

# Facultad de Ciencias Económicas y Sociales



# Revista FACES

DIRECTOR:

Daniel H. Pérez Facultad de Ciencias Económicas y Sociales Universidad Nacional de Mar del Plata.

Argentina

Comité 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: Imprenta El Faro faro@elfaroimprenta.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 Nülan. FCEyS UNMdP

http://nulan.mdp.edu.ar

# Correspondencia y remisión de trabajos

**FACES** 

FCEyS. UNMdP

CC 462. B7600 Mar del Plata, Argentina facesmdp@gmail.com

## Canie

Centro de Documentación FCEyS. UNMdP CC 462. B7600 Mar del Plata, Argentina 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.



# Estimaciones de la disposición a pagar por atributos de calidad en los alimentos

Estimate willingness to pay for quality attributes in food

Miriam Berges<sup>1</sup>
Juan Pablo Hedo<sup>1</sup>

## RESUMEN/SUMMARY

En los últimos años, el mercado de alimentos ha sufrido cambios tanto por el lado de la demanda como por el de la oferta. Dichas transformaciones se relacionan con mayores exigencias de calidad y seguridad pedidas por los consumidores o requeridas por los organismos estatales para la autorización de la comercialización de los productos. No obstante, la incorporación de nuevos atributos de calidad y seguridad puede generar problemas de incertidumbre si éstos no son fácilmente observables.

En este trabajo, utilizando el método de Valoración Contingente, se estima la disposición a pagar (DAP) por dos atributos de calidad: la adición de zinc y la certificación de que es un proceso inocuo de producción. Mediante la aplicación de un modelo Tobit y un modelo Heckit se estimaron los valores de la DAP y se corrigió la censura y el sesgo de selección que presentaban los datos. La técnica no paramétrica Turnbull da idea de límite inferior. Los valores medios estimados para el Zinc y el proceso resultaron: 14% y 13% por Tobit; 18% y 16% por Turnbull; 25% y 27% por Heckit. Los datos provienen de una encuesta realizada en Mar del Plata en mayo de 2008.

In the last years, the food market has undergone changes, both in demand and in supply. Such changes are related to an increase in quality and safety demands from consumers or required by the state organizations which authorize the products. Although new attributes regarding quality and safety have been incorporated, these can generate uncertainty if not feasible to easy observation.

In this paper we use a Contingent Valuation Method to estimate the

<sup>1</sup> Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. Universidad Nacional de Mar del Plata. mberges@mdp.edu.ar / juan hedo @hotmail.com

Willingness to Pay or two particular attributes included in fluid milk; the addition of zinc and a certification that warranties a safety production process. The values were obtained using the Tobit model and the Heckit model that eliminate the problems of censored data and sample selection bias. Finally, the Turbull estimator is presented as a non parametric estimation of lower limit of the WTP. The WTP for zinc and the process results to be: 14% y 13% for Tobit; 18% y 16% for Turnbull; 25% y 27% for Heckit, respectively. The data were obtained from a consumer survey conducted in Mar del Plata city on May 2008.

### PALABRAS CLAVE/KEYWORDS:

Atributos de calidad – Disposición a pagar –Sesgo de selección – Censura en los datos – Leche fluida.

Quality attributes –Willingness to pay – Sample selection bias – Censored data - Fluid milk

## Introducción

En los últimos años, los cambios en los hábitos alimenticios y el modo de producir los alimentos han desafiado la forma en la que los diferentes actores del mercado de alimentos interactúan entre sí. Las exigencias de calidad y sanidad por parte de los consumidores y las nuevas técnicas de producción han posibilitado una mayor variedad de productos que incorporan nuevos atributos de calidad específicos. No obstante, esto último dificulta la evaluación y la decisión final del consumidor, dada la incertidumbre que generan ciertos aspectos del producto que si bien pueden incluirse al definir su calidad, no son directamente observables. Por ejemplo, la composición orgánica o las características del proceso productivo. Autores como Antle (2001), han examinado este problema de la incertidumbre afirmando que habitualmente el consumidor no conoce todos los efectos positivos y negativos que tiene el consumo de ciertos alimentos sobre la salud. Es imposible, o por lo menos muy costoso, verificar si lo consumido se adecua efectivamente a las pretensiones de calidad y seguridad declaradas por la etiqueta del producto.

La conducta del consumidor en relación a la incorporación de atributos de calidad, ha sido estudiada ampliamente por la literatura. En líneas generales, hay consenso en que al tratarse de mercados imperfectos, con asimetría de la información a favor del productor, el consumidor ve afectada su percepción y su valoración de los alimentos comercializados en estos mercados. No estará dispuesto a pagar por atributos cuya contribución a una vida más saludable o a la prevención de posibles contaminaciones y daños a su salud, desconoce o no puede percibir sin la certificación de un tercero.

La valoración del consumidor condiciona no solo el diseño de estrategias de comercialización, sino también la implementación de políticas públicas tendientes a regular la sanidad y la calidad en los alimentos. Esta valoración es mayor o menor dependiendo de los beneficios asociados, por cada consumidor, a la presencia del atributo y puede estimarse siguiendo distintas metodologías. En el caso del presente trabajo, se emplea la de Valoración Contingente para estimar la disposición a pagar (DAP) por dos atributos de calidad incluidos en la leche fluida; la incorporación de un mineral (zinc) de características benéficas para la salud y la de una certificación de proceso que garantice mayor inocuidad en el proceso de producción.

El punto de partida para este análisis son dos trabajos anteriores, (Berges y Casellas, 2008) que utilizan los mismos datos y efectúan una primera estimación de las DAP empleando un modelo Logit. En esta investigación, el objetivo es reestimar las DAP por los mismos atributos, pero empleando distintos modelos, lo que supone la redefinición del problema, a los efectos de evaluar y comparar los resultados. En primer término se trabaja en una única etapa, aplicando un modelo Tobit para datos censurados y, posteriormente, en dos etapas, aplicando el modelo Heckit (Heckman, 1979). Este último planteo en dos etapas busca identificar, por separado, las variables que influyen sobre la decisión de pagar o no un "plus" o valor extra por sobre el precio, por cada uno de los atributos, y las que determinan el monto de la DAP que pagarían efectivamente los individuos que en la primera decisión han votado por sí (Haines et al., 1988).

Las hipótesis expuestas en esta investigación son:

- Los resultados obtenidos aplicando técnicas de estimación

diferentes en base a un mismo atributo, no diferirán sustantivamente mientras que el instrumento de recolección de la información sea compatible con el método utilizado y la técnica se adapte a las prescripciones de la teoría económica.

- Los valores de DAP que resulten de la estimación Tobit se espera que sean menores a los que resulten del modelo Heckit al corregir la censura en los datos pero no el sesgo de selección.
- En el modelo de selección, se espera que sean más relevantes las variables relacionadas con la percepción de calidad de los consumidores y en el modelo que estima el valor de la DAP, las que se asimilan a los determinantes de la demanda.

Los datos utilizados en las estimaciones corresponden a una encuesta realizada en la ciudad de Mar del Plata, en el mes de mayo de 2008. Los valores de las medianas de las distribuciones de las DAP por ambos atributos obtenidos en otra investigación realizada en 2008 fueron, respectivamente, 15% para DAPZ y 7% para DAPP.

### ANTECEDENTES TEÓRICOS DEL TEMA

El marco conceptual bajo el cual se desarrolla el trabajo tiene sus orígenes en la teoría de las preferencias, la que supone que el individuo al enfrentarse a diferentes conjuntos o cestas de consumo, elegirá aquella que le reporte mayor grado de satisfacción o utilidad. Asimismo, bajo los postulados de la teoría del bienestar, se asume que es posible medir la utilidad a partir de las elecciones de los agentes económicos entre las diferentes canastas de bienes.

La obtención de la DAP se basa en dos medidas monetarias de bienestar: la variación equivalente (VE) y la variación compensatoria (VC). La primera toma como referencia el nivel de bienestar inicial  $U_0$  (previo al cambio), mientras que la segunda considera el nivel final  $U_1$  (obtenido como consecuencia del cambio). De manera que, si el cambio fuera una mejora, tal como lo es el aumento en la calidad de los bienes, la VC es el monto máximo de dinero que un individuo estaría dispuesto a pagar por la mejora –manteniendo  $U_0$  constante- y la VE es el mínimo monto que estaría dispuesto a aceptar para 'olvidarse' de ella –y obtener  $U_1$  (Hanemann, 1991).

El enfoque de Lancaster (1966) sostiene que los individuos no demandan los bienes por sí mismos, sino por el conjunto de características o atributos que éstos poseen. En esta concepción el precio puede ser considerado como una característica más del producto, dados los supuestos:

- El bien, *per se*, no da utilidad al consumidor, sino que son las características específicas que este posee las que la brindan.
- En general, un bien posee más de una característica y éstas son compartidas por más de un bien.
- Combinaciones de bienes pueden poseer características diferentes de las que resultan tomando los bienes por separado.

La incorporación de nuevos atributos que mejoran la calidad del producto sólo configura un producto de mayor precio, si los consumidores perciben que dichos atributos aumentan efectivamente la calidad del mismo. Esto último no es tan sencillo en el caso de los atributos clasificados como de confianza, al no poder ser verificados en forma directa, sin la ayuda de certificaciones o la consolidación de marca.

Grunert *et al* (2004), integraron diferentes enfoques en su Modelo de Calidad Alimentaria Total para explicar cuáles son los factores que influyen en la decisión final del consumidor (tabla 1). Se distinguen dos instancias de evaluación: la primera antes de la compra y la segunda, después de ella. El modelo ilustra la formación de las expectativas previas a la compra, con base en la información de calidad disponible. También, muestra cómo luego de la experiencia de compra la satisfacción puede desviarse respecto de las expectativas previas, especialmente cuando la formación es imperfecta e incompleta.

Dada la incertidumbre con la que los consumidores evalúan la calidad, es esperable una baja correspondencia entre las expectativas *ex ante* y la experiencia de calidad *ex post*. Cuanto mayor y mejor sea la información disponible, más cercanas a la realidad serán las expectativas de calidad y, por ende, mayor el éxito del producto o la probabilidad de recompra del mismo. Naturalmente, si la diversidad de productos aumenta, los consumidores deberán asumir mayores costos de búsqueda y, consecuentemente, la eficiencia de elegir cestas de consumo óptimas será relativamente menor que en el caso de productos homogéneos (Smallwood y Conlisk, 1979).

Haines et al. (1988) demuestran, a través de la aplicación de modelos

econométricos - modelo Tobit de una etapa y modelo Double-Hurdle de Cragg de dos etapas- que el proceso de decisión de compra es el resultado de dos decisiones distintas, en las cuales influyen conjuntos de variables diferentes. La primera de ellas, consiste en decidir si consumir o no, y la segunda, en determinar la cantidad consumida y el monto a pagar. Los resultados obtenidos por estos autores indican que la decisión de compra puede ser mejor explicada modelando por separado las variables que intervienen en ambas decisiones.

#### METODOLOGÍA

La metodología empleada para estimar las DAP por los atributos de calidad se conoce como Valoración Contingente y busca medir la intención de pago a través de las respuestas que los encuestados dan a preguntas directamente formuladas. Este método es compatible, a su vez, con las medidas de bienestar del consumidor descriptas en el punto anterior. Se utilizó un diseño del cuestionario con dos preguntas. La primera de tipo referéndum o closed—ended, en la que el individuo respondió SÍ/NO a la pregunta sobre pagar un monto aleatorio dado, en este caso 10, 20, 30, 40 y 50 por ciento sobre el precio. Y la segunda, de tipo abierta, que indagaba el monto máximo que el consumidor estaría dispuesto a pagar.

En este tipo de metodologías en las que existe una pregunta cerrada, es común que muchas respuestas sean iguales a cero. Esto último puede configurar un problema de censura en los datos, es decir, que la distribución estadística de la variable dependiente no se observe en forma completa. En este trabajo, la información está censurada en el caso de las personas cuya DAP es nula porque solo los valores positivos son los que se observan (Haab y McConnell, 2002).

La utilización del método de máxima verosimilitud en la estimación del modelo Tobit ha permitido la modelización de las observaciones límite. La formulación general es la siguiente:

$$y_i^* = x'\beta + u_i \qquad u_i \sim N(0, \sigma^2)$$
 (1)

$$y_i = y_i^* \qquad y_i^* > 0 \tag{2}$$

$$y_i = 0 y_i^* \le 0 (3)$$

Donde  $y^*$ representa la disposición a pagar del i-ésimo individuo y  $\sigma^2$  es la varianza de los errores de estimación del modelo  $u_i$ . El conjunto de parámetros  $\beta$  no solo determina la probabilidad de que una observación no sea cero, sino que también afecta la media de  $y_i$  para los valores positivos de  $y^*$ , es decir, la decisión de compra y el monto a pagar están basados en un único conjunto de parámetros.

Un error común es la interpretación de los coeficientes beta como los efectos marginales o efectos de un cambio en las variables independientes sobre  $y_i$ . Pero, dados los dos efectos que posee el conjunto de parámetros, los coeficientes beta aparecen ponderados por la probabilidad de que la observación esté censurada o no. Entonces, el efecto marginal estará medido por (4) -en la cual  $\Phi$  es la distribución de probabilidad normal acumulada-(Greene, 1999).

$$\frac{\partial E(y_i)}{\partial x} = \beta \Phi \left( \frac{x'\beta}{\sigma} \right) \tag{4}$$

La restricción de coeficientes que impone el modelo Tobit, de que un único *set* determina la probabilidad de estar censurados y la media condicional de las observaciones no-censuradas, puede testearse mediante el denominado *test LR* que compara al modelo Tobit con la suma de un modelo Probit y una regresión truncada (*Quantitative Micro Software*, 1998).

$$test_{LR} = 2 * (LR_{probit} + LR_{tobit,trunc} - LR_{tobit})$$
 (5)

El estadístico calculado se compara con una distribución Chi cuadrado con *n* grados de libertad, -*n* es el número de coeficientes del modelo Tobitcuyo valor *p* debe ser menor al 5% para rechazar la hipótesis nula que indica que el modelo Tobit con la restricción de los coeficientes no es mejorado por un modelo combinado. Si se rechaza dicha hipótesis, el problema de los datos censurados puede formar parte, a la vez, de un problema mayor que se denomina truncamiento selectivo o sesgo de selección muestral. En este caso, se entiende que existe una segunda variable que funciona como un mecanismo de selección de observaciones censuradas (Kennedy, 1998).

El modelo no lineal Heckit (Heckman, 1979), corrige dicho sesgo en dos etapas. Se observa  $E(\Psi_i | P_i) > 0$ ), donde  $\Psi_i$  es el valor de la disposición a pagar y  $P_i$  la condición de participación. La primera etapa, consiste en

modelar la ecuación de selección mediante un modelo Probit con la totalidad de la muestra para obtener lo que se denomina el "regresor de selectividad". La variable dependiente de la ecuación es de tipo binaria (0, 1), tomando el valor uno para los individuos dispuestos a pagar y cero para el caso contrario. Entonces,

$$P_{i} = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad P_{i}^{*} = \beta x_{i}^{*} + \omega_{i} > 0 \\ 0 & \text{si} \quad \text{lo contrario} \end{cases}$$
 (6)

El regresor de selectividad  $\lambda_i$  es la inversa del ratio de Mills, que se construye como el cociente entre  $\Phi_i$ , la función de densidad de probabilidad, y  $\Phi_i$ , la función de probabilidad acumulada:  $\lambda_i = \frac{\Phi_i}{\Phi_i}$ 

En la segunda etapa, se estima la ecuación de la DAP por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) únicamente con los individuos dispuestos a pagar e incluyendo el regresor de selectividad obtenido en la primera etapa. La ecuación del monto de la DAP queda definida de acuerdo a:

$$\Psi_{i} = \beta x_{i} + \rho \sigma \gamma_{i} + \varepsilon_{i} \tag{7}$$

Donde  $x_i$  es la matriz de características que influyen en el monto de la DAP con sus respectivos  $\beta$  coeficientes,  $\lambda_i$  es el regresor de selectividad obtenido en la primera etapa,  $\rho$  es el coeficiente de correlación entre  $\epsilon_i$  y  $\omega_i$  y  $\sigma$  la desviación estándar de  $\omega_i$ .

Finalmente, también se emplea la técnica no paramétrica del estimador Turnbull que, si bien no tiene poder de explicativo, describe de forma robusta los datos y permite conocer el límite inferior de la media de las observaciones (en términos de las respuestas SÍ/NO que cada entrevistado manifiesta a las ofertas propuestas o precios sugeridos). Dicho estimador de la distribución  $F_i$  se expresa como sigue:

$$\sum_{j=0}^{M*} t_j \cdot f_{j+1}^* \tag{8}$$

Donde  $t_j$  son las diferentes ofertas presentadas a los consumidores,  $f_j$  es la diferencia entre  $F_j$  y  $F_{j+1}$  siendo  $F_j$  el cociente entre el número de respuestas negativas a la oferta  $t_j$  y el total de respuestas para ese mismo precio.

#### Análisis de datos

La base de datos que se utiliza es la misma que en el anterior trabajo, obtenida mediante un cuestionario estructurado en cuatro secciones, siguiendo los lineamientos usuales del método de valoración contingente. La muestra fue seleccionada en función de las características poblacionales de la ciudad que surgieron a partir de la Encuesta Permanente de Hogares (INDEC) correspondiente al primer trimestre 2007.

Del análisis de las características socioeconómicas surge que el 52% de los encuestados pertenecen al estrato más joven de la muestra (entre 20 y 45 años) y que hay una leve mayoría de mujeres entre el total de encuestados, del 54%. Respecto al nivel de educación, sólo el 27% no posee el nivel secundario terminado y la mayoría son empleados en relación de dependencia (36%) y profesionales (19%). De los encuestados, el 51% vive en un hogar con hijos y el tamaño promedio de los hogares es de 3 integrantes, con un valor máximo de 9. Menos del 15% de los hogares declararon percibir ingresos menores a \$1000 y el 33%, ingresos superiores a \$3000. El 38% posee dos perceptores de ingresos.

Al analizar el consumo de leche de los encuestados, se observa que el 94% la utiliza, con un consumo promedio por hogar de 4,5 litros por semana. El precio promedio de la leche que surge de la muestra es de \$2,30. El número de observaciones finalmente obtenido, excluyendo a quienes no consumen leche, es de 316.

La distribución de frecuencias del monto de la disposición a pagar indica una gran cantidad de valores iguales a cero, 44% para el caso del zinc y 53% para el caso de la certificación de proceso. De acuerdo a lo detallado en el apartado metodológico, estos datos configuran una muestra censurada hacia la izquierda cuyo punto de censura es el cero.

En un análisis previo a la estimación, se dividió a la muestra en dos grupos de consumidores, los dispuestos a pagar por los atributos de calidad y los que no, para investigar posibles diferencias en las características de los dos grupos. Se realizaron test de diferencias de medias –  $test\ t$  -y proporciones –  $test\ chi\ cuadrado$  - entre ambos grupos y los resultados son los que se muestran en la tabla 3. Las medias o proporciones que son significativamente diferentes – $Valor\ p$  > 0,05- son las sombreadas en gris en la mencionada, y además coinciden con las variables que resultaron significativas en las

ecuaciones de selección del modelo Heckit.

#### RESULTADOS

Los resultados del modelo Tobit se observan en la tabla 4 indicándose el valor de probabilidad asociado al test t, que plantea la hipótesis nula Ho: Coef=0 como: \*\*\* si p<0,01, \*\* si p<0,05 y \* si p<0,1. La estimación del modelo Heckit se observa en la 5, con el detalle de los resultados para la ecuación de selección y la correspondiente al monto de la DAP. Las ecuaciones de selección para ambos atributos, fueron estimadas con un modelo Probit que resultó significativo al 95% de acuerdo al estadístico LR. En la correspondiente al zinc, el 42,7% de las observaciones son censuradas y los valores de  $\hat{\sigma}$  y  $\hat{\rho}$  resultan 20,25 y 0,80 respectivamente. En la correspondiente al proceso, existen más observaciones censuradas, el 51,6%, y los valores de  $\hat{\sigma}$  y  $\hat{\rho}$  son 17,53 y 0,57 respectivamente.

Con el fin de evaluar la posibilidad de un problema de multicolinealidad entre las variables regresoras propuestas, se presentan, en un primer análisis, las correlaciones parciales entre las distintas variables (tabla 6). No se evidencia un valor de correlación parcial superior a 0,29 en ningún par de las mismas. En una segunda instancia, se procedió a evaluar el factor de inflación de la variancia (FIV), que representa un test global de multicolinealidad y hace referencia a la pérdida de eficiencia del modelo, investigando cuánto aumenta la variancia debido a la presencia de colinealidad <sup>2</sup>. Los resultados, que se presentan en la tabla 7, sugieren que este no es un problema en las estimaciones de ambos modelos para los dos atributos de calidad investigados.

De acuerdo a las estimaciones del modelo Tobit, los individuos que leen las certificaciones de calidad incluidas en los envases muestran una mayor disposición a pagar, tanto por el agregado de zinc como por la certificación de proceso. La preocupación por el precio, tal como es de esperar, disminuye la disposición a pagar por ambos atributos, mientras que la preocupación por la calidad al momento de compra, la aumenta – aunque esta última variable es no significativa en el caso del zinc-. Por otro

correlación de cada regresor con respecto al resto de las variables. Si su valor es inferior a 10 puede descartarse la presencia de multicolinealidad.

<sup>2</sup> El FIV se obtiene aplicando  $FIV = \frac{1}{(1-(R)^2)}$ , donde Rj son los coeficientes de

lado, aquellos individuos interesados por la marca manifiestan una mayor disposición a pagar por ambos atributos, siendo algo mayor el porcentaje en el caso de la certificación de proceso. En el caso del zinc, la cantidad de litros consumida repercute negativamente en el monto de la DAP.

El nivel educativo no resultó significativo y, además, se muestra con un signo negativo, lo que implica que individuos que cuentan con un alto nivel educativo están menos dispuestos a pagar por el atributo. En este caso, algunas de las respuestas de los entrevistados sugieren que los individuos con mayor capacidad de procesar la información sobre calidad e inocuidad, esperan que los productos efectivamente cumplan con los requerimientos de sanidad y calidad esperada sin tener que pagar adicional alguno por ello. Tampoco el ingreso resultó significativo, aunque sí con el signo positivo esperado.

La descripción de las variables y el nombre con el que se las identifica se encuentra detallada en la tabla 2. Al analizar los efectos marginales, se observa el menor impacto de cada una de las variables en el monto de la disposición a pagar en comparación con los coeficientes arrojados por la regresión (dado que en el cálculo de los efectos marginales interviene la probabilidad de censura en las observaciones). Esta diferencia, entre los valores observados y los "reales", se aprecia claramente en la figura 1, en el cual está representada la DAP a pagar del consumidor modal en el eje de ordenadas y la variable continua EDAD en el eje de abscisas. El perfil modal considera el valor medio de las variables continuas para cada atributo -CANTLTS en zinc y NINTEG en proceso- y en el caso de las variables binarias se seleccionó la categoría modal de la muestra de consumidores; a saber: SALUDMB=0; LEECERT=1; INGDOBLE=1; PREOPRE=0; PREOCAL=1; EDUCUNIV=0; MARCA=0: GARSELLO=1; HIJOSMEN12=1 y HABITOS1=1, según corresponda.

La expresión de los efectos marginales para el caso del zinc es la siguiente:

MDAPZ = 0.05 + 0.049 \* EDAD - 2.966 \* SALUDMB + 6.739 \* LEECERT + 1.733

- \* INGDOBLE 7,536 \* PREOPRE 0,588 \* CANTLTS + 1,184
- \* PREOCAL 2,696 \* EDUCUNIV + 5,876 \* MARCA + 0,554
- \* GARSELLO + 3,338 \* HIJOSMEN12 (9)

Mientras que en el caso de la certificación de proceso, la expresión es la siguiente:

El test *LR* propuesto en la ecuación (5) que compara la estimación en un único modelo Tobit, tal como el presentado, con la suma de dos modelos (Probit más un modelo truncado) arrojó un valor igual a 35,56 con un valor *p* de 0,0002 en el caso del zinc y de 45,61 y 0,000005 respectivamente, en el caso de la certificación de proceso. Esto indica que se rechaza la hipótesis nula del test al 1% para ambos atributos, haciendo suponer que la estimación en dos etapas puede lograr un mayor poder explicativo de la DAP al considerar variables distintas en la probabilidad de estar censurada y en la media de las observaciones no censuradas.

El modelo de selección correspondiente a ambos atributos indica que los consumidores que buscan una marca en particular al adquirir la leche y aquellos que consideran los sellos como garantías de calidad son más propensos a estar dispuestos a pagar por la inclusión de algún atributo de calidad adicional. Por otro lado, la preocupación por el precio al elegir sus alimentos reduce la probabilidad de disposición a pagar, siendo más significativa con respecto al zinc que respecto del proceso de calidad. La preocupación por la calidad al elegir los alimentos, aunque tiene el signo esperado en ambas estimaciones, sólo es significativa en la disposición a pagar por un proceso que aumenta la calidad higiénica de la leche. De esto último, podría inferirse que existe una mayor asociación de la palabra "calidad" con sanidad o inocuidad que con el agregado de minerales.

Los encuestados que pertenecen a un hogar en el que existen niños menores de 12 años tienen una mayor predisposición al pago de un sobreprecio por la adición del zinc, dadas las propiedades de este mineral (comunicadas previamente por medio de una tarjeta a los entrevistados) relacionadas con el crecimiento y la protección inmunológica. El hábito de consumir vitaminas y antioxidantes resultó significativo en la ecuación

correspondiente al proceso, lo que podría indicar una asociación de dichas conductas con individuos interesados en el cuidado a largo plazo de su salud.

Al analizar la estimación del monto de la DAP, surge que el coeficiente de la variable LAMBDA o variable de corrección de sesgo es de signo positivo y significativo en ambas estimaciones. Indicando no sólo que existe un sesgo de selección sino que la exclusión del grupo no observado subestima la verdadera disposición a pagar.

El valor de la DAP parece explicado por la edad de los consumidores que se muestra altamente significativa en ambos atributos, indicando que a mayor edad la preocupación por la calidad asociada a la salud es superior dando como resultado mayores montos de DAP. También es mayor la DAP de quienes declaran leer las certificaciones contenidas en las etiquetas de los alimentos, indicando una conducta que valoriza relativamente más, y se interesa, por las garantías de calidad incluidas en los productos. Aunque las variables que indican el nivel de ingreso no resultaron significativas, sí lo es —en el caso del proceso- la que señala la existencia en el hogar de dos perceptores de ingresos. Esta variable podría asociarse a la presencia de restricciones de tiempo y conductas que buscan minimizar las transacciones en la decisión de sus compras, indicando a individuos dispuestos a pagar más por certificaciones de calidad.

La percepción de su propio nivel de salud como muy buena, disminuye el monto de la DAP, pero significativamente sólo en el caso del proceso. Por otro lado, el nivel de consumo actúa reduciendo el monto de la disposición, pero de distinta forma en ambas estimaciones. Mientras que la cantidad de litros es mayor limitante en el caso de un mineral adicional, la cantidad de integrantes en el hogar lo es en el caso de adicionar un proceso más inocuo.

La expresión de los efectos marginales para el caso del zinc es la indicada por (11).

```
MDAPZ = 0.193 * EDAD - 4.341 * SALUDMB + 8.977 * LEECERT + 2.615 * INGDOBLE 
- 9.239 * PREOPRE - 0.514 * CANTLTS + 16.232 * LAMBDA + 9.190 (11)
```

Mientras que en el caso de la certificación de proceso, la expresión es la siguiente:

$$\begin{aligned} \text{MDAPPRO} &= 0,169 * \text{EDAD} - 7,842 * \text{SALUDMB} + 10,750 * \text{LEECERT} + 6,254 * \text{INGDOBLE} \\ &- 1,937 * \text{NINTEG} + 10,035 * \text{LAMBDA} + 14,407 \end{aligned}$$

Por otro lado, la media de los valores estimados de DAP para cada atributo (tabla 9) resultó ser: 25,05% en el caso del zinc y 27% en el caso de la certificación de proceso.

Si se comparan las medianas de ambos atributos con los resultados alcanzados con el modelo Logit (Berges y Casellas, 2008) se observa que: de acuerdo al modelo Heckit la mayoría de los consumidores estaría dispuesto a pagar hasta un 25% extra por el agregado del zinc, contra un 15% del mismo valor estimado por el modelo Logit. Para el proceso, el valor de la mediana de las estimaciones es 27% de acuerdo al Heckit, en oposición al 7% del Logit anteriormente estimado (tabla 10). Los resultados indican que la corrección del sesgo aumenta el valor estimado para la DAP que la mayoría de los entrevistados estaría dispuesto a pagar.

Al analizar las variables empleadas en las estimaciones, es posible que muchas de ellas no sean realmente "exógenas" tal como los supuestos de los modelos utilizados establecen. Una correcta especificación de los mismos debería contener variables efectivamente independientes, es decir, que correspondería verificarse la ausencia de correlación entre las variables y los errores o residuos de los modelos.

En el caso del modelo Heckit, y considerando las variables que intervienen en la segunda etapa que son las que estiman el monto de la DAP, se verificó que la correlación descripta anteriormente, tanto para el zinc como para la certificación de proceso, es muy cercana a cero. Adicionalmente, un modelo que considere a los residuos como variable explicada en función del conjunto de variables supuestamente exógenas resultó no significativo con valor p superior a 0,9 y un nivel de ajuste inferior al 0,01 (ver detalle en las tablas 11 y 12). Idéntico procedimiento para el caso del modelo Tobit (aunque no se reportan los resultados) tampoco evidencia correlación entre los residuos de la estimación y las variables empleadas en ella <sup>3</sup>.

<sup>3</sup> La variable PREOPRE es la que puede pensarse *a priori*. Ésta difícilmente sea exógena respecto del monto de la disposición a pagar por ambos atributos; sin embargo, es una variable binaria y los intentos

Finalmente, la estimación Turnbull del límite inferior de la DAP para ambos atributos fue 18,16% para el caso del zinc y 16,11% para el caso de la certificación de proceso –ver detalle en la tabla 8 -.

Los valores medios estimados de la disposición a pagar por ambos atributos se expresan tanto en porcentajes como en pesos. Los montos más bajos pertenecen a la estimación realizada por el Tobit: \$ 0,33 centavos por la adición de zinc y \$ 0,29 centavos por la inclusión de una certificación de proceso. Esto es debido a la influencia de los ceros en la corrección de media que realiza la estimación por este modelo. Por otro lado, si se comparan las medianas de los valores estimados, puede observarse que los resultados del modelo Logit son los que proporcionaron los menores valores para el Proceso (7%) y que, en el caso del zinc, las estimaciones del mencionado modelo y las del Tobit no difieren significativamente (15% y 14,5%). Para ambos atributos, las estimaciones de la DAP en base al Heckit son sustancialmente mayores (27% y 25%) (tablas 9 y 10).

#### Conclusión

El objetivo de este estudio ha sido obtener una estimación de la disposición a pagar por dos atributos de calidad en el caso de la leche fluida. El uso de diferentes metodologías para la estimación proporciona resultados que difieren sustantivamente entre sí, refutándose la primera hipótesis inicialmente planteada. La principal diferencia se relaciona con el hecho de que el modelo Heckit posee mayor poder explicativo al dividir la estimación en dos partes. En una primera etapa, se modela la decisión de pagar o no. En la segunda, se examina a los que estarían dispuestos a pagar y el monto que finalmente pagarían por cada uno de los atributos. Las variables explicativas que resultan significativas en la primera etapa, parecen estar más relacionadas con los determinantes de la función de utilidad de los consumidores; mientras que las que son significativas en la segunda, están relativamente más asociadas con los determinantes de la demanda de esos atributos.

De esta manera, las variables (también incluidas en el modelo Tobit), relativas a la preocupación por la calidad, por las garantías,

de instrumentarla, empleando para ello alguna de las variables disponibles en la encuesta, no resultaron satisfactorios. Dado la no existencia de relación, al menos lineal, con los residuos de la estimación se decide mantenerla en la estimación.

por la salud a largo plazo, la valorización de marcas consolidadas y el nivel de información que procesan, aproximan las preferencias de los consumidores y fueron significativas en la ecuación de selección del modelo Heckit. Mientras que, el nivel de consumo, la preocupación por el precio, la percepción de su propia salud, las restricciones de tiempo y la edad explican el monto que estarían dispuestos a pagar en la ecuación del monto.

Por otro lado, la corrección del sesgo de selección implicó valores más altos de DAP que la corrección de la censura en los datos solamente. Este hecho se relaciona con el signo positivo del regresor de selectividad, que indica que la no corrección del sesgo subestima la verdadera DAP por ambos atributos. La estimación mediante el modelo Tobit considera a los valores cero reportados en la encuesta como montos a pagar igual a cero y corrige, a partir de esto, la media de las observaciones no censuradas. Mientras que, la estimación del modelo Heckit considera a los valores iguales a cero como no conocidos -dado el mecanismo de selección- lo que considerando el signo positivo en el estimador del sesgo, implica valores superiores para la DAP estimada en la ecuación del monto.

Finalmente, la DAP estimada para la adición del zinc en la leche fluida es un monto en pesos que como mínimo (el valor estimado por el modelo Tobit) resultó ser 14% por sobre el precio promedio de la leche sin el atributo y como máximo un 25% (de acuerdo a la estimación del modelo Heckit). Para el atributo del proceso que garantiza la mayor calidad higiénica del producto, los valores fluctuaron entre un 13% y un 27%, respectivamente. En ambos casos la DAP no superó la tercera parte del precio de la leche, configurando una baja disposición a pagar por estos atributos denominados de confianza. Esta subvaloración posiblemente esté relacionada con la dificultad que tiene el consumidor para la evaluación y valoración de la calidad en alimentos con este tipo de atributos. Los resultados se corresponden con un problema de asimetría en la información accesible al consumidor, quien debe obligatoriamente confiar en la institución que certifica la calidad o en la marca del producto, no pudiendo corroborar por sí mismo si el producto se adecua efectivamente a su pretensión de calidad.

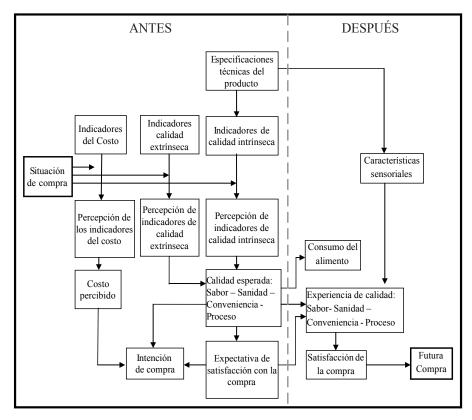
#### **BIBLIOGRAFÍA**

- Antle, John M. (2001) *Economic Analysis of Food Safety. Handbook of Agricultural Economics*. Volumen 1B: Marketing, Distribution and Consumers. Pp. 1085:86. Editorial North Holland.
- Berges, M. y Casellas K. (2008) "¿Está dispuesto a pagar el consumidor por Atributos de Calidad y Sanidad en los alimentos? Un análisis aplicado a la leche fluida" *XXXIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria*. Montevideo Noviembre, 2008.
- Grunert, Klaus G.; Bredahl, Lone y Brunso, Karen (2004) "Consumer Perception of Meat Quality and Implications for Product Development in the Meat Sector". *Meat Science*. Volumen 66. pp. 259:272.
- Greene, William H. (1999) *Análisis Econométrico*. Prentice Hall Iberia S.R.L.
- Haab, T y McConnell, K. (2002) *Valuing Environmental and Natural Resources. The Econometrics of non-market valuation*. Massachusetts. Edward Elgar Publishing.
- Haines, P., Guilkey, D. y Popkin, B. (1988) "Modeling Food Consumption Decisions as a Two-Steps Process". *American Journal of Agricultural Economics*. Agosto, 1988.
- Hanemann, Michael W. y Kanninen, Barbara. (1996). The statistical analysis of discrete-response CV data. California Agricultural Experiment Station. Giannini Foundation of Agricultural Economics. Working Paper N° 798.
- Hanemann, Michael W. (1991) "Willingness to Pay and Willingness to Accept: How Much Can They Differ?" *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 3, pp. 635:647. Junio.
- Heckman, James J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error" *Econometrica*. Vol. 47, No. 1, pp. 153:161. Enero, 1979.
- Kennedy, Peter A (1998) *Guide to Econometrics*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. Fourth Edition.
- Lancaster, Kelvin J. (1966). "A New Approach to Consumer Theory", in *The Journal of Political Economy*. Vol. 74, No. 2, pp. 132:157. April.
- Quantitative Micro Software. EViews User's Guide. (1998) Irvine, CA. Quantitative Micro Software.
- Smallwood, Dennis E. y Conlisk, John (1979) "Product Quality in Markets

- where consumers are imperfectly informed" *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 93, N°1, pp 1:23.
- Tobin, J. (1958) "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables". *Econometrica*, 26, pp. 24:36.
- Varian, Hal R. (1992) *Análisis Microeconómico*. Barcelona. Antoni Bosch.

# ANEXO

Tabla 1. Modelo de calidad alimentaria Total



Fuente: Grunert, Bredahl y Brunso, 2003

Tabla 2. Definición de variables

lombre de las Variables	Tipo de Variable	Definición	Media o Proporción
NTLTS	Continua	Consumo semanal de leche en litros en el hogar	4,526
OAD	Continua	Edad de los encuestados	44,468
UCPRIM	Binaria	Valor 1 si el encuestado solo tiene educación primaria	0,271
UCUNIV	Binaria	Valor 1 si el encuestado tiene educación universitaria	0,316
RSELLO	Binaria	Valor 1 si al encuestado le garantiza calidad un Sello de	0,182
ENERO	Binaria	Valor 1 si declara sexo femenino	0,550
ABITOS1	Binaria	Valor 1 si el encuestado manifiesta consumir vitaminas o	0,134
JOSMEN12	Binaria	Valor 1 si en el hogar hay niños menores de 12 años	0,228
GBAJO	Binaria	Valor 1 si el ingreso del hogar del encuestado es inferior a los	0,143
GALTO	Binaria	Valor 1 si el ingreso del hogar del encuestado es superior a	0,334
GDOBLE	Binaria	Valor 1 si en el hogar se perciben dos ingresos	0,371
ECERT	Binaria	Valor 1 si el encuestado declara que lee las certificaciones de	0,146
ARCA	Binaria	Valor 1 si el encuestado manifiesta que busca una marca en	0,781
NTEG	Continua	Número de integrantes del hogar del encuestado	2,687
EOCAL	Binaria	Valor 1 si declara que la calidad es la mayor preocupación al	0,447
EOPRE	Binaria	Valor 1 si declara que el precio es la mayor preocupación al	0,295
EOSEG	Binaria	Valor 1 si declara que la seguridad es la mayor preocupación	0,237
LUDR	Binaria	Valor 1 si el encuestado percibe su estado de salud como	0,106
LUDMB	Binaria	Valor 1 si el encuestado percibe su estado de salud como muy	0,246

Tabla 3. Diferencia de Medias o Proporciones entre Grupos

Variable	Medias y Proporciones muestrales								
	$DAP_Z$	$DAP_Z$	Valor	$DAP_{P}$	$DAP_{P}$	Valor			
CANTLTS	4,92	4,74	$0,67^{1}$	4,97	4,65	0,441			
EDAD	45,03	43,70	$0,50^{1}$	45,02	43,46	0,421			
EDUCPRIM	0,23	0,31	$0,13^2$	0,28	0,28	$0,98^{2}$			
EDUCUNIV	0,38	0,27	$0,04^2$	0,34	0,29	$0,29^2$			
GARSELLO	0,13	0,22	$0,03^2$	0,12	0,25	$0,00^{2}$			
GÉNERO	0,52	0,57	$0,40^2$	0,53	0,57	$0,43^{2}$			
HÁBITOS1	0,13	0,14	$0,68^2$	0,10	0,18	$0,04^2$			
HIJOSMEN1	0,20	0,27	$0,16^2$	0,22	0,26	$0,40^{2}$			
INGALTO	0,33	0,34	$0,82^2$	0,31	0,36	$0,38^2$			

Continúa --->

Variable		Medias y Proporciones muestrales							
	$DAP_Z$	$DAP_Z$	Valor	$DAP_{P}$	$DAP_{P}$	Valor			
INGBAJO	0,14	0,14	$0,91^2$	0,16	0,12	$0,28^2$			
INGDOBLE	0,34	0,41	$0,21^{2}$	0,36	0,41	$0,31^{2}$			
LEECERT	0,10	0,15	$0,20^{2}$	0,10	0,16	$0,12^2$			
MARCA	0,75	0,87	$0,00^{2}$	0,76	0,89	$0,00^{2}$			
NINTEG	2,72	2,80	0,641	2,73	2,80	0,641			
PREOCAL	0,37	0,51	$0,02^2$	0,34	0,56	$0,00^{2}$			
PREOPRE	0,38	0,23	$0,00^{2}$	0,36	0,22	$0,00^{2}$			
PREOSEG	0,21	0,25	$0,36^{2}$	0,21	0,26	$0,27^{2}$			
SALUDR	0,09	0,11	$0,55^2$	0,10	0,11	$0,85^2$			
SALUDMB	0,24	0,24	$0,96^{2}$	0,23	0,24	$0,86^{2}$			

(1) Test t para diferencia de medias, 2 muestras independientes. (2)Test chi-cuadrado.

Tabla 4. Estimación Modelo Tobit: Zinc y Proceso

	Estimo	ición Modelo '	Tobit – ZI	NC			Estimación Me	odelo Tobi	t - PROCE	SO
Utilizando la Observacion						Utilizando las observaciones 1-316 Observaciones censuradas: 163				
Variable der Media de la		MDAPZ ependiente: 14	,42			Variable dependiente: MDAPPRO Media de la Variable dependiente: 12,67				
	Coef.	Efectos Marginales	Desv. Típica	Valor Z	Valor P	Coef.	Efectos Marginales	Desv. Típica	Valor z	Valor p
Const	0,085	0,050	7,242	0,012	0,991	-9,926	-4,806	9,032	-1,099	0,272
EDAD	0,083	0,049	0.101	8,229	0,411	-0,043	-0,021	0,115	-0,378	0,705
SALUDMB	-5,012	-2,966	3,892	-1,288	0,198	-7,618	-3,688	4,581	-1,663	0,096*
LEECERT	11,387	6,739	4,942	2,304	0,021**	11,125	5,386	5,688	1,956	0,051*
INGDOBLE	2,929	1,733	3,520	0,832	0,405	4,841	2,344	4,231	1,144	0,253
PREOPRE	-12,734	-7,536	3,761	-3,386	0,001***	-9,254	-4,481	4,415	-2,096	0,036**
CANTLTS	-0,993	-0,588	0,497	-1,999	0,046**	-				-
NINTEG		-		-	-	-1,093	-0,529	1,469	-0,744	0,457
PREOCAL	2,001	1,184	3,355	0,596	0,551	9,020	4,367	3,970	2,272	0,023**
EDUCUNIV	-4,556	-2,696	3,654	-1,247	0,212	-3,052	-1,478	4,266	-0,715	0,474
MARCA	9,930	5,876	4,704	2,111	0,035**	12,367	5,988	5,440	2,273	0,023**
GARSELLO	0,937	0,554	4,409	0,213	0,832	5,928	2,870	5,082	1,166	0,243
HIJOSMEN12	5,640	3,338	4,216	1,338	0,181	-				
HÁBITOS1	-	-	-	-	-	8,385	4,060	5,438	1,542	0,123
R <sup>2</sup>	0,0914			1	$\mathbb{R}^2$			0,0711		
R <sup>2</sup> ajustado	•			0,0545	5	R <sup>2</sup> ajustado 0,0344			14	

TABLA 5. ESTIMACIÓN MODELO HECKIT: ZINC Y PROCESO

Es	stimación e	en dos eta	pas de He	ckit		Est	timación e	n dos etapa	s de Hecki	t
Ut	ilizando la	s observa	ciones 1	-316		Uti	lizando las	observacio	ones 1 -31	16
	Variable o	lependien	te: MDAP	Z		Va	ariable dep	endiente: N	MDAPPRC	)
	Estimació	ón de la D	AP – ZIN	C		Estimación de la DAP - CERT. PROCESO				CESO
	Coef.	Desv. Típica	Valor z	Valor p		Coef.	Desv. Típica	Valor Z	Valor p	
Const	9,190	6,334	1,451	0,147		14,407	6,656	2,165	0,030	**
EDAD	0,193	0,074	2,612	0,009	***	0,169	0,081	2,074	0,038	**
SALUDMB	-4,341	2,897	-1,499	0,134		-7,842	3,081	-2,545	0,011	**
LEECERT	8,977	3,486	2,575	0,010	**	10,570	3,571	2,960	0,003	***
INGDOBLE	2,615	2,592	1,009	0,313		6,254	2,816	2,221	0,026	**
PREOPRE	-9,239	3,742	-2,469	0,014	**	-	-	-	-	
CANTLTS	-0,514	0,377	-1,364	0,173		-	-	-	-	
NINTEG	-	-	-	-		-1,937	0,991	-1,954	0,051	*
Lambda	16,232	7,699	2,108	0,035	**	10,035	5,085	1,973	0,048	**
	Ecuació	n de selec	eción			Ecuación de selección				
Const	-0,243	0,213	-1,142	0,253		-0,707	0,217	-3,250	0,001	***
PREOPRE	-0,394	0,163	-2,418	0,016	**	-0,293	0,165	-1,772	0,076	*
PREOCAL	0,243	0,150	1,621	0,105		0,480	0,150	3,197	0,001	***
EDUCUNIV	-0,327	0,159	-2,048	0,041	**	-0,194	0,161	-1,207	0,227	
MARCA	0,477	0,200	2,378	0,017	**	0,528	0,203	2,600	0,009	***
GARSELLO	0,467	0,199	2,350	0,019	**	0,555	0,198	2,800	0,005	***
HIJOSMEN12	0,282	0,176	1,602	0,109		-	-	-		
HÁBITOS1	-	-	-	-		0,441	0,221	1,999	0,046	**
F-es	F-estadístico 4.294539					F-estadístico 4.759378				78
V	alor p		0,0002	11			Valor p		0,00018	35

Tabla 6. Matriz de Correlaciones

	ZINC								
CANTLS	EDAD	INGDOBLE	LEECERT	PREOPRE	SALUDMB				
1	-0,0186	0,0946	-0,0611	-0,0383	0,0260	CANTLTS			
	1	-0,1379	0,0449	-0,0865	-0,1176	EDAD			
		1	0,0560	-0,0944	-0,0279	INGDOBLE			
			1	-0,0074	-0,0941	LEECERT			
				1	0,1099	PREOPRE			
					1	SALUDMB			

CERTIFICACIÓN DE PROCESO								
EDAD	INGDOBLE	LEECERT	NINTEG	SALUDMB				
1	-0,1379	0,0449	-0,1142	0,0606	EDAD			
	1	0,0560	0,2816	0,0196	INGDOBLE			
		1	-0,0827	0,1102	LEECERT			
			1	-0,0674	NINTEG			
				1	SALUDMB			

Tabla 7. Factor de Inflación de la Varianza

НЕСК	KIT - Mode	lo Monto DA	P	TOBIT				
Zinc	FIV	Cert. Proceso	FIV	Zinc	FIV	Cert. Proceso	FIV	
EDAD	1,05	EDAD	1,03	EDAD	1,13	EDAD	1,07	
SALUDMB	1,03	SALUDMB	1,02	SALUDMB	1,06	SALUDMB	1,07	
LEECERT	1,02	LEECERT	1,03	LEECERT	1,16	LEECERT	1,17	
INGDOBLE	1,05	INGDOBLE	1,11	INGDOBLE	1,14	INGDOBLE	1,21	
PREOPRE	1,03	NINTEG	1,11	PREOPRE	1,16	NINTEG	1,14	
				PREOCAL	1,09	PREOPRE	1,07	
				CANTLTS	1,02	PREOCAL	1,11	
				EDUCUNIV	1,1	EDUCUNIV	1,1	
				MARCA	1,06	MARCA	1,05	
				GARSELLO	1,18	HABITOS1	1,06	
				HIJOSMEN12	1,27			

Tabla 8. Estimación No Paramétrica Turnbull Estimador Turnbull

			ZINC	2				PRC	OCESO		
$t_{j}$	$T_j$	N <sub>j</sub>	$F_j$	$\mathbf{f}_{\mathbf{j}}$	DAP	$t_j$	$T_j$	$N_j$	$F_j$	$\mathbf{f}_{\mathbf{j}}$	DAP
-			-	-	-	-			-	-	-
10	68	28	0,41	0,41	1,64	10	70	42	0,6	0,6	0,27
20	66	38	0,58	0,16	1,82	20	67	42	0,63	0,03	1
30	63	42	0,67	0,09	2,88	30	65	44	0,68	0,05	2,3
40	59	45	0,76	0,1	0,16	50*	134*	101*	0,75	0,08	12 21
50	60	46	0,77	0	11,67	50*	134*	101*	0,73	0,08	12,31
inf	-	-	1	0,23		inf	-	-	1	0,25	
Esti	maci	ón D.	AP (%	o)	18,16	Estimación DAP (%)					16,11
Vari	ian za	ı			1,68	Varia	ınza				1,68
Erro	Error Estándar . 1,3			Error Estándar .					1,3		
Into	Intervalo 95%			20,71	Intom	Intervalo 95%					
inte	rvaio	93%	)		15,62	interv	vaio 95%	<b>7</b> 0			13,57

Tabla 9. Resultados DAP

Atributo		Tobit	Turnbull	Heckit
Zina	%	14%	18%	25%
Zinc	Pesos	\$ 0,33	\$ 0,42	\$ 0,58
Decade	%	13%	16%	27%
Proceso	Pesos	\$ 0,29	\$ 0,37	\$ 0,62

Tabla 10. Resultados DAP (mediana)

Atributo		Logit(*)	Tobit	Heckit
Zinc	%	15%	14,5%	25%
	Pesos	\$ 0,35	\$ 0,33	\$ 0,58
Decoses	%	7%	11,4%	27%
Proceso	Pesos	\$ 0,16	\$ 0,26	\$ 0,62

<sup>(\*)</sup> Fuente de las estimaciones Berges y Casellas (2008)

Tabla 11. Correlación Residuos vs. Instrumentos (Heckit)

	Zinc	Cert. de Proceso			
Resid Z		Resid P			
-0,0585	CANTLTS	-0,0448	EDAD		
-0,0278	EDAD	0,0142	INGDOBLE		
0,0209	INGDOBLE	0,0072	LEECERT		
0,0241	LEECERT	-0,0426	PREOPRE		
0,0000	PREOPRE	-0,0237	SALUDMB		
-0,0241	SALUDMB	0,0026	NINTEG		
1,0000	Resid Z	1,0000	Resid P		

Tabla 12. Regresión Residuos vs. Instrumentos (Heckit)

Zinc			Cert. de Proceso		
	Estad. t	Valor p		Estad. t	Valor p
const	0,90	0,37	Const	0,59	0,56
EDAD	-0,55	0,58	EDAD	-0,75	0,45
SALUDMB	-0,48	0,63	SALUDMB	-0,40	0,69
LEECERT	0,33	0,74	LEECERT	0,19	0,85
INGDOBLE	0,28	0,78	INGDOBLE	0,16	0,87
PREOPRE	-0,20	0,84	NINTEG	-0,10	0,92
CANTLTS	-1,05	0,29			
R <sup>2</sup>	0,01		$\mathbb{R}^2$	0,00	
R <sup>2</sup> corregido	-0,01		R <sup>2</sup> corregido	-0,01	
F(6, 302)	0,30		F(5, 310)	0,17	
Valor p (de F)	0,93		Valor p (de F)	0,97	

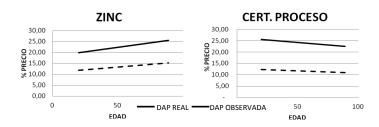


Figura 1. Variable Observada vs. Variable Latente o Real