente manera: NSE alto (sucursales de Güemes, La Perla, Constitución, San Carlos, Los Troncos y Playa Grande); NSE medio (sucursales de Chauvín, San José, Las Avenidas, Vieja Terminal, Macrocentro, Centro y San Juan) y NSE bajo (resto de las sucursales). Dicha categorización es consistente con una clasificación de las sucursales realizada por González y Lacaze (2011) en base a los niveles de ingreso de los barrios.



## 2.2. Variables en la función de precios hedónicos

La función de precios hedónicos se caracteriza por relacionar el precio de equilibrio de productos diferenciados con el monto de los atributos que estos poseen (Rosen, 1974; Muth *et al.*, 2009; Triplett, 2004). En este sentido, las variables explicativas consideradas corresponden a los atributos de las hortalizas congeladas observados en la base de datos utilizada [2]. En primer lugar, se incorporan variables *dummies* para determinar cómo cambia el precio según la variedad de hortaliza. En segundo lugar, se intenta capturar el efecto de las marcas en la valoración de mercado de los productos, también por medio de variables dicotómicas. Con el objetivo de considerar el impacto que pueden tener en el precio las economías de escala provenientes de adquirir los productos en envases mayores, la característica “contenido de la presentación”, se agrega en la función a estimar mediante variables binarias, dado que los productos sólo se venden en paquetes de 300 y 400 grs. (*c300* y *c400*). Varios de los alimentos incluidos en este trabajo poseen sustitutos cercanos en conserva; la *dummy* *SUSTLATA* es introducida para identificar la presencia de este tipo de alimentos que, por su carácter de sustitutos, intervienen en la determinación del precio de las hortalizas analizada [3]. Por otra parte, es de esperar que las preferencias de los consumidores varíen con su nivel socioeconómico. La influencia en el precio de mercado de dichas variaciones o heterogeneidades en el consumo, podría ser incorporada mediante variables *dummies* por sucursal en la función hedónica; no obstante se encontraron diferencias estructurales en los parámetros de la función para los distintos niveles socioeconómicos, lo cual llevó a la estimación por separado de la función de precios hedónicos para cada estrato.

Una consideración adicional debe hacerse respecto de la posibilidad de endogeneidad en estos modelos por la presencia de variables relevantes omitidas, ya que ciertos atributos de los bienes que influyen en el precio pueden ser no observables para el investigador, aunque podrían estar relacionadas con características observables incluidas en la función. Para hacer frente a este problema, se hace uso de la estructura de panel de los datos incorporando en la estimación variables *dummies* por producto, que captan las heterogeneidades no observables de cada bien que influyen en el precio de mercado, permitiendo la obtención de estimadores consistentes al resolver el problema de endogeneidad. Sin embargo, debe notarse que dichas *dummies* capturan todo el efecto de las características del producto que no cambia en el tiempo, tanto de manera

observable como no observable. Debido a que las características observables en los bienes son constantes en todo el período analizado, la incorporación de estas variables no permite identificar directamente los coeficientes de los atributos en la función de precios hedónicos. Para resolver esta situación, se utiliza un procedimiento de distancia mínima propuesto por Chamberlain (1982), que consiste en estimar los coeficientes de las *dummies* por producto; estos se componen de la siguiente forma:

$$d = X\beta + \xi$$

$\xi$  representa los atributos no observables. Luego, se recuperan los coeficientes de  $\beta$ :

$$\hat{\beta} = (X'V_d^{-1}X)^{-1}X'V_d^{-1}\hat{d}$$

$X$  es la matriz de atributos observados,  $\hat{d}$  es el vector de coeficientes estimados para las variables *dummies* por producto y  $V_d$  es la matriz de varianzas y covarianzas de esos estimadores.

Por otro lado, el panel de datos también permite incorporar en la estimación efectos fijos por período de tiempo, incluyendo en la función hedónica variables *dummies* indicadoras de cada mes. De este modo, se logra controlar todas las modificaciones en los precios que hayan afectado por igual a todos los productos, como por ejemplo los cambios en el nivel general de precios, y también la estacionalidad.

### 2.3. Forma funcional

La función de precios hedónicos puede escribirse en forma general como:

$$P_{it} = f(z_1, z_2, \dots, z_n)$$

$P_{it}$  es el precio del bien  $i$  en el período  $t$ , y  $Z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$  es el vector de atributos. La teoría desarrollada acerca de los precios hedónicos no provee un modo de identificar la forma funcional adecuada a utilizar para cada caso, lo cual convierte este procedimiento en una cuestión empírica. En el caso particular de este trabajo, la elección de la forma funcional se ve limitada por el uso exclusivo de variables explicativas dicotómicas. Siguiendo la tradición de gran parte de los trabajos de aplicación existentes en la literatura (Triplett, 2004), se eligió la especificación semilogarítmica, siendo la función a estimar la siguiente:

$$\ln p = \alpha + \beta_1 \text{ACELGA} + \beta_2 \text{ARVEJAS} + \beta_3 \text{BRÓCOLI} + \beta_4 \text{CHAUCHAS} + \beta_5 \text{CHOCLO} \\ + \beta_6 \text{ENSALADA} + \delta_1 \text{MarcaM} + \delta_2 \text{MarcaQ} + \theta c300 + \gamma \text{SUSTLATA} + \mu$$

En esta función se excluyó una variable *dummy* de cada característica para evitar la trampa de las variables binarias (*dummy variable trap*): espinaca, Marca G y 400 grs.

Con relación a la interpretación de los coeficientes estimados, un error común en la literatura consiste en asumir que el estimador de una variable *dummy* en una especificación semilogarítmica, multiplicado por 100, permite obtener el impacto porcentual en la variable dependiente; si bien dicha interpretación es correcta en el caso de variables independientes continuas, no lo es cuando se trata de regresores que intervienen en la función a estimar en forma dicotómica (Halvorsen y Palmquist, 1980). Las ecuaciones semilogarítmicas estimadas, en el caso de una sola variable *dummy*, se pueden expresar de la siguiente manera:

$$Y = (1 + g)^D \exp(\alpha + \sum \beta_i X_i) \\ \ln Y = D \ln(1 + g) + \alpha + \sum \beta_i X_i$$

El coeficiente estimado de la variable *dummy* D es igual a  $\ln(1 + g)$ , donde se puede demostrar que g es el impacto porcentual en la variable dependiente ante el cambio discreto de la variable D. Llamando  $Y_1$  e  $Y_0$  al valor de Y cuando D toma los valores 1 y 0, respectivamente, se puede calcular:

$$Y_1 = (1 + g) \exp(\alpha + \sum \beta_i X_i) \Rightarrow g = \frac{Y_1 - \exp(\alpha + \sum \beta_i X_i)}{\exp(\alpha + \sum \beta_i X_i)} \\ Y_0 = \exp(\alpha + \sum \beta_i X_i)$$

Por lo tanto, el cambio porcentual en Y cuando la variable *dummy* pasa de tomar el valor 0 a tomar el valor 1 es igual a:

$$\frac{Y_1 - Y_0}{Y_0} = \frac{Y_1 - \exp(\alpha + \sum \beta_i X_i)}{\exp(\alpha + \sum \beta_i X_i)} = g$$

### 3. Resultados

Dado que los datos están segregados por sucursales asociadas a barrios de distinto nivel socioeconómico, se realizó un test de Chow para determinar si las observaciones de dichos segmentos corresponden a poblaciones distintas o pueden ser agrupadas. Al rechazar la hipótesis nula de que poseen los mismos parámetros, se concluye estadísticamente que los datos provienen de poblaciones distintas, por lo cual se estima una función hedónica para cada tipo de barrio por separado, como ocurre en trabajos similares de esta literatura (Roheim *et al.*, 2007). El *software* utilizado para la obtención de los resultados presentados es Stata 11 y MATLAB 7.0.

#### 3.1. Estadísticas descriptivas

Un primer análisis de los datos permite concluir que los precios de los productos congelados son mayores en promedio en los barrios de NSE alto y medio, donde también son mayores las cantidades vendidas y las ventas totales (Tabla 1). Esto indicaría que los productos considerados están más presentes en la dieta habitual de individuos con mayor poder adquisitivo, lo que se refleja tanto en las cantidades compradas como en la estrategia de *pricing* del mercado, que fija un precio más alto al segmento con demanda menos elástica.

Otro indicio de que se trata de un bien diferenciado por su calidad, lo constituye el hecho de que la marca cuyos precios son mayores alcanza el mayor volumen de unidades vendidas (Tabla 2) [4]. Esto permite inferir que esta marca logra transmitir la presencia de atributos de confianza, no perceptibles en forma directa.

En cuanto a las diferencias en la adquisición de productos según el contenido en gramos de los envases, tanto en los barrios de NSE medio como en los de NSE alto se tienen mucho menos en cuenta las economías de escala provenientes de adquirir paquetes de mayor tamaño comparado con el NSE bajo. Si bien en los tres estratos se adquiere mayor proporción de paquetes de 300 grs., en las sucursales de barrios de NSE bajo se observa una menor diferencia entre las unidades vendidas de 300 y 400 grs. (Figura 1).

Por otro lado, los individuos que residen en los barrios de clase media son los que adquieren en menor porcentaje la marca más cara (Figura 2). En cuanto a la elección de marcas según la variedad de vegetal, se observa que en el caso de las arvejas y el choclo la predominancia de la

Marca G es menos pronunciada que en el resto de los vegetales (Figura 3).

La proporción de variedades de hortalizas adquiridas difiere en forma significativa entre las sucursales de los distintos barrios, como puede observarse en el Figura 4. En particular, la preeminencia de la espinaca como el producto más vendido se observa en todos los estratos socioeconómicos, pero es mucho más acentuada en los barrios de NSE bajo; ello se ve compensado por una proporción mucho menor de compras de ensaladas, chauchas, brócoli y arvejas en dichas sucursales.

### 3.2. Estimación de la función de precios hedónicos

En la Tabla 3, se exponen los resultados obtenidos de la estimación de la especificación semilogarítmica de la función de precios hedónicos para cada tipo de sucursal.

Es de destacar que en la mayoría de los casos los atributos considerados en las funciones hedónicas poseen un efecto estadístico significativo en los precios de los vegetales congelados. Para los tres segmentos el modelo resulta globalmente significativo (*p-value* del test F igual a 0,000...), con un coeficiente de determinación de aproximadamente 0,95.

Teniendo en cuenta que todas las variables explicativas son dicotómicas, se procede a la interpretación de los coeficientes estimados por medio del impacto porcentual *g* calculado para cada uno de ellos.

La mayoría de los vegetales posee un efecto positivo en el precio respecto de la espinaca. Los productos más valorados por el mercado son aquéllos en base a brócoli, mientras que las variaciones de menor magnitud respecto de la espinaca las presentan los congelados de acelga y arvejas.

Determinadas hortalizas, como las arvejas, el brócoli y las chauchas, tienen, en promedio, un precio de mercado marcadamente menor en barrios de NSE bajo respecto a los barrios de NSE medio y alto. Por otro lado, las ensaladas son la única variedad con mayor valoración de mercado en las sucursales de bajo nivel adquisitivo. Un caso especial se presenta para el choclo congelado: mientras su efecto en el precio de mercado, respecto de la espinaca, es no significativo en los barrios de NSE medio y alto, en los barrios de NSE bajo posee un impacto estadísticamente significativo y negativo.

Es de destacar el importante efecto de las marcas en la determinación del precio de mercado de las hortalizas congeladas, tanto por su significatividad estadística como por su magnitud. Así, los

productos de Marca M como los de Marca Q presentan precios menores en relación con los congelados de iguales características de Marca G; el impacto es mucho más pronunciado para la Marca M. Si bien este efecto se presenta en todos los tipos de sucursales, ocurre con menor magnitud en los barrios de NSE medio, siendo su impacto más notorio en las sucursales situadas en barrios de NSE bajo. Estos resultados sugieren la existencia de una diferenciación vertical entre los productos, que se diferencian por los atributos de calidad que las distintas marcas incorporan. Esto puede incidir en los costos de producción y también en la disponibilidad a pagar por parte de los consumidores, y por ello impacta en el precio de mercado de las hortalizas congeladas, tanto por el lado de la oferta como por el de la demanda.

El choclo, las arvejas y la ensalada jardinera pueden ser adquiridos alternativamente en conservas [5]; los resultados indican que la disponibilidad de este tipo de sustitutos afecta la formación de precios de vegetales congelados. El coeficiente de la variable *SUSTLATA* resultó no significativo en las sucursales de NSE bajo, mientras que en las otras dos funciones hedónicas fue significativo y con signo positivo, aunque no muy grande en magnitud. Este resultado podría estar explicado por el hecho de que el resto de los productos (acelga, brócoli, chauchas y espinaca) poseen como sustituto más cercano a los vegetales frescos, cuyo precio se supone menor que el de los enlatados, lo que en promedio disminuye su precio respecto a los que tienen sustitutos en conserva, para los cuales el consumo en fresco no constituye una alternativa muy habitual.

Finalmente, los resultados indican la relevancia de considerar el tamaño del paquete en la determinación de los precios de equilibrio, ya que el precio cada 100 grs. de los productos de 300 grs. resultó significativamente mayor que el de los de 400 grs., lo cual confirma la posibilidad de lograr economías de escala al comprar este tipo de alimentos en envases más grandes. En relación con los resultados descriptivos presentados en la sección anterior para los barrios de NSE bajo, en términos de la mayor adquisición relativa de envases grandes, el efecto del sobreprecio en los paquetes de 300 grs. es notablemente mayor en estas sucursales.

#### 4. Conclusiones

En este trabajo se han estimado funciones de precios hedónicos que caracterizan la formación de precios de hortalizas congeladas en distintos tipos de sucursales de un supermercado típico de la ciudad de

Mar del Plata.

Los resultados obtenidos indican que el precio de estos vegetales es en promedio mayor en los barrios de mayor nivel socioeconómico, lo cual concuerda con los resultados existentes en la literatura sobre la alta elasticidad ingreso que posee este tipo de alimentos especializados (Antle, 1999).

Se observaron diferencias significativas en la valoración de mercado de las distintas variedades de hortalizas. El notable impacto hallado de la marca sobre el precio de equilibrio, lleva a inferir que la existencia de determinados atributos de calidad incorporados por las marcas en sus productos afectan no sólo los precios de equilibrio, debido al impacto en la disponibilidad a pagar, sino también los costos de producción. Las variedades de hortalizas para las que la alternativa más cercana al congelado es el producto en fresco, presentaron en promedio precios más bajos que aquellas que disponen de un sustituto en conserva.

Por último, resultó de importancia en la formación de los precios el rol de las economías de escala reflejadas en el tamaño del envase, con un efecto notablemente más notorio en las sucursales de barrios con nivel socioeconómico bajo.

---

[1] No todos los productos son vendidos en todas las sucursales y durante todos los meses.

[2] Especificaciones alternativas de la función de precios hedónicos implementadas en la literatura; contienen variables que representan determinantes de la oferta y/o la demanda. Otros trabajos que utilizan datos *scanner*, incorporan las cantidades vendidas como variable explicativa, debido a que en el corto plazo los consumidores no tienen incidencia en los precios fijados y entonces la manifestación de sus preferencias se revela a través de las cantidades adquiridas (Martínez Garmendia, 2010). Sin embargo, estas alternativas conducen a la estimación de *reduced forms* para determinar las preferencias de los consumidores y no a las funciones de precios hedónicos propiamente dichas en términos de la primera etapa del modelo de Rosen (1974). En este se determina el *schedule* de precios de equilibrio que, en el caso de bienes diferenciados, se explican por las características de los productos (Rosen, 1974; Triplett, 2004).

Si bien en una primera versión de este trabajo se introdujo la cantidad vendida como variable explicativa, finalmente se optó por estimar estrictamente la función de precios hedónicos tal cual la define la literatura, dejando para trabajos posteriores la determinación de las preferencias de los consumidores, no a través de *reduced forms*, sino mediante la implementación de la segunda etapa del modelo de Rosen (1974).

[3] Tal como fue sugerido por el evaluador, una aproximación más precisa del efecto de los sustitutos en conservas en el precio de las hortalizas congeladas se lograría incorporando como variable explicativa el precio de dichos bienes. Sin embargo, no se cuenta con esa información en la base de datos utilizada, por lo que se ha optado por captar la influencia de

## Influencia de los atributos en la formación de precios de hortalizas congeladas

la disponibilidad del sustituto en conserva mediante una variable *dummy*, considerando que su presencia como alternativa puede de por sí impactar en el precio de los bienes en cuestión [4] Tanto en la Tabla 2 como en los Gráficos 3 y 4, en los que se realizan comparaciones de distintas variables entre las marcas, se excluye el primer año y medio de la muestra, ya que la Marca M fue comercializada sólo en ese período, y por lo tanto, no se la consideró en el análisis. Si se tomara la totalidad de la base de datos, la comparación de precios promedio y de proporción de ventas con las otras marcas estaría sesgada.

[5] Algunos de los demás vegetales poseen también presentaciones enlatadas, pero su adquisición no es de uso común entre los consumidores como sí lo es en el caso de las arvejas, el choclo y la ensalada jardinera.

### 5. Bibliografía

- Antle, J. (1999), "The new economics of agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 81, N° 5, pp. 993-1010.
- Buergelt, D. y von Oppen, M. (2009), "Hedonic price analysis to guide breeding for upgrading an orphan crop in India and Nepal". Trabajo presentado en la 27° Conferencia de la International Association of Agricultural Economists, China, 16 al 22 de agosto de 2009.
- Chamberlain, G. (1982), "Multi variate regression models for panel data", *Journal of Econometrics*, Vol. 18, pp. 5-46.
- González, J. y Lacaze, M. V. (2011), "Una aplicación del *Random Coefficients Discrete Choice Model* para el mercado marplatense de papas fritas congeladas". Trabajo presentado en el 5° Congreso Nacional de Estudiantes de Postgrado en Economía, Universidad Nacional del Sur, Bahía Blanca, 26 y 27 de mayo del 2011.
- Grunert, K. (2005), "Food quality and safety: consumer perception and demand", *European Review of Agricultural Economics*, vol. 32, N° 3, pp. 369-391.
- Halvorsen, R. y Palmquist, R. (1980), "The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations", *American Economic Review*, vol. 70, N° 3, pp. 474-475.
- Lancaster, K. (1966), "A new approach to consumer theory", *Journal of Political Economy*, vol. 74, N° 2, pp. 132-157.
- Martínez Garmendia, J. (2010), "Application of hedonic price modeling to consumer packaged goods using store scanner data", *Journal of Business Research*, vol. 63, N° 7, pp. 690-696.
- Mogas Amorós, J. (2004), "Métodos de preferencias reveladas y declaradas en la valoración de impactos ambientales", *Ekonomiaz*, N° 57, pp. 12-29.
- Morilla Critz, J. y Martínez Valderrama, A. (2002), "Una función de precios hedónicos para el vino español de calidad en el año 2000", *Revista*



- Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, N° 196, pp. 173-193.
- Muth, M. K.; Zhen, C.; Taylor, J.; Cates, S.; Kosa, K.; Zorn, D. y Choiniere, C. (2009), "The Value to Consumers of Health Labeling Statements on Breakfast Foods and Cereals". Trabajo presentado en la 27° Conferencia de la International Association of Agricultural Economists, China, 16 al 22 de agosto de 2009.
- Nelson, P. (1970), "Information and Consumer Behavior", *Journal of Political Economy*, vol. 78, N° 2, pp. 311-29.
- Roheim, C. A.; Gardiner, L. y Asche, F. (2007), "Value of Brands and Other Attributes: Hedonic Analysis of Retail Frozen Fish in the UK", *Marine Resource Economics*, vol. 22, N° 3, pp. 239-253.
- Rosen, S. (1974), "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, vol. 82, N° 1, pp. 34-55.
- Triplett, J. (2004), "Handbook on hedonic indexes and quality adjustments in price indexes: special application to information technology products", *OECD Science - Technology and Industry Working Papers*, N° 2004/9.
- Waugh, F. V. (1928), "Quality factors influencing vegetables prices", *Journal of Farm Economics*, vol. 10, N° 2, pp. 185-196.

## ANEXO

Tabla 1: Precios, cantidades y ventas mensuales promedio por NSE.

	Precio	Cantidad	Ventas
NSE bajo	\$1.48	8.21	\$33.38
NSE medio	\$1.51	17.02	\$72.04
NSE alto	\$1.54	30.89	\$137.36

Fuente: elaboración propia.

Influencia de los atributos en la formación de precios de hortalizas congeladas

Tabla 2: Precios y cantidades promedio por marca

	Precio	Unidades
Marca Q	\$1.32	14.28
Marca G	\$1.75	21.71

Fuente: elaboración propia.

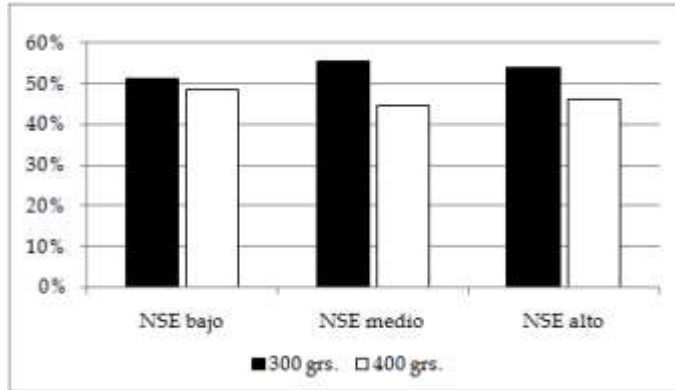
Nota: se excluyeron los períodos en los que se comercializó la Marca M (primer año y medio de la muestra).

Tabla 3: Estimación de la función de precios hedónicos  
(errores estándar entre paréntesis)

	NSE Alto			NSE Medio			NSE Bajo		
	Coef.	Impacto porcentual	Precio implícito	Coef.	Impacto porcentual	Precio implícito	Coef.	Impacto porcentual	Precio implícito
Constante	-0,217 (0,007)			-0,243 (0,007)			-0,286 (0,008)		
300 grs.	0,035 (0,010)	3,58%	0,053	0,029 (0,010)	2,92%	0,042	0,081 (0,013)	8,48%	0,122
Marca M	-0,182 (0,007)	-16,65%	-0,248	-0,168 (0,006)	-15,46%	-0,225	-0,203 (0,009)	-18,34%	-0,265
Marca Q	-0,099 (0,003)	-9,42%	-0,140	-0,097 (0,003)	-9,26%	-0,135	-0,101 (0,004)	-9,64%	-0,139
Acelga	0,029 (0,004)	2,94%	0,044	0,018 (0,004)	1,78%	0,026	0,014 (0,004)	1,39%	0,020
Arvejas	0,074 (0,011)	7,70%	0,115	0,070 (0,011)	7,26%	0,106	0,037 <sup>a</sup> (0,015)	3,81%	0,055
Brócoli	0,358 (0,010)	43,12%	0,643	0,363 (0,010)	43,74%	0,637	0,298 (0,013)	34,75%	0,502
Chauchas	0,101 (0,011)	10,58%	0,158	0,110 (0,010)	11,62%	0,169	0,060 (0,014)	6,21%	0,090
Choclo	0,016 <sup>b</sup> (0,011)	1,64%	0,024	0,009 <sup>b</sup> (0,011)	0,87%	0,013	-0,035 <sup>a</sup> (0,015)	-3,42%	-0,049
Ensaladas	0,130 (0,005)	13,83%	0,206	0,120 (0,006)	12,79%	0,186	0,145 (0,007)	15,56%	0,225
Sust. lata	0,020 (0,005)	2,02%	0,030	0,030 (0,006)	3,01%	0,044	0,004 <sup>b</sup> (0,008)	0,45%	0,006
R <sup>2</sup>	0,96			0,95			0,95		

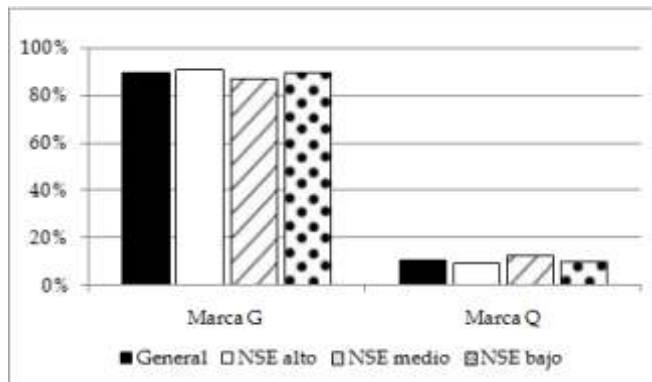
Fuente: elaboración propia.

Nota: el precio implícito se calculó en base al impacto porcentual y al precio de referencia, representado por el precio promedio del producto evaluado en las categorías base de las variables binarias. Todas las regresiones incluyeron variables *dummies* por producto y por mes; los coeficientes de los atributos fueron recuperados con un procedimiento de distancia mínima. Todos los coeficientes son significativos al 1% excepto: <sup>a</sup>sign al 5%; <sup>b</sup> no sign al 10%.



Fuente: elaboración propia

Figura 1: Proporción de unidades vendidas - por NSE y contenido del envase

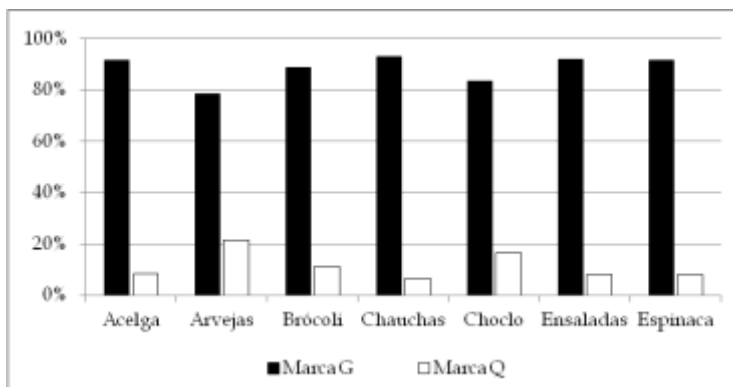


Fuente: elaboración propia.

Nota: se excluyeron los períodos en los que se comercializó la Marca M (primer año y medio de la muestra).

Figura 2: Proporción de cantidades vendidas (en gramos) - por NSE y marca

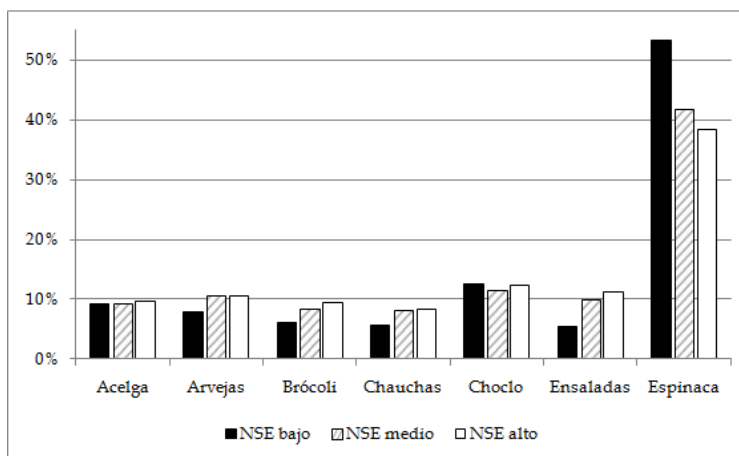
Influencia de los atributos en la formación de precios de hortalizas congeladas



Fuente: elaboración propia.

Nota: se excluyeron los periodos en los que se comercializó la Marca M (primer año y medio de la muestra).

Figura 3: Proporción de cantidades vendidas (en gramos) - por marca y vegetal



Fuente: elaboración propia.

Figura 4: Proporción de cantidades vendidas (en gramos) de vegetales por NSE