

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> :: @NulanFCEyS**

Título del Trabajo: "Análisis del efecto del precio en las preferencias de los consumidores por papa fresca producida con bajo impacto ambiental"

Autores: Julia González, Elsa M. Rodríguez & Beatriz Lupín

Institución de procedencia: Grupo de Investigación "Economía Agraria", Facultad de Ciencias Económicas y Sociales-Universidad Nacional de Mar del Plata

CV sintético de las autoras:

Julia González: Licenciada en Economía (UNMdP), c/Máster en Economía (UdeSA), c/Ph.D. in Economics (University of Illinois at Urbana-Champaign). Ex Becaria de Investigación-Grupo de Investigación "Economía Agraria". Facultad de Ciencias Económicas y Sociales-UNMdP.

Elsa M. Rodríguez: Licenciada en Economía (UNMdP), Master of Science (Cornell University). Docente e investigadora. Directora del Grupo de Investigación "Economía Agraria". Facultad de Ciencias Económicas y Sociales-UNMdP.

Beatriz Lupín: Licenciada en Economía (UNMdP), c/Magister en Estadística Aplicada (UNC) y c/Especialista en Docencia Universitaria (UNMdP). Docente e investigadora. Integrante del Grupo de Investigación "Economía Agraria". Facultad de Ciencias Económicas y Sociales-UNMdP.

Correo electrónico de las autoras:

juliagonzalez\_mdp@yahoo.com.ar; emrodri@mdp.edu.ar; beatrizlupin@gmail.com

Palabras clave: *Choice Modelling*, utilidad, precio, atributos de calidad, papa fresca

## Resumen

Durante el mes de octubre del año 2012, se desarrolló, en la Ciudad de Mar del Plata, un experimento *Choice Modelling* tendiente a obtener información acerca de las elecciones de consumo respecto a una papa producida con bajo impacto ambiental. Entre los métodos de preferencias declaradas, éste es el más utilizado para estudiar las preferencias por atributos de bienes con nula o escasa participación en el mercado dado que permite representar de forma realista situaciones de compra y una evaluación integral del bien en cuestión.

Se entrevistaron a 402 individuos, mayores de 18 años, captados en super/hipermercados y en verdulerías. Debido al carácter no aleatorio del muestreo, el relevamiento fue diseñado asegurando la representatividad socio-económica, geográfica y demográfica. Los atributos fueron seleccionados conforme a estudios propios previos: **PRECIO, CONTENIDO DE AGROQUÍMICOS, APTITUD CULINARIA y TRATAMIENTO.**

En esta oportunidad, el interés se centra en analizar el impacto del precio en las decisiones de compra de esta papa diferenciada. A tal fin, se aplicó un Modelo Logístico Condicional (McFadden, 1973), ensayando diversas formulaciones de efectos principales. Los resultados sugieren que mayores precios afectan negativamente la utilidad; sin embargo, si bien esta variable es relevante en la decisión entre comprar o no comprar papa, una vez que el consumidor decide comprar, la misma no afecta significativamente su elección entre las distintas alternativas del producto que enfrenta. Adicionalmente, es posible agregar que un bajo contenido de agroquímicos y una muy buena calidad culinaria son los atributos que más contribuyen a la utilidad del consumidor.

## I. Introducción

Desde hace algunos años, los consumidores se encuentran preocupados por la seguridad y la calidad de los alimentos. Esta preocupación ha ido acompañada por una creciente conciencia acerca de prácticas agrícolas intensivas en cuanto al empleo de agroquímicos y de los métodos de procesamiento de los alimentos usualmente aplicados y sus potenciales efectos negativos sobre la salud.

Lo anterior, ha contribuido a un incremento de la demanda de alimentos no convencionales -como los provenientes del manejo integrado y del orgánico-, a exigir controles estrictos y a requerir mayor información sobre la calidad.

Dicha tendencia, se ha observado, fundamentalmente, en las hortalizas y frutas debido a la percepción positiva que se tiene de ellas en relación al cuidado de la salud (Ghorbani & Hamraz, 2009; Kuhar & Juvancic, 2010). Incluso, los consumidores han manifestado su voluntad de pagar un diferencial de precio por

hortalizas y frutas producidas mediante prácticas sustentables. (Batte *et al.*, 2007<sup>1</sup>; Boccaletti & Nardella, 2000<sup>2</sup>; Canavari *et al.*, 2005<sup>3</sup>. -Kuhar & Juvancic, *op. cit.*-).

Para que el consumidor pueda evaluar calidad necesita información sobre el producto, la cual es obtenida a través de señales.

Según Steenkamp (1990) las señales pueden ser **atributos de experiencia** -se basan en el consumo real: frescura, conveniencia, característica sensoriales, entre otros- y **de creencia** -no pueden ser comprados directamente: contenido nutricional, salud, producción amigable con el medio ambiente y bienestar animal-. Otros autores, como Becker (2000)<sup>4</sup> y Grunert (1997)<sup>5</sup>, agregan la categoría **de búsqueda** -permiten determinar la calidad en el momento de la compra: precio, color, apariencia externa; etc.- (Bernués *et al.*, 2002).

A su vez, Caswell *et al.* (2002) distinguen entre **atributos intrínsecos y señales e indicadores extrínsecos**. Los primeros forman parte del bien en sí y no puede ser modificados sin alterar sus características físicas. Comprenden: los atributos de nutrición -carbohidratos, proteínas, vitaminas, minerales, calorías, fibras y grasas-, los de seguridad alimentaria -pesticidas, fertilizantes, conservantes y aditivos; etc.- y los de procesos -forma de producción, trazabilidad y bienestar animal, entre otros- y los aspectos sensoriales / organolépticos y de función / de valor -tamaño, conveniencia, preparación, conservación; etc.-. Por su parte, los segundos se corresponde con el producto pero no son inherentes a él. Implican indicadores -certificación, etiquetado y sistemas de gestión de calidad- y señales -precio, marca, publicidad, país de origen; etc.-.

En la Ciudad de Mar del Plata, durante el mes de octubre del año 2012, se desarrolló un *Choice Modelling* con el propósito de precisar la importancia relativa de los niveles de determinados atributos percibidos como fundamentales en la compra de papa: **PRECIO, CONTENIDO DE AGROQUÍMICOS, APTITUD CULINARIA y TRATAMIENTO**. El objetivo principal de esta investigación es analizar cómo impacta el precio en las decisiones de compra de una papa fresca producida con bajo impacto ambiental. Adicionalmente, se explora el aporte que realizan los otros atributos a la utilidad del consumidor y la disponibilidad a pagar por ellos.

---

<sup>1</sup>Batte, M.T., Hooker, N.H., Haab, T.C. & Beaverson, J. (2007): "Putting their money where their mouths are: consumer willingness to pay for multi-ingredient, processed organic food products". *Food Policy*, 32 (2), pp. 145-159.

<sup>2</sup>Boccaletti, S. & Nardella, M. (2000): "Consumer's willing to pay for pesticide-free fruit and vegetable in Italy". *International Food and Agribusiness Management Review*, (3), 297-310.

<sup>3</sup>Canavari, M., Nocella, G. & Scarpa, R. (2005): "Stated willingness-to pay for organic fruit and pesticide ban-an evaluation using both web-based and face-to face interviewing. *Journal of Food Products Marketing*, 11(3), 107-134.

<sup>4</sup>Becker, T.; Benner, E. & Glistsch, K. (2000): "Consumer perception of fresh meat quality in Germany". *British Food Journal*, Vol. 102, N° 3, 246-266.

<sup>5</sup>Grunert, K. G. (1997). What's in a steak? A cross-cultural study on the quality perception of beef. *Food Quality and Preference*, 8(3), 157-174.

## II. Marco teórico y metodología econométrica aplicada

El estudio de la elección y la valoración de bienes con escasa o nula participación en el mercado -como, por ejemplo, papas producidas mediante prácticas agrícolas respetuosas del medio ambiente- debe ser abordado con metodologías basadas en información proporcionada directamente por los individuos en situaciones ficticias de compra -"preferencias declaradas"-.

Desde esta perspectiva, se destacan la Valoración Contingente (VC) y la Valoración Multi-Atributo (VMA). La principal diferencia entre ambos enfoques radica en que el primero analiza cómo las preferencias de los consumidores son afectadas ante variaciones de un atributo a la vez; en cambio, el segundo permite contemplar todos los atributos simultáneamente, admitiendo una evaluación integral del bien en cuestión. (Merino-Castelló, 2003)

Centrando el interés en la VMA, es posible indicar que comprende una familia de técnicas basadas en la descripción del bien en términos de los niveles de los atributos. Su marco conceptual es el aporte realizado por Lancaster (1966) respecto a la demanda del consumidor. Dicho enfoque, establece que cada bien está compuesto por atributos, que cuentan con más de un nivel; la utilidad es una función del conjunto de atributos. En consecuencia, los individuos obtienen satisfacción de las cualidades de los bienes, no de los bienes en sí mismos. Particularmente, si uno de los atributos es el precio del bien, se puede calcular la disposición a pagar (DAP) por atributo.

Siguiendo a Merino-Castelló (*op. cit.*), las técnicas que forman parte de la VMA son el *Conjoint Analysis* (CA) y el *Choice Modelling* (CHM)<sup>6</sup>. Louviere *et al.* (*op. cit.*), señalan que las mismas constituyen paradigmas generales de obtención de preferencias. Los participantes se enfrentan a diversas alternativas del bien, descritas por combinaciones de los niveles de los atributos seleccionados por el investigador, que deben ordenar, puntuar o elegir. En el caso del CA, se considera una función de utilidad determinística y se realizan estimaciones aplicando Mínimos Cuadrados Ordinarios. Contrariamente, en el CHM, se supone una función de utilidad aleatoria, conduciendo a una serie de Modelos de Elección Discreta que se estiman mediante Máxima Verosimilitud.

Estos Modelos tienen su origen en los estudios de Thurstone (1927)<sup>7</sup> acerca de respuestas individuales frente a diferentes niveles de estímulo psicológico. Resultan apropiados cuando el propósito es explorar los determinantes de la probabilidad de que individuo elija un curso de acción dentro de un conjunto, generalmente finito, de alternativas posibles (Rodríguez Donante & Cáceres Hernández, 2007).

---

<sup>6</sup>En algunas aplicaciones, al CHM se lo conoce como *Choice-Based Conjoint Analysis* (CBC) (Green *et al.*, 2001; Orme, 2010). Por su parte, Louviere *et al.* (2008), se refieren al *Discrete Choice Experiments* (DCE).

<sup>7</sup>Thurstone, L. (1927): "A law of comparative judgment". *Psychological Review*, 34, 273-286.

Merino-Castelló (*op. cit.*), destaca dentro del CHM, al *Contingent Ranking* (CR) y al *Choice Experiment* (CHE). El proceso cognitivo que subyace en cada una de estas experiencias difiere ligeramente. Al aplicar un CR, los participantes tienen que ordenar todas las alternativas. Por su parte, el desarrollo de un CHE implica que los participantes deban elegir la alternativa preferida.

Como ya se mencionó, el CHM asume una función de utilidad aleatoria. Marschak (1960)<sup>8</sup>, interpretando “estímulo” como “utilidad” y usando el Principio de Maximización de Utilidad, formalizó el Modelo de Utilidad Aleatoria (RUM). Asimismo, Manski (1977)<sup>9</sup> -Wittink (2011)- y Phaneuf (2005)<sup>10</sup> -Vójaček & Pecáková (2010), Wittink (*op. cit.*)- realizaron su aporte al respecto.

La utilidad es una construcción “latente” pues los individuos tienen una utilidad no observable directamente respecto de su elección de atributos. Esta utilidad se encuentra conformada por dos partes: una sistemática -observable, explicable, que depende de las elecciones de los atributos y de las características personales del consumidor- y otra aleatoria -no observable, no explicable, que comprende todos los factores no identificados que impactan en las elecciones-. En la mayoría de la literatura especializada, se considera que ambas partes son independientes y aditivas. Matemáticamente:

$$U_{in} = V_{in} (Z_i, S_n) + \varepsilon_{in} \quad n = 1, 2, \dots, N; i = 1, 2, \dots, J \quad [01]$$

Donde:  $U_{in}$  = utilidad -latente- proporcionada por la alternativa “i” al individuo “n”;  $V_{in}$  = parte sistemática de la utilidad que el individuo “n” asocia con la alternativa “i”;  $Z_i$  = vector de atributos de la alternativa “i”;  $S_n$  = vector de características socio-económicas del individuo “n”;  $\varepsilon_{in}$  = componente aleatorio de la utilidad correspondiente a la alternativa “i” y al individuo “n”.

En términos vectoriales:

$$U_{in} = X_{in} \beta + \varepsilon_{in} \quad [02]$$

Donde:  $X_{in} = h(Z_i, S_n)$ ;  $\beta = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k]$  = vector de parámetros desconocidos a estimar.

Si bien los individuos asocian una utilidad latente a cada elección que deben considerar, dado el componente aleatorio, sus elecciones no son determinísticas. El Modelo permite describir cómo las “probabilidades” de elección responden a cambios en los atributos y/o en las características personales. Un individuo elegirá una alternativa específica si la misma le proporciona mayor utilidad que otras

<sup>8</sup>Marschak, J. (1960): “Binary choice constraints on random utility indication”. Stanford Symposium on Mathematical Methods in Social Science (ed. by K. Arrow). Stanford University Press, Stanford, CA.

<sup>9</sup>Manski, C. F. (1977): “The structure of Random Utility Models.” Theory and Decision, 8(3), 29–254.

<sup>10</sup>Phaneuf D. J. & Smith, V. K. (2005): “Recreation Demand Models”. Mäler, K. G. & Vincent J. R. (eds.), Handbook of Environmental Economics 2. Elsevier.

alternativas disponibles. La probabilidad de que el individuo "n" elija la alternativa "i" está dada por:

$$\begin{aligned}
 P_{in} &= \text{Prob} [U_{in} \geq U_{jn}] = \\
 &= \text{Prob} [(V_{in} + \varepsilon_{in}) \geq (V_{jn} + \varepsilon_{jn})] = \\
 &= \text{Prob} [(\varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in}) \leq (V_{in} - V_{jn})]
 \end{aligned}$$

para cualquier  $i \neq j$   
**[03]**

Si los residuos se encuentran independiente e idénticamente distribuidos (iid)<sup>11</sup> con una distribución valor-extremo de tipo I -Gumbel- que posee un factor de escala igual a la unidad<sup>12</sup>, se puede deducir el Modelo Logístico de Elección Discreta. En particular, si las variables explicativas se circunscriben a las características de las alternativas, surge el Modelo Logístico Condicional (CLM), cuya probabilidad de elección de la alternativa **i** por parte del individuo **n** es:

$$P_{in} = \frac{e^{V_{in}}}{\sum_{j=1}^J e^{V_{jn}}}$$

**[04]**

Este Modelo fue desarrollado por McFadden (1973). Cumple con diversas propiedades deseables pero, también, presenta limitaciones (Train, 2009: 37, 42).

Asimismo, implica la "Independencia de Alternativas Irrelevantes" (IIA) dado que los cocientes de chances (*odds ratio*) para las elecciones *i*-ésima y *j*-ésima no se ven afectados por la eliminación de alternativas o por la presencia de alternativas adicionales -lo que no siempre refleja situaciones realistas (Train, *op. cit.*)-.

Los coeficientes estimados del CLM permiten calcular la DAP media por cada -nivel- atributo, realizando el cociente entre el parámetro estimado del atributo en cuestión y el parámetro estimado correspondiente al precio, *ceteris paribus*, debiendo ser ambos estadísticamente significativos:

$$\frac{\hat{\beta}_{\text{atributo}}}{\hat{\beta}_{\text{precio}}}$$

**[05]**

<sup>11</sup>Este supuesto impone la restricción de que las alternativas no deben estar correlacionadas; es más probable que dicho requisito no se viole en los *unlabeled experiments* que en los *labeled experiments* dado que, en estos últimos, las etiquetas adjuntadas a las alternativas actúan como un atributo más que puede estar correlacionado a los niveles del resto de los atributos. (Hensher *et al.*, 2007)

<sup>12</sup>Se considera que este factor es igual a 1 pues el mismo no puede ser identificado en la estimación dado que su valor se confunde con el vector de parámetros (Hasan-Basri & Abd Karim, 2013). La normalización anterior implica una varianza de error constante; sin embargo, la existencia de dicho factor tiene dos importantes consecuencias: 1) un incremento en la escala, reduce la varianza y 2) impone restricciones en la interpretación de los coeficientes estimados -ellos pueden ser comparados dentro de un mismo modelo pero no entre diferentes modelos- (Hoyos, 2010)

La expresión anterior permite medir el cambio necesario en el precio para compensar el cambio en el atributo bajo análisis, mientras el resto permanece constante. (Hensher *et al.*, 2007; Mercadé *et al.*, 2009; Train, *op. cit.*)

### III. Fuente de información utilizada

#### III.1. Diseño del *Choice Modelling*<sup>3</sup>

Dado que el experimento se iba a canalizar mediante entrevistas personales (*face-to-face interviews*), en un lugar de compra (*mall intercept*), se priorizó un diseño que permitiera una rápida evaluación de cada alternativa y su comparación con las demás, sin provocar resultados inválidos. Por lo anterior, entre las metodologías que comprende la VMA, se desarrolló un CHM, en su variante CHE.

Conforme los resultados de estudios propios anteriores, empleando el enfoque de la VC, acerca de un tipo de papa producida con bajo impacto ambiental -como lo es la papa integrada-<sup>14</sup>, se seleccionaron, para ser explorados mediante el CHM-CHE, los siguientes atributos de calidad -y sus niveles-:

**Tabla 1:** Atributos y niveles

Atributo	Niveles			Tipo de atributo	
	1	2	3	Según percepciones de calidad	Según el momento de obtención de información sobre calidad
<b>Contenido de agroquímicos</b>	Poco	Mucho		Intrínseco	De creencia
<b>Aptitud culinaria</b>	Muy buena	Mala		Intrínseco	De experiencia
<b>Tratamiento</b>	Cepillada / Lavada	Sucia		Intrínseco	De búsqueda
<b>Precio</b>	\$ 6 / kg	\$ 8 / kg		\$ 10 / kg	Extrínseco

Fuente: elaboración propia.

Una vez definidos los atributos y sus niveles, se determinaron tres bloques de elección, con tres alternativas de producto cada uno. Para establecer qué combinación de niveles de los atributos definía a cada producto, se tuvo en cuenta todas las posibles combinaciones de niveles de los atributos considerados (cuatro

<sup>13</sup>Para una explicación más detallada de este apartado, consultar Lupín & Alfonso (2013).

<sup>14</sup>Las metodologías "grupos focales" y "entrevistas a informantes calificados" brindaron el primer acercamiento a los aspectos fundamentales sobre el consumo de papa. Estos aspectos, luego, fueron indagados en una encuesta realizada a 500 hogares marplatenses, durante el mes de junio del año 2009, bajo un diseño muestral aleatorio. Durante el proceso de captación de datos, mediante las técnicas cualitativas y cuantitativas aplicadas, se contó con el asesoramiento y la colaboración de investigadores de la Estación Experimental Agropecuaria Balcarce del Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (EEA Balcarce-INTA). (Lupín & Alfonso, *op. cit.*; Lupín *et al.*, 2013 b)



atributos, tres con 2 niveles y el restante con 3 niveles):  $2 \times 2 \times 2 \times 3 = 2^3 \times 3^1 = 24$ , lo que se corresponde con un "diseño factorial completo".

Dicha cantidad de alternativas, podía dificultar la evaluación de las mismas por parte de los participantes, máxime que lo debían hacer en un lugar de compra, un contexto que implica que los mismos estén menos dispuestos a dedicar tiempo al relevamiento. A fin de salvar dicho inconveniente, se procedió a reducir el conjunto de alternativas mediante la aplicación de un "diseño factorial fraccionado" -ortogonal<sup>15</sup>-. Este diseño se realizó mediante el algoritmo *orthoplan* -Software SPSS-, el que selecciona la cantidad requerida de perfiles de productos, de modo tal que la elección entre los mismos por parte de los individuos sea suficiente para indagar la valoración que ellos realizan de los atributos considerados. Vale decir, el conjunto definitivo de alternativas es menor que el original pero representativo del total. Este procedimiento es uno de los sugeridos por Louviere *et al.* (2000).

En el caso particular de esta investigación, al solicitar al *Software* una cantidad de nueve alternativas, el algoritmo configuró nueve perfiles de producto -por lo que no fue necesario descartar arbitrariamente ninguno-. Una vez definidas las alternativas, se agruparon de a tres para armar cada bloque de elección. Además, se agregó, en cada bloque, la alternativa "*no compraría ninguna de las opciones presentadas*" (*opt-out*) -alternativa *statuo quo*-; la inclusión de la misma confirió realismo a la experiencia ya que no siempre el consumidor se decide por un producto en una situación concreta de mercado.

Previo a exhibir a los participantes las diferentes alternativas, se les proporcionó información relacionada con la presencia de los atributos **CONTENIDO DE AGROQUÍMICOS** y **APTITUD CULINARIA** en la papa que se vende en el mercado. Asimismo, se añadió un escenario hipotético para otro tipo de papa, con otros niveles para los mismos atributos. Esto es, se explicitaba que la papa que habitualmente se compra posee un alto contenido de agroquímicos y, a la vez, no resulta buena ni para freír ni para hervir ni para hornear. También, se les solicitaba que pensarán en la posibilidad de que estuviera disponible una papa con bajo contenido de agroquímicos y con excelente aptitud culinaria.

Así, durante el relevamiento, el encuestador leyó textualmente:

**"Las papas disponibles habitualmente en el mercado contienen mucho contenido de agroquímicos -el máximo permitido-. Además, no son buenas para freír, hervir u hornear, es decir, son de mala calidad para cocinar."**

---

<sup>15</sup>Este tipo de diseño permite disminuir el grado de multicolinealidad. Constituye una práctica común en la VMA, lo que implica una ventaja respecto a la VC.

Si bien el atributo **PRECIO** puede estar correlacionado con los demás atributos consideradas, se controló que esto no afectara el resultado de la selección de alternativas a fin de evitar la generación de opciones no realistas o claramente dominantes.

***Suponga ahora que el lugar donde Ud. compra papas frescas dispone también de papas con poco contenido de agroquímicos y de muy buena calidad para cocinar. Suponga también que estas papas están identificadas correctamente para distinguirlas del resto y que existen garantías del cumplimiento de las cualidades mencionadas -es decir, Ud. puede estar seguro de que las papas cumplen con estas cualidades-.***

Luego, se propuso a los participantes que eligieran, en cada uno de los tres bloques, dos alternativas, según sus preferencias. Recién cuando los mismos elegían la primera alternativa, se les solicitaba que eligieran la segunda. Cabe aclarar que las elecciones de un bloque eran independientes de las elecciones de los otros bloques.

Las alternativas fueron denominadas con una letra a fin de evitar cualquier tipo de influencia en los individuos (*unlabeled experiments*). Además, el orden de presentación de los bloques fue rotado aleatoriamente con el objeto de evitar el sesgo relacionado con el interés prestado al momento de hacer las elecciones.

Seguidamente, se presentan los bloques de elección conformados:

**Figura 1:** Bloques de elección

Producto	Contenido de agroquímicos	Aptitud culinaria	Tratamiento	Precio
<b>X</b>	Poco	Mala	Sucia	\$ 8/kg
<b>Y</b>	Mucho	Mala	Sucia	\$ 6/kg
<b>Z</b>	Mucho	Muy buena	Cepillada / Lavada	\$ 8/kg
<b>Ninguno</b>				

Producto	Contenido de agroquímicos	Aptitud culinaria	Tratamiento	Precio
<b>M</b>	Poco	Muy buena	Sucia	\$ 10/kg
<b>N</b>	Mucho	Mala	Sucia	\$ 8/kg
<b>O</b>	Mucho	Mala	Cepillada / Lavada	\$ 10/kg
<b>Ninguno</b>				

Producto	Contenido de agroquímicos	Aptitud culinaria	Tratamiento	Precio
<b>R</b>	Mucho	Mala	Cepillada / Lavada	\$ 6/kg
<b>T</b>	Poco	Mala	Cepillada / Lavada	\$ 10/kg
<b>S</b>	Mucho	Muy buena	Sucia	\$ 10/kg
<b>Ninguno</b>				

Fuente: elaboración propia.

### III.2. Instrumento de recolección de los datos

El experimento se implementó utilizando como soporte una encuesta sobre el consumo de papa, realizada por tres encuestadores entrenados al efecto. Se entrevistaron a 402 individuos mayores de 18 años de edad, en super / hipermercados y en verdulerías de la Ciudad de Mar del Plata, durante el mes de octubre del año 2012.

Respecto a los encuestados, éstos pertenecían a hogares consumidores del producto en cuestión -"siempre" (66%) / "a veces" (34%)-, decidían las compras de la familia -"siempre" (62%) / "a veces" (38%)-. Adicionalmente, es posible indicar que el 76% de los ellos era el encargado de preparar los alimentos que se consumían en su hogar.

Por su parte, el cuestionario que se aplicó era de tipo semi-estructurado y estaba conformado por cuatro módulos:

**➔Módulo I**

Registraba: cantidad comprada de papa y frecuencia de consumo semanal y lugar principal de compra elegido para la adquisición del producto.

**➔Módulo II**

Desarrollo del CHM. Módulo central de la encuesta.

**➔Módulo III**

Referido a: precio que habitualmente se paga por kg de papa, disposición a pagar por papa con bajo contenido de agroquímicos y opinión de los encuestados en relación a la información que debería proveer la etiqueta de una papa producida con bajo impacto ambiental.

**➔Módulo IV**

Indagaba acerca de: percepciones de los encuestados respecto al concepto de "sustentabilidad", conocimiento que tenían sobre el "contenido nutricional" de la papa e información demográfica y socio-económica.

III.3. Muestreo

El relevamiento fue diseñado considerando diez lugares de venta de papa situados en barrios con diferente nivel socio-económico, lográndose la representatividad socio-económica y geográfica. Así, se seleccionaron comercios ubicados en el centro y alrededores, en el puerto y en otras zonas de la Ciudad. Hatirli *et al.* (2004)

En cada barrio, se realizaron 40 encuestas (28 encuestas en un super / hipermercado de referencia y 12 encuestas en verdulerías próximas al mismo). La decisión de encuestar también en verdulerías se tomó dado que una importante proporción de la población marplatense prioriza estos comercios para realizar sus compras de papa; en la ya mencionada encuesta del año 2009<sup>16</sup>, el 73% de los

---

<sup>16</sup>Consultar pie de página 14.

hogares compraba papa principalmente en este tipo de negocio (Lupín & Rodríguez, 2011).

Resulta oportuno aclarar que el operativo se llevó a cabo en varios días de la semana y en diferentes horarios a fin de evitar cualquier sesgo proveniente de la concurrencia a los comercios de personas en relación a sus características socio-demográficas -por ejemplo, en determinados días de la semana, los super / hipermercados proponen descuentos a los jubilados-.

Dado el carácter no aleatorio del muestreo, a fin de asegurar la representatividad demográfica, se fijaron cuotas de sexo y edad para el encuestado conforme a los datos del Partido de General Pueyrredón (PGP) provenientes del último Censo Nacional de Población, Hogares y Vivienda (INDEC, octubre 2010)<sup>17</sup>:

**Tabla 2:** Comparación entre la muestra de la encuesta y la población del PGP

Edad del encuestado	Sexo del encuestado				Total	
	Mujer		Varón		Encuesta <sup>(e)</sup>	Censo <sup>(f)</sup>
	Encuesta <sup>(a)</sup>	Censo <sup>(b)</sup>	Encuesta <sup>(c)</sup>	Censo <sup>(d)</sup>		
18-24 años	7%	7%	6%	7%	13%	14%
25-34 años	11%	10%	11%	10%	22%	20%
35-49 años	12%	13%	12%	12%	24%	25%
50-59 años	7,5%	8%	7,5%	7%	15%	15%
60-69 años	8%	7%	6%	5%	14%	12%
> 69 años	7%	9%	4,5%	5%	12%	14%
<b>Total</b>	<b>53%</b>	<b>53%</b>	<b>47%</b>	<b>47%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>

Referencias:

<sup>(a)</sup>n<sub>1</sub> = cantidad mujeres muestra = 212; <sup>(b)</sup>N<sub>1</sub> = cantidad mujeres Censo = 244.617

<sup>(c)</sup>n<sub>2</sub> = cantidad varones muestra = 190; <sup>(d)</sup>N<sub>2</sub> = cantidad varones Censo = 212.920

<sup>(e)</sup>n = cantidad total encuestados = 402; <sup>(f)</sup>N = cantidad total habitantes de 18 años o más Censo / PGP = 457.537

**Fuente:** elaboración propia en base a la Encuesta de Consumo de Papa (Ciudad de Mar del Plata, octubre 2012) y al Censo Nacional de Población, Hogares y Vivienda / PGP (INDEC, octubre 2010).

Asimismo, luego de realizada la encuesta, se cotejaron a modo ilustrativo -debido a las dificultades propias de la indagación directa acerca del ingreso (no respuesta, falsedad de la respuesta)- los distintos niveles de ingreso relevados con lo registrado en la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) (INDEC, 2<sup>do</sup> trimestre del año 2012). La Tabla presentada a continuación, permite observar la importancia relativa de distintos rangos de ingreso en ambos relevamientos:

<sup>17</sup>Se tomaron dichos datos pues los propios para la Ciudad de Mar del Plata no se encontraban disponibles al momento de llevar a cabo el relevamiento. Si bien el PGP comprende las Ciudades de Mar del Plata y Batán, la primera es cabecera y concentra la mayor proporción de población. Por lo tanto, el hecho de haber considerado los datos demográficos censales del Partido en su conjunto, no invalidan las cuotas establecidas en el muestreo aplicado a nivel local.

**Tabla 3:** Proporción de hogares en la muestra de la encuesta y en la EPH del PGP

Ingreso mensual del hogar	Encuesta <sup>(1)</sup>	EPH <sup>(2)</sup>
Hasta \$ 1.500	3%	10%
Entre \$ 1.501 y \$ 2.400	6%	10%
Entre \$ 2.401 y \$ 3.200	12%	13%
Entre \$ 3.201 y \$ 4.200	17%	15%
Entre \$ 4.201 y \$ 5.400	22%	13%
Entre \$ 5.401 y \$ 7.200	20%	18%
Entre \$ 7.201 y \$ 10.200	12%	12%
> \$ 10.200	8%	8%
<b>Total</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>

Referencias:

<sup>(1)</sup>n = cantidad hogares encuestados -cada encuestado representa un hogar= 326. Las frecuencias relativas fueron calculadas considerando los encuestados que declararon, efectivamente, ingresos de sus hogares (82% de los casos); <sup>(2)</sup>N = cantidad de hogares EPH / PGP = 225.849

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta de Consumo de Papa (Ciudad de Mar del Plata, octubre 2012) y a la EPH / PGP (INDEC, 2<sup>o</sup> trimestre 2012).

Respecto a la EPH, en la muestra, se observa un menor porcentaje de hogares con un ingreso de hasta \$ 1.500 pero una mayor participación relativa de los que perciben entre \$ 4.201 y \$ 5.400 (3% vs. 10% y 22% vs. 13%, respectivamente). Para el resto de los intervalos de ingresos, los valores son similares.

## IV. Resultados

### IV.1. Caracterización demográfica y socio-económica de la muestra

Del total de encuestados, el 53% es mujer y el 39,5% tiene entre 35 y 59 años de edad, siendo la edad promedio igual a 45,5 años.

Respecto al máximo nivel de educación alcanzado, el 45% cursó estudios universitarios o terciarios pero sólo el 23% los finalizó; por otra parte, es muy baja la proporción de encuestados sin instrucción o con primaria incompleta (2,5%).

Con relación a la ocupación, el 57% trabaja -ya sea por cuenta propia o en relación de dependencia-; le sigue en importancia, aunque con cifras bastante inferiores, los jubilados / pensionados y las amas de casa (20% y 12%, respectivamente).

En cuanto a la composición del hogar, el 51% cuenta con 3 o 4 integrantes, siendo la cantidad promedio de miembros igual a 3; predominan los hogares conformados sólo por adultos -o sea, sin niños ni adolescentes- (56%)<sup>18</sup>.

<sup>18</sup>En el relevamiento, se consideró: niños = de 0 a 11 años de edad; adolescentes = de 12 a 18 años de edad; adultos = mayores de 18 años de edad.

La mayor proporción de los hogares percibe ingresos entre \$ 3.201 y \$ 5.400 mensuales (32%); dicho porcentaje, cae abruptamente en los intervalos superiores: 9,5% (\$ 7.201-\$ 10.200) y 7% (más de \$ 10.200). Asimismo, se registra sólo un 2% de casos con ingresos de hasta \$ 1.500 por mes. Es de destacar que el 19% de los encuestados no respondió la pregunta referida al ingreso.

#### IV.2. Análisis descriptivo de las elecciones por bloque

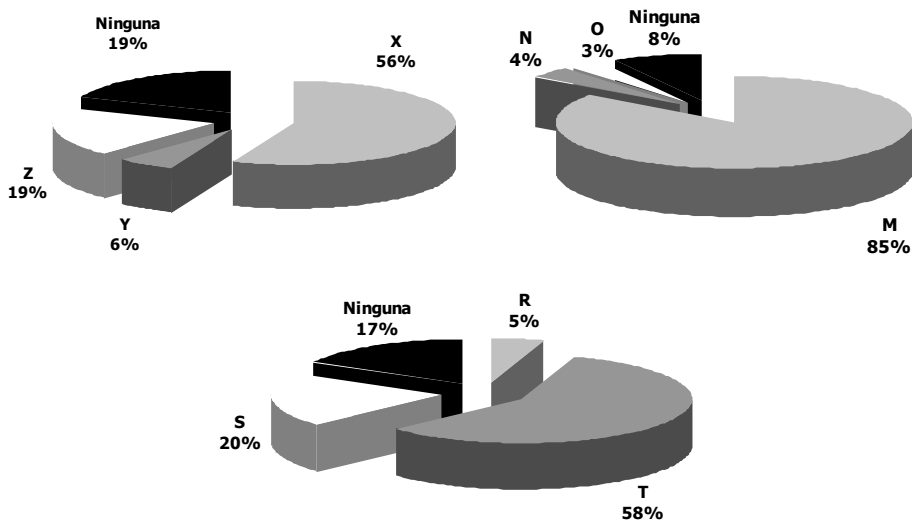
Respecto a las elecciones por bloque, tomando sólo las primeras, es posible indicar que en el bloque "**X-Y-Z-Ninguna**", el 56% (225 casos) se inclinó por la papa "**X**" a pesar de tratarse de un producto de mala calidad para cocinar y sucia. Le siguen, la "**Z**" y "**Ninguna**" con el 19% cada una (76 casos). Por su parte, la papa "**Y**" presentó un porcentaje de elección bastante inferior, a pesar de que su precio era el más bajo (\$ 6): 6% (24 casos). Es de destacar que el 41% de los consumidores (165 casos), una vez elegida la primera opción, prefirió no elegir, en segundo lugar, otro tipo de papa; así, de los que eligieron la alternativa "**X**" en primer lugar, el 60% no eligió otra papa.

Considerando el bloque "**M-N-O-Ninguna**", se observa que el 85% (342 casos) de los participantes prefirió, en primer lugar, la opción "**M**". Para el resto de las papas, el porcentaje cayó estrepitosamente. Nuevamente, el 65% de los encuestados (261 casos) que eligió en primer lugar un producto, no eligió en segundo lugar otro; de los que señalaron, primero, a la papa "**M**", el 74% no eligió otra opción.

Finalmente, el bloque "**R-T-S-Ninguna**" registró que el 58% de la muestra (233 casos) señaló, en primer lugar, la opción "**T**". La papa "**S**" fue elegida primera por el 20% de los encuestados (80 casos) y la opción "**R**" presentó porcentajes muy inferiores a los comentados. Una vez más, el 38% de los participantes (153 casos) prefirió no elegir otro producto luego de haber elegido el primero; en general, los consumidores que seleccionaron en primer lugar la papa "**T**", en segundo lugar no optaron por otra papa (55,5%).

La importancia relativa de las primeras elecciones por bloque se encuentran graficadas en la siguiente Figura:

**Figura 2:** Primeras elecciones de papa por bloque



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta de Consumo de Papa (Ciudad de Mar del Plata, octubre 2012)

Es de destacar que para los productos que presentan un mayor porcentaje de primera elección, aumenta la proporción de participantes con educación superior; aproximadamente, el 50% de los consumidores que eligen, en primer lugar, las opciones "X", "M" y "T" poseen estudios terciarios y universitarios -completos e incompletos-; la Prueba Chi Cuadrado de Pearson confirma este resultado.

#### IV.3. Disposición a pagar por una papa con bajo contenido de agroquímicos. Resultados descriptivos

Considerando el total de la muestra, un 77% (309 casos) se encuentra dispuesto a pagar más por una papa con bajo contenido de agroquímicos en comparación de lo que paga por una papa convencional; en promedio, están dispuestos a pagar \$ 1 más (alrededor de \$ 7 el kg)<sup>19</sup>. Por su parte, un 16% de los encuestados indicó que pagaría lo mismo de lo que paga habitualmente y el resto no sabe si pagaría más o no.

<sup>19</sup>Cabe aclarar que durante el año 2012, en la Ciudad de Mar del Plata, el precio de la papa registró valores atípicamente altos.

Entre los consumidores que están dispuestos a pagar más por kg de una papa con menos agroquímicos, analizando las primeras elecciones, los que se inclinaron, en el bloque "**X-Y-Z**", por el producto "X" están dispuestos a pagar más de los que eligieron el producto "Y" pero menos de los que eligieron el producto "Z" (\$ 7,13 vs. \$ 5,46 y \$ 7,20). Es probable que, en dicha respuesta, haya prevalecido el hecho de que la papa "Y" presenta como uno de sus atributos el precio más bajo de la triada (\$ 6 el kg) y en la papa "Z" que contiene mucha cantidad de agroquímicos.

En el bloque "**M-N-O**", los que priorizaron la papa "M" están dispuestos a pagar más de los que eligieron la papa "N" o la papa "O" (\$ 7,11 vs. \$ 6,04 y \$7). Al igual que en el bloque anterior ("X-Y-Z"), los consumidores que están dispuestos a pagar menos, son los que prefirieron el producto "N" que es el que tiene el precio más bajo del bloque (\$ 8 el kg).

Por último, considerando el bloque "**R-T-S**", es posible señalar que aquellos que eligieron la papa "T" declaran estar dispuestos a pagar más que los que priorizaron las papas "R" y "S" (\$ 7,26 vs. \$ 5,81 y \$ 6,59). Nuevamente, en este caso, la papa "R" es la de menor precio (\$ 6 el kg).

#### IV.4. Especificación de los modelos econométricos

A continuación, se presentan los resultados obtenidos mediante la aplicación de un CLM a diferentes formulaciones tendientes a estimar los efectos principales de los atributos de calidad de la papa sobre la utilidad de los consumidores; centrando el interés en el precio. En esta oportunidad, sólo se tomaron las primeras elecciones por bloque (Figura 2). La siguiente Tabla detalla las variables explicativas involucradas en los modelos:

**Tabla 4:** Descripción de las variables de los modelos estimados

Variable dependiente	Categorías
<b>V</b> Indicadora de la elección	1 = eligió la alternativa 0 = caso contrario
Variables explicativas	Categorías
<b>AGRO</b> Contenido de agroquímicos de la papa	1 = poco 0 = otro caso
<b>CUL</b> Aptitud culinaria de la papa	1 = muy buena 0 = otro caso
<b>TRAT</b> Tratamiento de la papa	1 = cepillada / blanca 0 = otro caso
<b>PRE</b> Precio de la papa -\$ / kg-	1 = alto -\$ 10- 2 = medio -\$ 8- 3 = bajo -\$ 6- 4 = de la <i>opt-out</i> -\$ 0-



Inicialmente, se estimó un modelo sin constantes específicas por alternativa (ASCs) y en el que todas las variables fueron codificadas como *dummies*<sup>20</sup>, con excepción de la variable **PRE** que fue tomada como continua. Los coeficientes estimados tienen los signos esperados desde la teoría económica. Un bajo contenido de agroquímicos (**AGRO 1**) y una muy buena calidad culinaria (**CUL 1**) favorecen la elección de una papa con cada uno de estos atributos y son los que más contribuyen a la utilidad del consumidor. A su vez, a medida que el precio de la papa (**PRE**) disminuye, aumenta la utilidad de los individuos. Finalmente, el hecho de que la papa se encuentre cepillada/lavada o sucia (**TRAT 1**) no es relevante.

Luego, se ensayó otro modelo con la inclusión de una ASC para la alternativa *opt-out*. Se comprobó que el modelo es robusto ante la incorporación de dicha constante, en términos de los signos de los coeficientes, que permanecen sin cambios. Respecto a la significatividad estadística de los estimadores, también se mantiene, excepto para la variable **PRE**. Esta variable disminuye considerablemente su magnitud aunque conserva el signo negativo esperado. Por su parte, el valor del *log likelihood* (LL) es prácticamente el mismo (-1.432,0538).

La Tabla 5 contiene los resultados comentados precedentemente.

**Tabla 5:** Modelos con la variable **PRE** continua, con y sin ASC

Var. explic.	MODELO I		MODELO II	
	Coef.	Valor "p"	Coef.	Valor "p"
<b>PRE</b>	-0,1443	0,000	-0,0370	0,395
<b>AGRO 1</b>	3,0910	0,000	2,9925	0,000
<b>CUL 1</b>	1,6237	0,000	1,5335	0,000
<b>TRAT 1</b>	0,0411	0,665	0,0206	0,831
<b>ASC out</b>			0,9134	0,008
Wald $\chi^2(4)$	1.030,01		1.020,62	
Prob. > $\chi^2$	0,000		0,000	
LL	-1.435,6811		-1.432,0538	
Casos	402			
Observ.	4.824			

*Software:* Stata 12, código asclgit.

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta de Consumo de Papa (Ciudad de Mar del Plata, octubre 2012).

En términos generales, el precio afecta significativamente las decisiones de los consumidores aunque una vez que se controla por la alternativa de no comprar papa, pierde poder explicativo en la elección. Una posible interpretación es que los consumidores tienen en cuenta el precio al momento de decidir entre comprar y no comprar papa -es decir, entre un precio positivo y pagar un precio nulo- pero,

<sup>20</sup>Para una ampliación de la controversia literaria acerca de la codificación de las variables y de la incorporación de ASCs, consultar Lupín *et al.* (2013, a y b) y Lupín & Rodríguez (2014).

tomada la decisión de comprar, si bien prefieren las alternativas más baratas -el coeficiente mantiene el signo negativo-, las diferencias de precio entre ellas no son importantes para la decisión de cuál elegir.

Para corroborar este mecanismo, se estimaron modelos con la variable **PRE** tratada como *dummy*. Cada especificación, se corresponde con una categoría base diferente según los distintos niveles -incluido el precio nulo de la *opt-out*-. Seguidamente, se exponen los resultados de estas estimaciones:

**Tabla 6:** Modelos con la variable **PRE** *dummy*, sin ASC

Var. explicat.	MODELO III		MODELO IV		MODELO V		MODELO VI	
	Coef.	Valor "p"	Coef.	Valor "p"	Coef.	Valor "p"	Coef.	Valor "p"
<b>PRE</b>								
<b>PRE 1</b>	-1,2990	0,000	-0,2318	0,287	-0,0415	0,682		
<b>PRE 2</b>	-1,2575	0,000	-0,1903	0,348			0,0415	0,682
<b>PRE 3</b>	-1,0672	0,000			0,1903	0,348	0,2318	0,287
<b>PRE 4</b>			1,0672	0,000	1,2575	0,000	1,2990	0,000
<b>AGRO 1</b>	3,0185	0,000	3,0185	0,000	3,0185	0,000	3,0185	0,000
<b>CUL 1</b>	1,5554	0,000	1,5554	0,000	1,5554	0,000	1,5554	0,000
<b>TRAT 1</b>	0,0177	0,855	0,0177	0,855	0,0177	0,855	0,0177	0,855
<b>Wald <math>\chi^2(4)</math></b>	1.017,12							
<b>Prob. &gt; <math>\chi^2</math></b>	0,0000							
<b>LL</b>	-1.431,8557							
<b>Casos</b>	402							
<b>Observ.</b>	4.824							

*Software:* Stata 12, código asclgit.

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta de Consumo de Papa (Ciudad de Mar del Plata, octubre 2012).

Conforme al Modelo III, es posible indicar que, respecto al precio 0 (**PRE 4**), todo precio positivo (**PRE 1**, **PRE 2** y **PRE 3**) tiene un impacto negativo sobre la utilidad y es estadísticamente significativo.

Por su parte, los Modelos IV, V y VI señalan que, en relación al precio referente (**PRE 3**, **PRE 2** y **PRE1**, respectivamente) el precio de la *opt-out* (**PRE 4**) es positivo -pasar de un precio positivo a uno nulo aumenta la utilidad- y es estadísticamente significativo. En cambio, para los otros niveles de precio, los coeficientes presentan signo negativo cuando se trata de niveles de precio mayores que el nivel base y positivo si los niveles de precio son inferiores al nivel base, no siendo estadísticamente significativos en ningún caso.

El cálculo de la DAP por atributos se efectuó para aquellos atributos cuyos coeficientes estimados del Modelo III, resultaron estadísticamente significativos (**AGRO 1** y **CUL 1**), para los tres niveles de precios:

**Tabla 7:** DAP por los atributos **AGRO** y **CUL**

Atributos	DAP 1	DAP 2	DAP 3
<b>AGRO 1</b>	\$ 2,32	\$ 2,40	\$ 2,83
<b>CUL 1</b>	\$ 1,20	\$ 1,24	\$ 1,46

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta de Consumo de Papa (Ciudad de Mar del Plata, octubre 2012).

En promedio, *ceteris paribus*, los participantes estarían dispuestos a pagar entre \$ 2,32 y \$ 2,83 más por 1 kg de papa con poco contenido de agroquímicos respecto de papas que no presentan dicho atributo y entre \$ 1,20 y \$ 1,46 adicionales por 1 kg de papa si obtienen una mejora en cuanto a la aptitud culinaria del producto.

## V. Reflexiones finales

Según los modelos econométricos estimados, los coeficientes de la variable **PRECIO** sólo son significativos cuando se compara un precio positivo con el precio -nulo- de la *opt-out* y no así entre precios de las otras alternativas, lo cual indicaría que el precio contribuye a elegir entre comprar y no comprar papa pero no incide en la decisión de qué papa comprar.

Asimismo, sugieren que de los cuatro atributos evaluados por los participantes de la experiencia CHM, **CONTENIDO DE AGROQUÍMICOS** y **APTITUD CULINARIA** son los más valorados en términos de utilidad.

Respecto a éstos, es posible señalar que los consumidores están dispuestos a pagar un sobrepago más alto por papas con bajo contenido de agroquímicos que por papas con cualidad culinaria, en comparación con papas sin cada uno dichos -niveles- atributos.

Con el propósito de mejorar los ajustes econométricos, se tiene previsto formular otros modelos, considerando la codificación de las variables categóricas como efectos y la incorporación de las ASCs. Asimismo, queda pendiente avanzar en el tratamiento estadístico de la *opt-out* y el análisis de las segundas elecciones realizadas por los participantes del experimento.

## VI. Fuentes consultadas

### VI.1. Bibliografía

**Bernués, A.; Olaizola Tolosana, A. M. & Corcoran, K.** (2002): "Extrinsic attributes of red meat as indicators of quality in Europe: an application for market segmentation". *Food Quality and Preference*, 14, 265-276.

**Caswell, J. A.; Noelke, C. M. & Mojduszka, E. M.** (2002): "Unifying two frameworks for analyzing quality and quality assurance for food products". In 'Global Trade and Consumer Demand for Quality'; B. Krissoff, M. Bohman & J. A. Caswell (Eds.); Springer-Verlag, New York, LLC.

- Ghorbani, M. & Hamraz, S.** (2009): "A survey on factors affecting on consumers' potential willingness to pay for organic products in Iran (a case study)". *Trends in Agriculture Economics*, 2(1):10-16.
- Green, P. E.; Krieger, A. M. & Wind, Y.** (2001): "Thirty years of Conjoint Analysis: reflections and prospects". *Interfaces* 31(3), Part 2 of 2, May-June 2001, S56-S73.
- Hartili, S.A.; Ozkan, B. & Aktas, A. R.** (2004): "Factors affecting fluid milk purchasing sources in Turkey". *Food Quality and Preference*, 15: 509-515.
- Hassan-Basri, B. & Abd Karim, M. Z.** (2013): "The effects of coding on the Analysis of Consumer Choice of Public Parks". *World Applied Sciences Journal* 22(4), 500-505.
- Hensher, D. A.; Rose, J. M. & Greene, W. H.** (2007): "Applied Choice Analysis. A primer". Cambridge University Press, New York.
- Hoyos, D.** (2010): "The state of the art of environmental valuation with Discrete Choice Experiments". *Ecological Economics* 69, 1.595-1.603.
- Kuhar, A. & Juvancic, L.** (2010): "Determinants of purchasing behaviour for organic and integrated fruits and vegetables in Slovenia". *Agricultural Economics Review*, 11(2):70-83.
- Lancaster, K.** (1966): "A new approach to Consumer Theory". *Journal Political Economy*, 74, April 1966, 132-57.  
 ---"Change and innovation in the Technology of Consumption". *American Review*, 56:14-23.
- Louviere, J. J.; Flynn, T. N. & Carson, R. T.** (2008): "Discrete Choice Experiments are not Conjoint Analysis". *Journal of Choice Modelling*, 3(3), 57-72.
- Louviere, J. J.; Hensher, D. A. & Swait, J. D.** (2000): "Stated Choice Methods. Analysis and applications". Cambridge University Press, New York.
- Lupin, B. & Alfonso, N.** (2013): "Diseño de un *Conjoint Analysis* para el estudio de las preferencias de consumo de papa fresca producida con bajo impacto ambiental". 6<sup>to</sup> Congreso Nacional de Estudiantes de Postgrado en Economía, Universidad Nacional del Sur, Ciudad de Bahía Blanca-República Argentina, mayo 2013.
- Lupin, B.; González, J. & Rodríguez, E. M.** (2013 a): "Explorando la estimación de efectos principales a partir de un CBC sobre el consumo de papa fresca producida con bajo impacto ambiental". IV Encuentro Iberoamericano de Biometría-XVIII Reunión Científica del Grupo Argentino de Biometría, Grupo Argentino de Biometría-Región Argentina de la International Biometric Society, Ciudad de Mar del Plata-República Argentina, septiembre 2013.
- Lupin, B. & Rodríguez, E. M.** (2014): "Inclusión de ASC en modelos econométricos para medir preferencias de consumo". VI Escuela Luis A. Santaló-Estadística, Ciudad Autónoma de Buenos Aires-República Argentina, marzo 2014.
- Lupin, B.; Rodríguez, E. M. & González, J.** (2013 b): "Evaluación de las preferencias de atributos aplicando *Choice Modelling*". XLIV Reunión Anual de la

Asociación Argentina de Economía Agraria, Ciudad de San Juan-República Argentina, octubre 2013.

**Maddala, G. S.** (1983): "Limited-dependent and qualitative variables in econometrics". Cambridge University Press, New York.

**McFadden, D.** (1973): "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior". In P. Zarembka (ed.), 'Frontiers in Econometrics, Academic Press, New York, 105-142.

**Mercadé, L.; Gil, J. M.; Kallas, Z. & Serra, J.** (2009): "A Choice Experiment Method to assess vegetables producers' preferences for crop insurance". 113<sup>th</sup> European Association of Agricultural Economists Seminar, Chania-Greece, September 2009.

**Merino-Castelló, A.** (2003): "Eliciting consumers preferences using Stated Preferences Discrete Choice Models: Contingent Ranking versus Choice Experiment". UPF Economics Working Paper #705.

<<https://repositori.upf.edu/bitstream/handle/10230/1146/705.pdf?sequence=1>>  
Consulta *online*: junio 2014

**Orme, B. K.** (2010): "Getting started with Conjoint Analysis". Research Publishers LLC, 2<sup>nd</sup> edition, Madison.

**Rodríguez Donante, M. C. & Cáceres Hernández, J. J.** (2007): "Modelos de Elección Discreta y especificaciones ordenadas: una reflexión metodológica". Estadística Española, Vol. 49, Nº 166, 451-471.

**Steenkamp, J.-B. E.M.** (1990): "Conceptual model of the quality perception process". Journal of Business Research, 21, 309-333.

**Train, K. E.** (2009): "Discrete Choice Methods with simulation". Cambridge University Press, 2<sup>nd</sup> edition, New York.

**Vojáček, O. & Pecáková, I.** (2010): "Comparison of Discrete Choice Models for Economic Environmental Research". Prague Economic Papers 1, 2010, 35-53.

**Wittink, L. T.** (2011): "Choice Modelling". BMI Paper, August 2011.

<[https://www.few.vu.nl/en/Images/werkstuk-wittink\\_tcm39-237206.pdf](https://www.few.vu.nl/en/Images/werkstuk-wittink_tcm39-237206.pdf)>  
Consulta *online*: junio 2014

## VI.2. Sitiografía

### **Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC)**

Censo Nacional de Población, Hogares y Vivienda 2010

Encuesta Permanente de Hogares

<<http://www.indec.gov.ar>>

Consulta *online*: octubre 2012