

***Forma funcional y modelos de respuesta censurada en el análisis del consumo de atún, de pescados y mariscos en los hogares del Área Metropolitana de Monterrey***

Daniel Vázquez Cotera\*  
Pedro A. Villezca Becerra

**Introducción**

La teoría neoclásica de la demanda del consumidor explica cómo los agentes económicos asignan sus recursos entre los bienes o productos que se encuentran en el mercado, considerando la restricción presupuestal de los consumidores y los precios de aquéllos. En este sentido, la tesis principal es que dicha asignación está en función de la satisfacción que brinde al consumidor el bien o producto adquirido teniendo presentes las restricciones mencionadas.

De esta forma, el modelo explica cómo el consumidor decide qué productos adquirir, considerando únicamente el nivel de ingreso de los agentes y los precios de todos los bienes. Aunque dentro de la teoría microeconómica dicho modelo cuenta con una aceptación generalizada; en la práctica, pueden existir otros factores que determinan la demanda por un bien, mismos que no se les incluye dentro de esta teoría o se les supone constantes.

Los estudios sobre el comportamiento de los consumidores constituyen una importante fuente de información para realizar proyecciones de demanda y hacer comparaciones entre los distintos niveles de bienestar de la población. Existen diferentes formas en las que el consumo afecta la vida de las personas, particularmente si se trata del consumo de alimentos, necesario para mantener una vida saludable y para contribuir al desarrollo de las potencialidades físicas y cognitivas de la población en general. No existe, sin embargo, un acceso universal y equitativo a todos los bienes de consumo, y la demanda varía de acuerdo con cierto perfil demográfico, económico y social de las familias. Los cambios en el consumo futuro de alimentos han sido históricamente explicados tomando en cuenta los cambios demográficos de la población, y pronosticándolos mediante la utilización de información de consumo a través del tiempo. La diversidad de productos puestos al alcance del consumidor, los cambios en los estilos de vida, la calidad y los precios de los productos han afectado las preferencias de los consumidores en los últimos años.

---

\* Ex-alumno del Programa de Maestría en Economía Industrial y Director, respectivamente, de la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León.

Por otro lado, uno de los usos más antiguos e importantes de la econometría es su aplicación en la estimación de relaciones de demanda de bienes por parte de las familias (Intrilligator, 1978). En estos estudios, además de las variables estructurales, también se han incluido variables socio-demográficas, ya que se ha considerado que no todas las familias enfrentan los mismos precios y además las preferencias por ciertos bienes pueden ser distintas entre las mismas.

Es así que tomando como marco de referencia la teoría económica del consumidor, se han aplicado diversas técnicas econométricas para estimar las relaciones entre el consumo de bienes y los factores socioeconómicos del mismo. En algunos casos, el objetivo de estos estudios se ha orientado a pronosticar los efectos que tienen las variaciones en los factores socioeconómicos sobre la demanda de distintos productos; en otros, la finalidad principal es la evaluación de políticas públicas y sus repercusiones sobre el consumo de ciertos bienes.

En gran parte de estos estudios, la unidad de observación ha sido la familia y para analizar los patrones de consumo de éstas se han utilizado datos de corte transversal y se ha puesto énfasis en la estimación de funciones de gasto o curvas de Engel, en donde como variable dependiente se considera el gasto en algún bien y como variables independientes a diversos factores socioeconómicos.

La presente investigación busca atender la necesidad de contar con información sobre las características de la demanda de atún y la de pescados y mariscos. Además, dado que los resultados dependen de la metodología empleada, se pretende determinar para los distintos estratos sociales (bajo, mediano y alto) qué tipo de modelo es el que arroja el mejor ajuste para la categoría agregada de pescados y mariscos y para la categoría desagregada de atún. Para tales propósitos, en este trabajo se utilizan distintas formas funcionales de curvas de Engel para analizar los efectos que tienen algunos factores socioeconómicos sobre la decisión de consumir atún, y pescados y mariscos en general, por parte de las familias de distintos estratos sociales en el Área Metropolitana de Monterrey.

Cuando la muestra que se tiene es de datos de corte transversal, resulta común que haya familias que no reportan consumo de algunos bienes al momento en que son encuestados, por lo tanto, el valor de algunas observaciones de las variables dependientes en las funciones de gasto es cero. En estos casos, es conveniente utilizar modelos de respuesta censurada para estimar las relaciones de demanda.

Considerando lo anterior, en el presente estudio se aplican los métodos Tobit (Tobin, 1958) y Heckman en dos etapas (Heckman, 1976 y 1979) para

estimar las relaciones entre el consumo de atún, y de pescados y mariscos, y los distintos factores socioeconómicos.

El documento está dividido en siete secciones. En la primera sección, se describe el diseño metodológico de la investigación que explica el planteamiento del problema, los objetivos del trabajo y la hipótesis de investigación. En la siguiente sección se desarrolla el marco teórico empleado. En la tercera, se explican las características de la muestra que se empleó y se analizan algunas estadísticas descriptivas de las variables que se incluyen en la investigación. En la cuarta sección, se describen los métodos de estimación Tobit y Heckman en dos etapas: se explica cómo se llevaron a cabo los procedimientos y se describe el criterio que se utilizó para seleccionar los mejores modelos. En las siguientes dos secciones se presentan y analizan los resultados de la aplicación de ambos métodos. Las conclusiones se presentan en la última sección.

### **Planteamiento del problema**

La información acerca de las características de la demanda de pescados y mariscos puede ser muy útil tanto para fines de política pública como para el desarrollo de estrategias de mercado y producción en el sector privado.

En el sector comercial la información podría servir, por ejemplo, para fundamentar estrategias de segmentación de mercado y para la localización de áreas de distribución, y de publicidad. En la esfera gubernamental, dadas las características nutritivas de los productos analizados, la información podría servir para auxiliar en la planeación de políticas encaminadas a mejorar la nutrición y capacidades de los miembros de la sociedad. En general, la información permitiría prever cambios en el consumo de este tipo de productos, que son causados por variaciones en el escenario socioeconómico.

Para el Área Metropolitana de Monterrey (AMM), el estudio de los determinantes del consumo de este tipo de productos es escaso, es por ello que la presente investigación busca atender la necesidad de contar con información sobre las características de la demanda de este tipo de productos, esto es, determinar cuáles son las variables que explican su consumo en esta localidad.

Dada la escasez de información que existe sobre las características de la demanda de pescados y mariscos en el AMM, un estudio que arroje evidencia sobre la forma en que los factores socioeconómicos determinan el consumo de las familias en este tipo de alimentos, como se mencionó anteriormente, puede ser muy útil tanto para fines de política pública como comercial.

En un estudio reciente Villezca y Martínez (1999), utilizando el método Tobit, analizaron para el AMM la forma en que diversos factores socioeconómicos afectaban el consumo de toda una gama de alimentos; sin embargo, para el caso de pescados y mariscos sólo estudiaron la demanda de atún y no dividieron la muestra para considerar diferencias en las preferencias de los consumidores.

### **Objetivos**

El objetivo general es estimar la influencia que las variables: tamaño de familia, ingreso familiar, composición por edad y sexo de los miembros de la familia, educación del jefe de familia y edad del jefe de familia, ejercen sobre los gastos de consumo en pescados y mariscos como categoría agregada y atún como desagregada, para las familias de distintos estratos sociales del AMM.

Los objetivos específicos son:

- a) Utilizar distintas formas funcionales en la especificación de curvas de Engel Extendidas (EE), a fin de determinar cuál es la que mejor explica el efecto que tienen los factores socioeconómicos sobre los gastos de consumo en pescados y mariscos de las familias del AMM.
- b) Mediante la aplicación de dos modelos de respuesta censurada, determinar para el agregado de la categoría de pescados y mariscos y para la categoría desagregada atún, cuáles son los factores socioeconómicos que más influyen en su consumo.
- c) Calcular las elasticidades de todas las variables explicativas con respecto al consumo para cada método econométrico empleado.
- d) En el caso de la aplicación de Tobit, analizar, de manera cualitativa y cuantitativa, los efectos que los cambios en las variables socioeconómicas producen en las magnitudes de compra y en las probabilidades de adquisición de pescados y mariscos.

### **Marco teórico y modelos**

#### ***Funciones de gasto o de Engel.***

Una función de gasto o curva de Engel es una función de demanda que se obtiene de un proceso de maximización (restringida) de la función de utilidad del consumidor (Phlips, 1983) y expresa el gasto en un bien, como función del ingreso, solamente:

$$P_i X_i = \phi(Y)$$

En donde  $P_i X_i$  (precio por cantidad) es el gasto en el bien  $i$ ;  $Y$  es el ingreso del consumidor.

En términos estrictos, la curva de Engel es una función de demanda en la cual todos los precios se suponen constantes. Esto explica por qué, en el terreno empírico, los datos de corte transversal son los apropiados cuando se efectúa este tipo de análisis, ya que los datos están relacionados con un momento del tiempo y por lo tanto los precios no se modifican.

Con la finalidad de obtener información más completa sobre las características de la demanda de un bien, en algunas investigaciones se han incorporado otras variables que también explican el gasto de los consumidores. De tal forma que a esta nueva función en la que se incluyen, aparte del ingreso, a factores socio-demográficos para explicar el gasto de consumo en algún bien, se le ha llamado curva de Engel Extendida.

Factores socio-demográficos como el tamaño de familia, región, grado de urbanización, raza, educación y ocupación, entre otros, han sido utilizados en distintos estudios para analizar patrones de consumo familiar. Las distintas características socio-demográficas pretenden explicar cambios en el gasto causados por el ciclo de vida, diferencias en la accesibilidad a los productos, en el clima, los gustos, las preferencias y la cultura. (Cheng y Capps, 1988).

Aunque la inclusión de las características socio-demográficas en el análisis de demanda del consumidor no tiene una base teórica soportada por la teoría microeconómica neoclásica, como señala Ferber (1972), éstas se han vuelto invariablemente introducidas como el ingrediente extra, aunque esencial, que permite visualizar otras relaciones importantes.

#### ***Formas funcionales de las curvas de Engel.***

La elección de la función matemática para modelar la relación entre el gasto en algún bien y el gasto o ingreso total siempre ha sido considerado un asunto de gran importancia, ya que se ha demostrado que el valor de las elasticidades (y en general, el ajuste estadístico) depende del tipo de función que se elija (Houthakker, 1957).

Adicional a los resultados que dependen de la forma funcional, como señala Philips (op. cit.), también es importante que ésta asegure la correspondencia teórica de la estimación de la curva Engel; se debe asegurar que las restricciones teóricas de las curvas de demanda sean satisfechas. En el caso de la curva de Engel, la única restricción que debe considerarse es la de

*suma* (*adding-up*), conocida como agregación de Engel, dado que los precios se mantienen constantes, por lo que las restricciones en términos de las derivadas de los precios (homogeneidad, simetría y signo negativo del propio efecto sustitución) desaparecen.

La restricción *suma* se representa de la siguiente manera:

Si tenemos que  $E_i = \phi(Y)$ ,

entonces 
$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial E_i}{\partial Y} = 1,$$

donde  $E_i = P_i X_i$ ,

y establece que la suma de las propensiones marginales del consumo de todos los (n) bienes debe ser igual a 1.

El trabajo de Allen y Bowley (1935) se convirtió en el primer intento formal de estimar funciones de Engel considerando la restricción del modelo teórico del comportamiento del consumidor. Estos autores, a partir de datos de corte transversal sobre 112 familias que habitaban algunas ciudades británicas en 1926, estimaron funciones lineales de gasto como la que a continuación se presenta,

$$E_i = a_i + \beta_i y + \mu_i$$

donde  $E_i = p_i x_i$  es el gasto en el bien  $i$ ,  $y$  es el gasto total,  $a_i$  y  $\beta_i$  son los coeficientes a ser estimados y  $\mu_i$  es un término de error aleatorio. El modelo resultó efectivo. Para determinar si cumplía con la restricción se estimaron  $n$  funciones de gasto y se verificaron las siguientes condiciones:

$$\sum_{i=1}^n a_i = 0$$

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1$$

Aunque esta forma funcional mostró satisfacer la restricción de *suma*, en la realidad se ha observado: a) que para distintos niveles de ingreso, el efecto marginal sobre la adquisición del producto varía; b) que existen niveles de ingreso debajo de los cuales no hay consumo para algunos bienes y c) que en algunos casos se dan niveles de saturación que actúan como límites superiores independientes del ingreso, lo cual disminuye la capacidad explicativa del modelo.

Se buscó resolver esta carencia explicativa de la función lineal con la aplicación de otras formas funcionales no lineales, muchas de las cuales, a su vez, carecen de respaldo teórico (Deaton y Muellbauer, 1980). En un trabajo que se ha vuelto clásico en la materia, Prais y Houthakker (1971)

utilizaron 4 distintas formas funcionales (doble logarítmica, semi logarítmica, inversa e inversa logarítmica) de curvas de Engel, para obtener una mejor descripción de los hechos observados y se encontró correspondencia entre formas funcionales y tipos de bienes, es decir, se encontró que para algunos tipos de bienes existen algunas formas funcionales que tienen una mayor capacidad de ajuste.

Por el deseo de generar modelos con mayor capacidad explicativa, también las variables socio-demográficas han sido incluidas en las funciones de gasto. En los casos en que son variables continuas, éstas son modificadas dependiendo del tipo de función que se adopte.

#### **Modelos de respuesta censurada.**

Suponga que consideramos una muestra de tamaño  $n$  ( $y_1^*, y_2^*, \dots, y_n^*$ ) y registramos sólo aquellos valores de  $y^*$  mayores que una constante  $c$ . Para aquellos valores de  $y^* \leq c$ , se les registra con el valor de  $c$ , las observaciones son

$$\begin{array}{ll} y_i = y_i^* & \text{si } y_i^* > c \\ y_i = c & \text{de otra forma.} \end{array}$$

A la muestra que resulta  $y_1, y_2, \dots, y_n$  se le llama muestra censurada (Maddala, 1983). Es común que en encuestas sobre ingreso-gasto se encuentre que las variables que representan a los gastos de consumo en bienes tengan estas características, en donde el límite  $c$  es cero. En particular, en la muestra que se utilizó en el presente trabajo hay familias que no registraron gastos de consumo en pescados y mariscos.

Cuando se requiere hacer un trabajo de estimación en donde la variable dependiente tiene un cierta cantidad de sus valores agrupados en un valor límite, y se tiene toda la información de las variables explicativas, lo apropiado es aplicar un método de estimación de respuesta censurada. Estos métodos utilizan todas las observaciones, tanto las que están en el límite como aquéllas arriba de él, para estimar una línea de regresión, y en general son preferidos a las técnicas alternativas que estiman la línea sólo con las observaciones arriba del límite (McDonald y Moffitt, 1980), dado que éstos últimos producen estimadores sesgados, inconsistentes e ineficientes.

El método Tobit es un modelo de respuesta censurada que se ha aplicado extensamente a diversos problemas económicos y, con ayuda de la descomposición de sus coeficientes propuesta por McDonald y Moffitt, se puede obtener todavía mayor información del mismo proceso de estimación.

Otro modelo de respuesta censurada es el procedimiento de estimación en dos etapas propuesto por Heckman (op. cit.), el cual incluso ha revelado mucho acerca de la estructura del método Tobit y otros modelos relacionados (Greene, 1990).

### **El método Tobit.**

El modelo de Tobit se puede definir de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 Y_i &= X_i \beta_i + \mu_i & \text{Si } X_i \beta_i + \mu_i > 0 \\
 &= 0 & \text{Si } X_i \beta_i + \mu_i \leq 0 \\
 & & i = 1, 2, \dots, N
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Donde N es el número de observaciones,  $Y_i$  es la variable dependiente,  $X_i$  es un vector de variables independientes,  $\beta_i$  es un vector de coeficientes desconocidos y  $\mu_i$  es un vector de términos de error independientes y que se asumen normalmente distribuidos con media cero y varianza constante  $\sigma^2$ .

Por tanto, el modelo supone que existe una variable estocástica índice igual a  $X_i \beta_i + \mu_i$ , la cual es observada sólo cuando es positiva y a la que se define como una variable latente no observada.

Siguiendo a Villezca y Martínez (op. cit.), la variable latente se definirá como  $Y^*$ . Por tanto, el valor esperado de ésta será  $E(Y^*) = X\beta$  (por conveniencia notacional se suprimirán los subíndices).

Consistente con el teorema de momentos de la variable normal censurada (Greene, op.cit.) el valor esperado de Y es:

$$E(Y | X) = \Phi(X\beta / \sigma) (X\beta + \sigma \lambda_t) \tag{2}$$

En donde  $\lambda_t = \phi(X\beta / \sigma) / \Phi(X\beta / \sigma)$ .

Sean  $F(Z) = \Phi(X\beta / \sigma)$ ; y  $f(Z) = \phi(X\beta / \sigma)$ , la función de distribución normal estándar acumulativa y la función de densidad normal estándar, respectivamente, se expresan entonces de manera sintetizada,

$$E(Y) = F(Z)X\beta + \sigma f(Z) \tag{3}$$

Ahora, el valor esperado de Y para aquellas observaciones que están arriba del límite,  $Y^*$ , es simplemente  $X\beta$  más el valor esperado del término de error normal censurado:

$$\begin{aligned} E(Y^*) &= E(Y|Y > 0) \\ &= E(Y| \mu > -X\beta) \\ &= X\beta + \sigma f(Z)/F(Z) \end{aligned} \quad (4)$$

Por tanto, la relación básica entre el valor esperado de todas las observaciones,  $E(Y)$ , el valor esperado condicional de estar por arriba del límite,  $E(Y^*)$  y la probabilidad de estar por arriba del límite,  $F(Z)$ , es:

$$E(Y) = F(Z) E(Y^*) \quad (5)$$

El análisis Tobit permite calcular el efecto global sobre Y (gasto en determinado producto) de cambios en los factores socioeconómicos; este efecto global se refiere a los cambios en las magnitudes de las compras de los consumidores que ya adquieren el producto, más el efecto de los consumidores potenciales que no adquieren el bien, a través de un cambio en la probabilidad de que sí lo adquieran. Lo anterior se ve reflejado en la ecuación (3).

La descomposición de términos que proponen McDonald y Moffitt es obtenida considerando el efecto de un cambio en la i-ésima variable X sobre Y:

$$\frac{\partial E(Y)}{\partial X_i} = F(Z) \left[ \frac{\partial E(Y^*)}{\partial X_i} \right] + E(Y^*) \left[ \frac{\partial F(Z)}{\partial X_i} \right] \quad (6)$$

en la que se observa que el cambio en Y puede ser desagregado en dos: a) el cambio de Y causado por aquellas variables que están arriba del límite, ponderado por la probabilidad de estar arriba del límite; y b) el cambio en la probabilidad de estar arriba del límite, ponderado por el valor esperado de Y, si está arriba.

El valor de estas proporciones adquiere relevancia en el análisis de demanda de los productos que nos interesan, ya que en el efecto sobre la compra de alimentos causados por cambios en sus determinantes, se ven involucrados dos tipos de ajustes: a) posibles salidas o entradas al mercado y b) cambios en la cantidad comprada por aquéllos que ya consumían el bien (Haidacher, 1964; Thraen, Hammond y Buxton, 1978).

Una vez que se tienen estimaciones de  $\beta$  y  $\sigma$ , cada término de la ecuación (6) puede ser evaluado en cualquier valor de  $X\beta$  (en este trabajo se utilizaron los

valores medios de X). El valor de  $E(Y^*)$  puede ser calculado de la ecuación (4) y el valor de  $F(Z)$  puede ser obtenido directamente de tablas estadísticas.

Las dos derivadas parciales se pueden calcular, ya que:

$$\frac{\partial F(Z)}{\partial X_i} = \frac{f(Z) \beta_i}{\sigma} \quad (7)$$

y de la ecuación (4) se puede obtener:

$$\frac{\partial E(Y^*)}{\partial X_i} = \beta_i \left[ 1 - \frac{Zf(Z)}{F(Z)} - \frac{f(Z)^2}{F(Z)^2} \right] \quad (8)$$

$$\text{en donde } Z = \frac{\bar{X} \hat{\beta}}{\sigma} \quad f(Z) = \left[ \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right) \left( \frac{1}{e^{z^2/2}} \right) \right]$$

Sustituyendo los resultados (7) y (8) en (6), la expresión del cambio en Y a causa de cambios en X, se puede calcular como:

$$\frac{\partial E(Y)}{\partial X_i} = F(Z) \beta_i \quad (9)$$

En términos de cambios proporcionales, la elasticidad gasto global es:

$$\eta_{E(Y)} = \left( \frac{\partial E(Y)}{\partial X_i} \right) \left( \frac{\bar{X}}{E(Y)} \right) \quad (10)$$

que a su vez se puede descomponer en:

$$\eta_{E(Y)} = \eta_{E(Y^*)} + \eta_{E(Z)} \quad (11)$$

en donde,

$$\eta_{E(Y^*)} = \left( \frac{\partial E(Y^*)}{\partial X_i} \right) \left( \frac{\bar{X}}{E(Y^*)} \right) \quad (12)$$

$$y \quad \eta_{E(Z)} = \left( \frac{\partial F(Z)}{\partial X_i} \right) \left( \frac{\bar{X}}{F(Z)} \right) \quad (13)$$

Por último en cuanto al modelo Tobit, para estimarlo se aplica el método de máxima verosimilitud (MV), en donde la función logarítmica a ser maximizada por el modelo es;

$$\ln L = \sum_{Y_i > 0} -1/2 \left[ \ln(2\pi + \ln \sigma^2 + (Y - X\beta)^2) \right] + \sum_{Y=0} \ln[1 - \Phi(X\beta / \sigma)] \quad (14)$$

Dada la característica especial de la función de verosimilitud del modelo, los teoremas usuales acerca de los estimadores de MV no son válidos. Sin embargo, se ha demostrado que la maximización de (14) con respecto a  $\beta$  y  $\sigma^2$ , conduce a la obtención de estimadores que poseen las propiedades asintóticas de consistencia y eficiencia (Amemiya, 1984; Greene, op.cit)

***El método de Heckman en dos etapas.***

Este método en dos etapas, propuesto por Heckman (op. cit.), es utilizado en análisis donde puede estar presente un sesgo por selectividad. Una aplicación empírica de este método al análisis de demanda de productos pesqueros en los hogares se puede revisar en Cheng y Capps (op. cit.), en donde utilizando una forma funcional doble logarítmica se analizaron los efectos que tienen variables como ingreso familiar, región geográfica, densidad de población, raza, precios de productos relacionados, entre otras, sobre el consumo de ciertas especies de pescados en E. U. A.

Siguiendo a Johnston y DiNardo (1997), la justificación de la aplicación del proceso en dos etapas de Heckman al análisis del presente trabajo pudiera expresarse de la siguiente forma:

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_{1i} \quad (15)$$

donde  $Y$  es el gasto en cualquier especie de pescados y mariscos y  $X$  es un vector de características socioeconómicas. Dado que el consumo de los bienes analizados puede estar asociado con algunas características de los agentes en la muestra, el excluir del análisis a aquellos que no reportaron consumo puede causar sesgo de selectividad, con las consecuencias que se explican a continuación.

Si escribimos una expresión de participación o consumo, formalmente quedaría;

$$T_i = 1(Z_i \gamma + \varepsilon_{0i} > 0) \quad (16)$$

donde Z incluye variables que predicen si una persona consume o no el producto, en este caso X y Z incluyen las mismas variables. Una persona consume si  $Z_i \gamma > -\varepsilon_{0i}$ . El problema de selectividad se hace aparente si aplicamos *esperanza* a la ecuación (15) sobre la muestra de agentes o familias que reportaron consumo;

$$E[Y_i | X_i, T_i = 1] = X_i \beta + E[\varepsilon_{1i} | \varepsilon_{0i} > -Z_i \gamma] \quad (17)$$

si  $\varepsilon_0$  y  $\varepsilon_1$  tienen una distribución normal conjunta, entonces se puede escribir;

$$\varepsilon_{1i} = \frac{\sigma_{0,1}}{\sigma_0} \varepsilon_{0i} + \nu_i \quad (18)$$

donde  $\nu_i$  no está correlacionada con  $\varepsilon_{0i}$ ,  $\sigma_{0,1}$  es la covarianza entre  $\varepsilon_{0i}$  y  $\varepsilon_{1i}$ , y  $\sigma_0^2$  es la varianza de  $\varepsilon_{0i}$ . Esta observación es útil porque ahora se puede escribir;

$$E[\varepsilon_{1i} | \varepsilon_{0i} > -Z_i \gamma] = \frac{\sigma_{0,1}}{\sigma_0} E\left[\frac{\varepsilon_{0i}}{\sigma_0} \mid \frac{\varepsilon_{0i}}{\sigma_0} > -\frac{Z_i \gamma}{\sigma_0}\right] \quad (19)$$

$$= \frac{\sigma_{0,1}}{\sigma_0} \frac{\phi(Z_i \gamma / \sigma_0)}{\Phi(Z_i \gamma / \sigma_0)} \quad (20)$$

donde  $\phi(*)$  es la función de densidad normal estándar y  $\Phi(*)$  es la función de distribución acumulativa. Lo anterior demuestra que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la ecuación (15) puede producir coeficientes insesgados. El sesgo de selectividad ocurrirá si  $\sigma_{0,1}$  no es diferente de cero, como se puede apreciar en la ecuación (19), en la que se observa que de presentarse un valor distinto, la *esperanza* del error no sería cero.

Heckman observó este problema con los estimadores de MCO y dedujo que en la ecuación (15)  $\beta$  es sesgado, en general debido a la presencia de una variable omitida, donde la cantidad;

$$\frac{\phi(Z_i\gamma / \sigma_0)}{\Phi(Z_i\gamma / \sigma_0)}$$

conocida como la inversa de la razón de Mill, era la variable omitida. Concluyó que si esta variable omitida fuera incluida en la regresión con MCO, como;

$$Y_i = X_i\beta + \frac{\phi(Z_i\gamma / \sigma_0)}{\Phi(Z_i\gamma / \sigma_0)}\sigma \quad (21)$$

entonces se podrán obtener estimadores consistentes. Heckman notó que tal modelo podría ser fácilmente estimado si se seguía un procedimiento de dos etapas:

1. Correr un modelo probit con el vector Z y obtener el estimadores de  $\gamma/\sigma_0$
2. Usar este estimado para construir la inversa de la razón de Mill.
3. En la segunda etapa, incluir la inversa de la razón de Mill como variable dependiente en el modelo original y correr MCO. La estimación en esta última etapa sólo incluirá a las observaciones de aquellos que reportaron consumo.

Dado los problemas de heterocedasticidad inherentes al procedimiento de Heckman (Cheng y Capps, op.cit), en esta investigación se corrió una tercera etapa, en la que se intentó corregir dicho problema y mejorar la precisión de los estimadores, considerando el supuesto de que la varianza era una función lineal de variables exógenas. Por último, las elasticidades, a excepción del caso de la función doble logarítmica, se evaluaron en el valor medio de X.

### **Datos y especificación de variables**

#### *Datos y categorías de consumo.*

Para los fines del presente estudio se utilizó una muestra de corte transversal con 985 observaciones. La información proviene de la Encuesta Ingreso y Gasto de los Hogares del Área Metropolitana de Monterrey (ENIGH-MTY), levantada por el Centro de Investigaciones Económicas de la Universidad Autónoma de Nuevo León durante los meses de abril a octubre de 1994 (Martínez, 1995).

Los productos que se consideraron dentro de la categoría de pescados y mariscos en la encuesta de referencia se enumeran en la tabla 1, éstos se dividen en productos frescos y procesados.

**Tabla 1. Categoría de Pescados y Mariscos\***

Variable	Descripción del producto
A048	Huachinango
A049	Mojarra
A050	Robalo
A051	Mero
A052	Cazón, Liza y Bagre
A053	Camarón
A054	Otros: Trucha, Jaiba, Ostión, Almeja, etc.
A055	Sardinas
A056	Atún
A057	Secos: Bacalao, Charal, Camarón, etc.
A058	Otros: Abulón, Pulpos, etc.

Fuente: Datos de la ENIGH-MTY, CIE, UANL.

\*Hasta el A054 se refiere a productos frescos, de ahí en adelante son procesados

En la tabla 2 se puede observar que en general el porcentaje de familias que reportó haber consumido alguno de estos productos es pequeño.

**Tabla 2. Estadísticas descriptivas del gasto familiar en pescados y mariscos en el AMM (muestra completa).**

Categoría	Cantidad de valores nulos.	Porcentaje de valores nulos con respecto a toda la muestra	Media	Desviación estándar	Valor Máximo
<b>Productos Frescos.</b>					
Huachinango.	975	0.989	.31	5.19	153.30
Mojarra.	964	0.978	.46	3.71	54.0
Robalo.	974	0.988	.20	2.19	48.0
Mero.	981	0.995	.05	.87	18.0
Cazón, Liza y Bagre.	980	0.994	.06	.90	16.0
Camarón.	962	0.976	.61	5.07	79.8
Otros: Trucha, Jaiba, Ostión, Almeja, etc.	983	0.997	.04	.91	26.0
<b>Productos Procesados</b>					
Sardinas.	984	0.998	.01	.19	6.00
Atún.					
Secos: Bacalao, Charal, Camarón, etc.	983	0.997	.02	.49	13.3
Otros: Abulón, Ostión, Pulpos, etc.	444	.451	5.31	9.98	153
<b>Agregado</b>					

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH-MTY, CIE, UANL, 1994.

La muestra se dividió por estratos sociales en tres partes. El número de familias pertenecientes al estrato bajo representó el 30 % del total de la muestra, a su vez las familias de estrato medio representaron el 50% y el resto correspondió a las familias del estrato alto. Aun al dividir la muestra por estratos sociales, sólo en el caso del consumo de Atún se obtuvieron más del 10 % de observaciones que están por arriba del límite, lo que refleja que exceptuando al atún, la mayoría de las familias del AMM, independientemente de su posición económica, no incorporan a estos productos en sus dietas. Un dato interesante que se encontró al analizar el consumo por estratos sociales se presenta en la tabla 3. Ahí se puede observar que de acuerdo con la encuesta, entre más alto el estrato social mayor es la proporción de familias que registró consumo de estos productos.

**Tabla 3. Proporciones de familias por estratos sociales que reportaron consumo.**

Estrato social	Atún	Agregado de pescados y mariscos
Alto	0.58247423	0.68556701
Medio	0.52834008	0.58299595
Bajo	0.35016835	0.4006734

Fuente: elaboración propia con datos de ENIGH-MTY, 1994.

Aunque lo anterior pudiera ser un incentivo para buscar explicar bajo qué condiciones se pudiera dar o incrementar el consumo, aun dividiendo la muestra por estratos sociales, en la mayoría de los casos la escasez de datos impidió realizar el análisis econométrico.

Se llevó a cabo un análisis exploratorio utilizando distintas formas funcionales, pero sólo para el caso individual del atún fue posible, a final de cuentas, encontrar relación estadística entre el consumo y factores socioeconómicos. Al tratar de agrupar de distintas formas los productos para ganar más observaciones, aun si se excluía al atún, se encontraba el mismo problema. Por lo que el análisis sólo se pudo realizar para el consumo de atún y para el agregado de todos los productos.

***Definición de variables explicativas.***

En este trabajo, se plantea la hipótesis de que las siguientes variables socioeconómicas ejercen influencia en las familias que pertenecen a los distintos estratos sociales del AMM sobre las decisiones de gasto en pescados y mariscos: a) ingreso familiar, b) tamaño de familia, c) composición por edad y sexo de los miembros de las familias, d) edad del jefe de familia y e) escolaridad del jefe de familia.

Se ha encontrado que las personas, al momento en que son encuestadas sobre su nivel de ingreso, tienden a falsear la información; las personas de ingreso bajo tienden a inflar su ingreso real y las de ingreso alto a subestimarlo (Cáceres y Rubalcava, 1994). Por otro lado, de acuerdo con la hipótesis de la renta permanente con expectativas sobre el nivel de ingreso, el patrón de consumo de los individuos está en función del flujo esperado del ingreso y no únicamente de la percepción que se tenga en un período en particular (Romer, 1996).

Lo anterior llevó a considerar al gasto corriente monetario como la mejor opción para capturar el efecto que tiene el ingreso sobre las decisiones de consumo de pescados y mariscos, ya que de esta manera se obtiene un aproximado de la renta permanente y se evita el problema de la sub y sobre estimación del ingreso.

El ingreso es una variable estructural dentro de la teoría microeconómica del comportamiento del consumidor y se esperaba que cambios en éste se reflejen sobre la oportunidad de consumir distintos productos y, a su vez, que el efecto para los diferentes estratos sociales sea distinto, ya que de acuerdo con la ley de Engel: la proporción de ingreso que las familias pobres destinan al consumo de alimentos es mayor que la de las familias ricas.

En los casos en que las funciones que se estimaban eran lineales (en variables), se incorporaba al modelo el término cuadrático del gasto corriente monetario para capturar posibles niveles de saturación. Las otras formas funcionales, por sí mismas, modelan la curvatura capturando ese mismo fenómeno.

Por otro lado, para la clasificación de las familias dentro de estratos sociales, se retomó la transformación que le hicieran Villezca y Martínez (op. cit.) a la misma base de datos, a saber: éstos se organizaron de acuerdo con la clasificación en *deciles* de ingreso de las familias, en el caso del estrato bajo se consideró a los *deciles* I y II; en el caso del estrato medio a los *deciles* del III al VIII y en el caso del estrato alto a los *deciles* IX y X.

El estrato social únicamente se considera como variable explicativa en los casos en que se utiliza toda la muestra y se introdujo mediante la especificación de variables *dummy*, habiendo sido la categoría omitida la del estrato alto. Dado que estas variables son categóricas no se transformaron para ninguna forma funcional, es decir, no se les aplicó logaritmos, ni se obtuvo su recíproco, ni se elevó al cuadrado; en todos los modelos apareció solamente el término lineal.

Con respecto al tamaño de familia, ésta se incluye por que se espera que conforme varíe el número de miembros la posibilidad de consumo en general

se vea afectada. Si el análisis versara sobre alimentos en general, el resultado de la elasticidad podría indicar la presencia o ausencia de economías a escala en la producción en el hogar (Intriligator, op. cit.); sin embargo, dado que en esta ocasión sólo es una categoría de alimento en particular, no es válido ese análisis, el efecto que tenga el cambio del número de miembros más bien se debiera asociar con posibles sustituciones entre productos.

Para considerar el efecto del número de miembros, alternativamente se optó por utilizar una variable que considerara a éstos en términos de una escala de equivalencia de adulto. Esto se vuelve conveniente dado que el efecto del número de miembros sobre el consumo de alimentos es distinto en las familias, dependiendo de la composición por edad y sexo de sus miembros. En Deaton y Muellbaer (op.cit.), dentro del contexto del análisis de demanda, se mencionan trabajos como el de Stone (1954) en donde la transformación de esta variable se vuelve recomendable para sacar conclusiones en términos de bienestar, más recientemente en el trabajo de Lewbel (1997), al estimar un sistema completo de demanda, también utiliza escalas de equivalencia familiar para poder sacar conclusiones en los mismos términos.

También se ha recomendado esta transformación para hacer referencia a estados de bienestar de las familias en estudios sobre la distribución del ingreso y pobreza (Boltvinik, 1994; Sen, 1992).

La escala que se utilizó se muestra en la tabla 4. Para obtener las equivalencias se consideraron las necesidades de energía y proteínas de los miembros de las familias. Como se puede observar en la misma tabla, a los miembros varones de entre 30 y 60 años se les asignó el valor de uno y sirve como referencia en la escala, a los demás miembros en función del sexo y la edad se les asigna un valor menor al de referencia.

**Tabla 4. Ponderaciones que se utilizaron para obtener al miembro equivalente de la familia**

Grupo de edad	Hombres	Mujeres
Menores de 1 año	.27	.25
1 a 3 años.	.50	.47
4 a 6 años.	.65	.59
7 a 9 años.	.75	.68
10 a 13 años.	.83	.73
14 a 17 años.	.89	.77
18 a 30 años.	.99	.72
31 a 60 años.	1.00	.75
Más de 60 años	.82	.68

Fuente: Cáceres y Rubalcava (1994).

Para considerar las implicaciones de la edad y el sexo de los miembros de las familias también se consideró otra opción, en donde se incluyeron el número de miembros de acuerdo con la edad y el sexo de manera desagregada. En general, el principal argumento que justifica la incorporación de estas variables es que diferencias en la composición por edad y sexo de las familias conllevan diferencias en requerimientos nutricionales o niveles de aceptación de pescados y mariscos.

Dado que conforme aumente el número de miembros el impacto sobre el consumo puede ir aumentando o disminuyendo, a estas variables también se les elevó al cuadrado en las funciones en que se consideraban únicamente los términos lineales.

En cuanto a las dos variables restantes, edad y escolaridad del jefe de familia, se incluyeron dado que éstas se relacionan con el conocimiento de las propiedades nutritivas de los alimentos y con la disposición a consumir aquéllos con ciertas características especiales, como niveles de grasa, colesterol, etc.

En la tabla 5 se muestran todas las variables que se utilizaron para estimar los distintos modelos en todas sus formas funcionales y la manera en que fueron codificadas para utilizarlas en los procesos de estimación.

**Tabla 5. Variables explicativas que se utilizaron en las distintas formas funcionales.**

Clave	Variable socioeconómica
A	Estrato socioeconómico alto.
B	Estrato socioeconómico bajo.
M	Estrato socioeconómico medio.
A056	Gasto en atún.
Loga56	Logaritmo de gasto en atún
Agrega1	Variable compuesta por el gasto en todos los componentes de la categoría de pescados y mariscos.
Lgrega1	Logaritmo de la variable compuesta por el gasto en todos los componentes de la categoría de pescados y mariscos.
Edj	Edad del jefe del hogar.
Edj2	Edad del jefe del hogar al cuadrado.
Logedj	Logaritmo de edad del jefe de familia.
Vedj	Inverso de edad del jefe de familia.
Esj	Escolaridad del jefe del hogar.
Esj2	Escolaridad del jefe del hogar al cuadrado.
Logesj	Logaritmo de escolaridad del jefe de familia.
Vesj	Inverso de escolaridad del jefe de familia.
Gcm	Gasto corriente monetario.
Gcm2	Gasto corriente monetario al cuadrado.
Logcm	Logaritmo de gasto corriente monetario.

---

Vgcm	Inverso de gasto corriente monetario.
H04	Hombres de 0 a 4 años
H04cua	Hombres de 0 a 4 años al cuadrado.
Logh04	Logaritmo de hombres de 0 a 4 años.
Vh04	Inverso de hombres de 0 a 4 años.
H512	Hombres de 5 a 12 años.
H512cua	Hombres de 5 a 12 años al cuadrado.
Logh512	Logaritmo de hombres de 5 a 12 años.
Vh512	Inverso de hombres de 5 a 12 años.
H1319	Hombres de 13 a 19 años.
H1319cua	Hombres de 13 a 19 años al cuadrado.
Logh1319	Logaritmo de hombres de 13 a 19 años.
Vh1319	Inverso de hombres de 13 a 19 años.
H2064	Hombres de 20 a 64 años.
H2064cua	Hombres de 20 a 64 años al cuadrado.
Logh2064	Logaritmo de hombres de 20 a 64 años.
Vh2064	Inverso de hombres de 20 a 64 años.
H65	Hombres de más de 65 años.
H65cua	Hombres de 65 años al cuadrado.
Logh65	Logaritmo de hombres de más de 65 años.
Vh65	Inverso de hombres de más de 65 años.
M04	Mujeres de 0 a 4 años
M04cua	Mujeres de 0 a 4 años al cuadrado
Lm04	Logaritmo de mujeres de 0 a 4 años.
Vm04	Inverso de mujeres de 0 a 4 años.
M512	Mujeres de 5 a 12 años.
M512cua	Mujeres de 5 a 12 años al cuadrado.
Lm512	Logaritmo de mujeres de 5 a 12 años
Vm512	Inverso de mujeres de 5 a 12 años.
M1319	Mujeres de 13 a 19 años.
M1319cua	Mujeres de 13 a 19 años al cuadrado.
Lm1319	Logaritmo de mujeres de 13 a 19 años.
Vm1319	Inverso de mujeres de 13 a 19 años.
M2064	Mujeres de 20 a 64 años.
M2064cua	Mujeres de 20 a 64 años al cuadrado.
Lm2064	Logaritmo de mujeres de 20 a 64 años.
Vm2064	Inverso de mujeres de 20 a 64 años.
M65	Mujeres de más de 65 años.
M65cua	Mujeres de más de 65 años al cuadrado.
Lm65	Logaritmo de mujeres más de 65 años.
Vm65	Inverso de mujeres de más de 65 años.
Tf	Número de miembros que componen el hogar.
Tf2	Número de miembros que componen el hogar al cuadrado.
Ltf	Logaritmo del número de miembros que componen el hogar.
Vtf	Inverso del número de miembros que componen el hogar.
Tfp	Número ponderado por edad y sexo de miembros que componen el hogar
Tfp2	Número ponderado por edad y sexo de miembros que componen el hogar al cuadrado.
Ltfp	Logaritmo del número, ponderado por edad y sexo, de miembros que componen el hogar.
Vtfp	Inverso del número ponderado por edad y sexo de miembros que componen el hogar.

---

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH-MTY, CIE,UANL,1995.

### **Metodología y procedimiento de estimación**

Para modelar los efectos que tienen los factores socioeconómicos en el consumo de pescados y mariscos, se utilizó una extensión de una curva de Engel, en la cual se considera al gasto en la categoría de alimento como variable dependiente y las variables socioeconómicas como independientes.

En todos los modelos que se estimaron se realizó una búsqueda exhaustiva mediante un análisis exploratorio, para determinar cuáles eran las variables que mejor explicaban el consumo. Para ello, se verificó la relevancia estadística de los coeficientes de las variables, considerando un nivel de significancia del 5% y el ajuste del modelo a través de los coeficientes de determinación y del valor del logaritmo de la función de verosimilitud.

Aunque no existe consenso sobre la forma funcional de la curva de Engel Extendida (EE) más adecuada, en el terreno empírico existen muchos estudios que modelan de esta forma el comportamiento del consumidor. La discusión sobre la mejor forma funcional radica en aspectos como el ajuste estadístico, el resultado esperado de las elasticidades y el respeto por consideraciones teóricas.

La elección de la forma funcional es importante, ya que se ha observado que los valores de las elasticidades dependen del tipo de función que se utilice (Houthakker, op. cit.), resultando mejor para algunos alimentos modelar la demanda con una forma funcional en particular.

Las formas funcionales de las curvas de EE que se utilizaron fueron la cuadrática, semi-logarítmica, inversa, doble-logarítmica e inversa logarítmica, las cuales son las más comunes en trabajos empíricos (Bauer, Capps y Smith, 1988).

En el caso del método Tobit únicamente se utilizó la cuadrática, ya que en la doble logarítmica e inversa logarítmica las variables dependientes requieren ser transformadas a logaritmos y éstas contienen una gran cantidad de valores cero, haciendo imposible tal operación. En cambio, el caso del método Heckman en dos etapas, dado que su procedimiento de estimación lo permite, se aplicó todas las formas funcionales.

Las funciones que se estimaron tienen la forma que se observa en la tabla 6, donde para el atún y la categoría agregada de pescados y mariscos,  $E_{ij}$  se refiere al consumo de la  $i$ -ésima familia del  $j$ -ésimo estrato social,  $\beta_{0j}$ ,  $\beta_{ij}$  y  $Y_{ij}$  son coeficientes a estimar,  $a_{ij}$  es el  $i$ -ésimo factor socioeconómico de la familia del  $j$ -ésimo estrato social y  $\varepsilon_{ij}$  es un error aleatorio de estimación.

**Tabla 6. Formas funcionales de curvas de Engel Extendidas.**

<b>Forma Funcional</b>	<b>Especificación</b>
Cuadrática	$E_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{i=1}^n \beta_{ij} a_{ij} + \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} a_{ij}^2 + \varepsilon_{ij}$
Semi- logarítmica	$E_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{i=1}^n \beta_{ij} \log a_{ij} + \varepsilon_{ij}$
Inversa	$E_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{i=1}^n \beta_{ij} \frac{1}{a_{ij}} + \varepsilon_{ij}$
Doble- logarítmica	$\text{Log} E_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{i=1}^n \beta_{ij} \log a_{ij} + \varepsilon_{ij}$
Inversa- logarítmica	$\text{Log} E_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{i=1}^n \beta_{ij} \frac{1}{a_{ij}} + \varepsilon_{ij}$

La muestra de familias o consumidores se seccionó a fin de que cada grupo contara con características homogéneas. Para ello se agrupó a las familias por ingresos, en tres estratos sociales: alto, medio y bajo. Los modelos se especificaron y se estimaron para la muestra completa y para cada estrato.

La información que se utilizó en este trabajo es de corte transversal, con un número considerable de valores límite (cero) en la variable dependiente, por lo que se utilizaron los procedimientos de estimación Tobit y Heckman en dos etapas.

En el caso del método Tobit, con ayuda de la descomposición de los coeficientes propuesta por McDonald y Moffitt (1980), se determinaron las proporciones de los cambios en la probabilidad de estar por arriba del límite y los cambios en el valor de la variable dependiente si ya se encuentra por arriba del límite, a fin de incorporar al análisis, en términos probabilísticos, el efecto que tendrían sobre la demanda los cambios en las características socioeconómicas de los consumidores potenciales que no registraron consumo.

## **Resultados del método Tobit**

### ***Resultados generales.***

Dado que eran muy pocas las observaciones sobre consumo por encima del límite que se tenían para los productos distintos del atún en la categoría agregada de pescados y mariscos, al estimar este modelo agregado, se pudo observar que algunos de los resultados eran muy similares a los de los modelos de la categoría desagregada de atún.

Lo anterior indica que al hacer el análisis para toda la categoría agregada, el argumento a cerca de que las variables que resultaron significativas explican el consumo de pescados y mariscos en el AMM resulta cuestionable, ya que esos resultados están muy influenciados por la categoría desagregada de consumo de atún.

Los resultados de los mejores modelos de demanda de atún y de la categoría agregada de pescados y mariscos al aplicar el método Tobit, tanto a la muestra completa como a la de los distintos estratos sociales, se pueden observar en las tablas 7, 8, 9 y 10.

En las tablas 7 y 9, para cada uno de los distintos modelos, se presentan: en las columnas dos y tres, las variables que explican mejor el consumo de ambas categorías y sus coeficientes estimados; en la columna cuatro, los valores del estadístico t- student asintótico, respectivos; en la columna cinco, se observan los cambios en las probabilidades de compra debido a cambios en cada una de las variables explicativas.

El cambio global en el valor esperado del consumo  $E(Y)$  ante cambios en las variables independientes se presenta en la columna seis. En las columnas siete y ocho se muestran los dos componentes del cambio total o global, en la primera se presenta el cambio en  $E(Y)$  sólo para aquellas familias que reportaron consumo, ponderado por la probabilidad de compra; en la segunda se presenta el cambio en la probabilidad de comprar, ponderado por el valor condicional esperado del gasto  $E(Y^*)$ .  $F(Z)$  se refiere a la función acumulativa de la distribución normal estándar.

En las tablas 9 y 11 se muestra las elasticidades gasto de cada variable, para la categoría atún y pescados y mariscos.

**Tabla 7. Resultados del modelo Tobit para demanda de atún para los distintos estratos sociales del AMM.**

Estrato social	Variable	Coficiente de regresión	T calculada asintótica	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y^*)}{\partial X} F(Z)$	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X} E(Y^*)$	
<b>Muestra completa</b>	Tip	0.17586	1.9284	0.01047685	0.09142707	0.0339365	0.05778871	
	Gcm	0.0002942	2.9355	1.75275E-05	0.000152955	0.000056775	9.66792E-05	
	Gcm2	-6.2834E-09	-2.9411	-3.74345E-10	-3.26675E-09	-1.2125E-09	-2.06483E-09	
	B	-3.1548	-6.1221	-0.187952	-1.640178	-0.60881	-1.036714	
	R-cuadrada 0.062871 Loglikelihood -1943.2177							
<b>Estrato Bajo</b>	m512	1.28	2.0159	0.082	0.4304367	0.0044	0.425	
	m2064	-1.8542	-2.1866	-0.132	-0.6913998	-0.007	-0.684	
	m65	-2.393	-1.6348	-0.171	-0.8954029	-0.0092	-0.886	
	gcm	0.0054127	3.5382	0.00038	0.00005203	0.00002	0.00198	
	R-cuadrada 0.12743 Loglikelihood -434.61	gcm2 constant	-5.4348E-07 -5.3425	-2.1487 -3.5718	-0.00000003 -0.36	-2.02651E-07 -1.909503	-0.000000002 -0.0197	-0.0000002 -1.88
<b>Estrato medio</b>	gcm	0.0014105	3.1467	0.00009025	0.000298	0.000298	0.0005	
	gcm2	-6.8695E-08	-2.0483	-4.395E-09	-0.000000014	-0.000000014	0.000000025	
	esj	-0.10818	-1.647	-0.006921	-0.0229	-0.0229	-0.0396	
	R-cuadrada 0.041023 Loglikelihood -1028.82	m1319 h2064	0.90335 -0.48838	2.2041 -1.5573	0.05779 -0.031246	0.1912 -0.103	0.1912 -0.103	0.3310 -0.1789
	<b>Estrato alto</b>	esj	-2.3125	-2.5393	-0.1447	-0.472	-0.9489	-1.0080
esj2		0.088074	2.3301	0.0055	0.0179	0.0361	0.0384	
h65		-5.768	-2.1277	-0.3610	-1.17	-2.3600	-2.5160	
R-Cuadrada 0.055397 Loglikelihood -445.50845		constant	16.784	3.1884	1.0500	3.42	6.8800	7.3220

**Tabla 8. Elasticidades del análisis Tobit para demanda de atún para los distintos estratos sociales del AMM.**

<b>Estrato social</b>	<b>Variables</b>	<b>NEY</b>	<b>NEY*</b>	<b>NFZ</b>
<b>Muestra completa</b>	Tfp	0.0219	0.0437	-0.0218
	Gcm	0.0277	0.0552	-0.0275
	Gcm2	-0.0067	-0.0134	0.0066
	B	-0.0316	-0.0631	0.0314
<b>Estrato bajo</b>	m512	0.0119	0.001	0.0109
	m2064	-0.0477	-0.00415	-0.0436
	m65	-0.00795	-0.00069	-0.0072
	gcm	0.136	0.0118	0.124
	gcm2	-0.0219	-0.0019	-0.02
	constant	-0.122	-0.0106	-0.112
<b>Estrato medio</b>	Gcm	0.1041	0.1790	-0.0749
	Gcm2	-0.0132	-0.0227	0.0095
	Esj	-0.0355	-0.0611	0.0256
	m1319	0.0161	0.0277	-0.0116
	h2064	-0.0249	-0.0428	0.0179
<b>Estrato alto</b>	esj	-1.3720	-1.5240	0.1510
	esj2	0.7938	0.8812	-0.0873
	h65	-0.0119	-0.0132	0.0013
	constant	0.6919	0.7681	-0.0762

**Tabla 9. Resultados del modelo Tobit para demanda de pescados y mariscos (categoría agregada) para los distintos estratos sociales del AMM.**

Estrato social	Variable	Coefficiente de regresión	T calculada asintótica	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y^*)}{\partial X} F(Z)$	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X} E(Y^*)$	
<b>Muestra completa</b>	m1319	1.4907	2.0658	0.0409	0.7348	0.2629	0.4713	
	h65	-3.5066	-1.6184	-0.0961	-1.7284	-0.618	-1.1085	
	esj	0.85679	2.3951	0.0235	0.4223	0.1511	0.2709	
	esj2	-0.039952	-1.932	-0.0011	-0.0197	-0.00704	-0.0126	
	gcm	0.0005141	2.1266	0.000015	0.0003	0.00009	0.0002	
	gcm2	-1.2146E-08	-2.5866	0.000000003	0.000000064	-	0.000000041	
	b	-10.48	-6.2708	-0.2872	-5.1656	0.000000002	-3.3130	
	m	-4.654	-3.3748	-0.1275	-2.2940	-1.84	-1.4712	
	0.069966							
	Loglikelihood -2505.7573							
<b>Estrato bajo</b>	Gcm	0.008221	4.1639	0.0004	0.0033	0.00041	0.0029	
	gcm2	-9.0551E-07	-2.5928	0.00000004	0.00000003	-	0.00000030	
	esj	0.38049	1.9466	0.0181	0.1466	0.000000044	0.1279	
	constant	-12.729	-5.5933	-6057637.0000	-4.9059	0.0187	-4.2801	
R-cuadrada 0.10368 Loglikelihood -523.58792								
<b>Estrato medio</b>	Gcm	0.0039158	4.311	0.0001	0.002028	0.00075	0.00127	
	gcm2	-2.0376E-07	-2.8073	-5.6E-09	-0.000000105	-0.00000003	-0.000000066	
	m2064	-6.6922	-3.3293	-0.1842	-3.46	-1.28	-2.0184	
	m2064cu	1.341	2.332	0.0369	0.6947	0.257	0.4376	
	R-cuadrada 0.02695 Loglikelihood -1321.8388							

**Tabla 10. Elasticidades del análisis Tobit para demanda de pescados y mariscos (categoría agregada) para los distintos estratos sociales del AMM.**

Estrato social	Variabes	NEY	NEY*	NFZ
<b>Muestra completa00</b>	m1319	0.0199	0.0194	0.0004
	h65	-0.0078	-0.0076	-0.0002
	esj	0.2566	0.2509	0.0056
	esj2	-0.1392	-0.1362	-0.0031
	gcm	0.0493	0.0482	0.0001
	gcm2	-0.0133	-0.0130	-0.0003
	b	-0.0997	-0.0975	-0.0022
	m	-0.0738	-0.0722	-0.0016
<b>Estrato bajo</b>	Gcm	0.2230	0.1623	0.0607
	gcm2	-0.0294	-0.0214	-0.0080
	esj	0.0680	0.0495	0.0185
	constant	-0.3157	-0.2298	-0.0859
<b>Estrato medio</b>	gcm	0.259	0.2424	0.0166
	gcm2	-0.0351	-0.0321	-0.002249
	m2064	-0.3258	-0.3049	-0.02088
	m2064cua	0.1243	0.1163	0.0079

En cuanto a la demanda de atún, en términos generales, se pudo observar que en ningún modelo resultó significativa la edad del jefe de familia y que en el caso de la escolaridad del mismo, sólo resultó significativa para el estrato alto. Con respecto al ingreso, exceptuando al modelo del estrato alto, su efecto en los otros modelos resultó significativo. Al observar los términos lineal y cuadrático de esta variable, se pudo constatar que conforme el ingreso aumenta, el consumo de atún se acerca a su nivel de saturación.

Por otro lado, en cuanto a la categoría agregada de pescados y mariscos, aunque como se mencionó anteriormente resultan cuestionables los valores de sus coeficientes, por la posible gran influencia que ejerce el atún, se obtuvieron en términos generales los siguientes resultados.

Al igual que en el caso del atún, la edad del jefe de familia no resultó significativa en ningún modelo.

La escolaridad del jefe de familia al considerar los resultados por estratos sociales, únicamente fue significativa en el caso de las familias con menores ingresos.

Un dato importante es que ninguna variable pareció explicar el consumo de la categoría agregada de pescados y mariscos cuando se analizó la muestra respecto del estrato alto.

Los resultados, en ambos casos, permitieron observar la importancia de agrupar a las distintas familias por características homogéneas, en esta ocasión por niveles de ingreso.

Lo anterior fue así, dado que las variables que mejor explican el consumo de atún y de la categoría agregada de pescados y mariscos, para los distintos estratos sociales, resultaron distintas en algunos casos y con distintos pesos relativos en los que coincidieron.

Por ejemplo, en el caso de la elasticidad ingreso-gasto, ésta fue mayor en las muestras que agrupaban a las familias por estratos sociales que al considerar la muestra completa, resultando en el caso del atún más importante en el estrato bajo y en el de la categoría agregada en el estrato medio. El modelo del estrato bajo resultó ser el de mejor ajuste estadístico en ambos casos.

### **Resultados de la demanda de atún.**

#### **Muestra completa.-**

En el mejor modelo de toda la muestra, sólo el ingreso de la familia, el tamaño de familia ponderado y el estrato bajo resultaron significativas. Las primeras dos variables tienen efectos muy pequeños sobre la probabilidad de compra.

En el primer caso, un incremento en una unidad de ingreso se traduce en un incremento marginal del .00017 % de la probabilidad de compra. En el caso del tamaño de familia ponderado, por cada unidad que se incrementa esta variable la probabilidad de compra aumentará 1.04%. La probabilidad de compra disminuye en 18.7%, si la familia pertenece al estrato bajo.

Sobre los efectos que tienen GCM y TFP sobre las magnitudes de compra se pudo observar que la elasticidad ingreso gasto (.027) y la correspondiente a la de tamaño de familia ponderado gasto (.022) resultaron muy similares y pequeñas.

Al comparar los efectos a través de las elasticidades desagregadas, se pudo observar que los signos de las elasticidades que corresponden a consumidores actuales y potenciales son diferentes y las primeras son mayores en términos absolutos. En el primer caso, la relación entre consumo de atún y variable socioeconómica es directa y en el segundo, inversa. Es decir, no sólo es menor la elasticidad que corresponde a los consumidores que no están en el mercado, sino que también tiene signo negativo. Un incremento de TFP y GCM disminuye la probabilidad de compra de quienes no registraron consumo.

Por último, los efectos sobre las magnitudes de compras fueron menores que sobre la probabilidad de compra. Esto quiere decir que en términos de efectos relativos, es más importante el segmento de los consumidores potenciales.

#### **Estrato bajo.-**

Para el estrato bajo, las variables importantes resultaron ser el ingreso familiar y el número de mujeres en la familia entre 5 y 12 años (M512) y entre 20 y 64 años (M2064). Para el caso de M2064, si ésta se incrementa en una unidad, la probabilidad de que una familia compre tal alimento disminuye en 13.2%. De la magnitud del cambio esperado en el gasto de atún, cuando aumenta M2064 en una unidad, el 99% se atribuye a los compradores potenciales y el resto a los que ya compraban el producto.

Mientras que la relación entre M2064 y la probabilidad de compra de atún resultó inversa, en el caso de M512 el efecto fue directo. Un aumento de una unidad de M512 aumenta la probabilidad de compra en 8.23%.

En el caso del ingreso, el resultado del efecto sobre la probabilidad de compra fue positivo y aunque pequeño (.038%), éste fue mayor que en el modelo en que se ocupó la muestra completa.

Cabe mencionar que en este modelo, en todas las variables, los efectos sobre las magnitudes de compra de los consumidores potenciales fueron superiores a aquellos correspondientes a quienes registraron consumo. En términos de elasticidades, el efecto mayor correspondió al ingreso (.1361) y de ahí, por orden de importancia, M2064 (-.048) y M512 (.012).

Estrato medio.-

Para el estrato medio, las variables que resultaron significativas fueron el ingreso familiar, la escolaridad del jefe de familia, el número de mujeres en la familia entre 13 y 19 años (M1319) y el número de hombres en la familia entre 20 y 64 años (H2064). Las últimas dos fueron las que tuvieron el efecto más importante sobre la probabilidad de compra. En el primer caso, un incremento de una unidad de M1319 aumenta la probabilidad de compra en 5.7%. En el caso de H2064, si aumenta en una unidad, la probabilidad de compra disminuye en 3.12%. El efecto del ingreso es positivo (.009%) y mayor que en la muestra completa, pero menor que el que se obtuvo en el estrato bajo.

En este modelo a diferencia de los anteriores, la escolaridad del jefe de familia resulta significativa. Un incremento en una unidad de ESJ disminuye la probabilidad de compra en .69%.

En cuanto a los cambios sobre las magnitudes de compra causados por modificaciones en las variables explicativas, aquéllas con mayor impacto fueron las que están relacionadas con el número de miembros de las familias por edad y sexo. En ambos casos, entre el 63% y 64 % del efecto se atribuye a consumidores potenciales.

En términos de elasticidades, se observó que el efecto mayor corresponde al ingreso (.1041); al desagregar elasticidades se obtuvo un efecto positivo cuando se considera a quienes ya realizaban consumo, y el efecto es negativo cuando está asociado con la probabilidad de compra; resulta mayor el primero, el positivo.

Estrato alto.-

A diferencia de los modelos anteriores, en éste no fue significativo el ingreso familiar. Las variables relevantes fueron la escolaridad del jefe de familia y el número de miembros de la familia mayores de 64 años, en ambos casos y en todos los efectos, la relación con el consumo de atún resultó inversa.

Cuando aumenta en una unidad la escolaridad del jefe de familia del estrato alto, la probabilidad de consumir atún disminuye en 14.47%. Para esta variable, al analizar la magnitud del cambio esperado se puede observar que el 68% del efecto se debe a los consumidores potenciales. La elasticidad gasto (-1.4) resultó superior a la de la otra variable.

Para el caso del número de hombres mayores de 65 años, cuando la variable aumenta en una unidad, la probabilidad de compra disminuye en 36%. Su elasticidad gasto fue de -.011.

#### ***Resultados de la demanda de la categoría agregada de pescados y mariscos.***

Muestra completa.-

En este caso, las variables que resultaron significativas fueron: la escolaridad del jefe de familia, el ingreso, el número de mujeres en la familia entre 13 y 19 años y los estratos bajo y medio. De las primeras tres variables, el efecto más importante sobre la probabilidad de compra fue el asociado al número de mujeres de entre 13 y 19 años, un incremento en una unidad de esta variable aumentaría en 4.09 % la probabilidad de compra de pescados y mariscos. La probabilidad de compra disminuye en 28.72 % si la familia pertenece al estrato bajo y 12.75% si pertenece al estrato medio. En cuanto al ingreso, si esta variable cambia en una unidad, la probabilidad de compra lo hará en el mismo sentido en .0015%.

La semejanza entre los resultados de la demanda de atún y de la categoría agregada, en este caso al observar los coeficientes del ingreso y el del estrato bajo, pareciera ser una prueba de la influencia que tienen las observaciones de consumo de atún sobre los del agregado y la diferencia pudiera deberse a las distintas medias que se utilizan en cada caso.

Considerando la muestra completa, resultaron ser más importante los efectos sobre las magnitudes de compra de los consumidores potenciales, que aquéllos correspondientes a quienes registraron consumo.

Estrato bajo.-

En este caso, sólo el ingreso y la escolaridad del jefe de familia resultaron significativas. Si el ingreso de la familia aumenta en una unidad, la

probabilidad de compra se incrementará en .04%. Este resultado es el mismo que se obtuvo al analizar la demanda de atún y es una prueba adicional a lo que anteriormente se venía sugiriendo, a saber, que los resultados de la categoría agregada están muy influenciados por las observaciones de consumo de atún y por lo tanto las conclusiones que pudieran derivarse de este análisis serían muy cuestionables.

### **Resultados del método Heckman en dos etapas**

Resultados generales.-

Una constante en los resultados que se encontraron al aplicar el método Heckman en dos etapas, fue el hecho de que para todos los estratos sociales los mejores modelos resultaron los doble logarítmicos. Aunque los modelos inverso logarítmicos mostraron ajustes estadísticos, en la mayoría de los casos similares a los doble logarítmicos, estos últimos mostraron mayor capacidad para incluir variables con los signos y las magnitudes de las elasticidades que se esperaban.

Las otras formas funcionales (cuadrática, logarítmica e inversa) mostraron entre ellas ajustes similares, aunque muy por debajo de las anteriores dos. Muchos de estos modelos mostraron magnitudes de elasticidades muy diferentes a lo que se esperaba. Por ejemplo, en los modelos cuadráticos las elasticidades eran demasiado elevadas.

Dada la superioridad de la forma funcional doble logarítmica, sólo se presenta el análisis de los resultados para las distintas muestras de los efectos de las variables que se incluyeron en estos modelos. También, como se mencionó en la discusión de los resultados del método Tobit, no se consideró pertinente hacer el análisis sobre el agregado de la categoría de pescados y mariscos, dada la aparente influencia de los datos de la categoría desagregada atún sobre este agregado.

En la tabla 11, se muestran los mejores modelos doble logarítmicos para la muestra completa y los distintos estratos sociales. En este caso, los coeficientes estimados son equivalentes a las elasticidades y en la última columna de la tabla citada se aprecian aquéllas que resultaron significativas.

En términos generales, nuevamente se observó la importancia de dividir la muestra por estratos sociales, ya que distintos factores socioeconómicos mostraron efectos diferenciados sobre el consumo de atún en función de la muestra que se analizara.

**Tabla 11. Resultados de los mejores modelos de la función doble logarítmica aplicando el método de Heckman en dos etapas.**

Muestra	Variabes	Coeeficientes	Estadístico t	Elasticidad relevante
<b>Completa</b> Loglikelihood 98.584 R-cuadrada 0.1132	LTFP	0.24944	5.053	0.24944
	LOGCM	-0.968778	-2.654	-0.968778
	LOGEDJ	1.3804	3.157	1.3804
	LAMDA	-2.4082	-2.965	-2.4082
	M	-0.37724	-2.863	-0.37724
	CONSTANTE	3.6989	3.016	
<b>Estrato bajo</b> Loglikelihood 65.45 R-cuadrada 0.2867	LTF	0.2066	1427	0.2066
	LOGCM	0.1229	118.1	0.1229
	LOGESJ	-0.0569	-0.2472	
	LAMDA	0.1734	1.978	0.1734
	CONSTANTE	0.20026	0.5378	
<b>Estrato medio</b> Loglikelihood 73.19 R-cuadrada 0.059	LTFP	0.3191	2430	0.3191
	LOGCM	-0.565	-6.54	-0.565
	LOGESJ	0.0756	0.3919	
	LAMDA	-0.7362	-4.35	-0.7362
	CONSTANTE	2.9083		
<b>Estrato alto</b> Loglikelihood 36.39 R-cuadrada 0.1223	LOGH04	0.09595	0.2233	
	LOGH512	0.105	0.4769	
	LOGH1319	0.2578	2.039	0.2578
	LM04	-0.4635	-0.8772	
	LM1319	0.4994	4.693	0.4994
	LOGCM	-0.05772	-1.01	
	LOGESJ	0.4063	2.182	0.4063
	LOGEDJ	0.8082	2.04	0.8082
	LAMDA	-0.4167	-1.44	
CONSTANTE	-0.4869	-0.6452		

Por ejemplo, la variable ingreso familiar no resulta significativa para el estrato alto y en el caso del estrato medio la elasticidad muestra que el atún es un bien inferior, es decir, que cuando aumenta el ingreso de las familias el consumo de este producto disminuye, a diferencia del estrato bajo en el que resultó lo contrario, identificando en este último caso al atún como un bien superior.

Por otro lado, por estratos sociales las variables edad del jefe de familia y escolaridad del jefe de familia únicamente resultaron significativas en el caso de las familias de mayores ingresos.

#### Muestra completa.-

En este caso, de acuerdo con las magnitudes del efecto de variaciones marginales de los factores socioeconómicos sobre el consumo de atún, el relacionado con la edad del jefe de familia (1.38) fue la variable más importante, le siguió el ingreso familiar (-.968) y posteriormente, el tamaño de familia ponderado (.249). Llama la atención el signo negativo en la elasticidad del ingreso; sin embargo, en la mayoría de las distintas formas funcionales, se presentó la relación inversa entre el consumo de atún y esta variable. De acuerdo con el resultado en la función doble logarítmica el atún es un bien inferior, esto es, un incremento en una unidad porcentual del ingreso familiar provocará una disminución del .968%.

#### Estrato bajo.-

En este caso, en el mejor modelo, sólo resultaron significativas el tamaño de familia y el ingreso familiar. Siendo la primera variable la del mayor efecto, con una elasticidad de 0.20. Para este estrato social, el atún resultó un bien superior; si el ingreso familiar aumenta 1% el consumo de atún aumentará 0.12%.

#### Estrato medio.-

Al igual que en el modelo de la muestra completa, el atún para el estrato medio resultó ser un bien inferior (elasticidad -.565). En todas las distintas formas funcionales se observó esta relación inversa entre el consumo de atún y el ingreso familiar, lo que sugiere que el sentido de la relación es correcta. Además del ingreso familiar también resultó significativa la elasticidad del tamaño de familia ponderado (.32), lo que indica que por cada modificación en una unidad porcentual de esta variable, el consumo de atún se modificará en la misma dirección en .32%.

#### Estrato alto.-

Este fue el único caso en el que, en el mejor modelo, resultaron significativas algunas variables relacionadas con los miembros de la familia por edad y sexo. Estas variables fueron las de los hombres de entre 13 y 19 años (.26) y las mujeres en el mismo rango de edad (.50), en ambos casos la relación fue positiva siendo la segunda la del mayor efecto. Para las familias del estrato alto, el ingreso no explica el consumo de atún. También fue éste el único caso en el que la edad del jefe de familia y la escolaridad del jefe de familia resultaron significativas. En ambos casos, la relación con el consumo de atún fue directa. La edad del jefe de familia fue la variable que tuvo el mayor efecto (.80) de entre todas las que resultaron significativas.

## **Conclusiones**

En virtud del bajo número de observaciones de consumo de las distintas categorías de pescados y mariscos diferentes del atún, dentro de la categoría agregada de pescados y mariscos y con base en los resultados obtenidos, se consideró cuestionable establecer conclusiones asociadas a la categoría agregada de dichos productos. Como se mencionó anteriormente, los resultados de las estimaciones fueron muy similares a los que se obtuvieron al estudiar la categoría desagregada de atún. Por lo tanto, los comentarios finales únicamente hacen referencia a consideraciones relacionadas con la demanda de esta última.

En general, los resultados que se encontraron permiten comprobar que los factores socioeconómicos propuestos para explicar el consumo de atún, efectivamente cumplen esta función y aunque no todos influyen en los distintos grupos de familias, sí lo hacen en por lo menos un modelo. Lo anterior, a su vez demuestra la importancia de clasificar a la población por características homogéneas, ya que como se observó son distintos los factores que influyen, dependiendo del nivel socioeconómico. Las únicas variables que no resultaron significativas en modelo alguno fueron las de los miembros de familia entre 0 y 4 años, esto es, independientemente del estrato socioeconómico, el hecho de que las familias tengan niños pequeños no influye en la decisión de consumir atún.

De acuerdo con el método Tobit, en todos los modelos que se consideraron, el efecto de cambios en los factores socioeconómicos de consumidores potenciales sobre el consumo de atún fue mayor que el efecto correspondiente a las familias que ya consumían este producto.

Al analizar los resultados de Heckman en dos etapas, se pudo observar que la función doble logarítmica resultó la mejor opción para modelar la demanda de atún bajo este método. No sólo fue el ajuste estadístico, sino también los signos y magnitudes de las elasticidades de las variables socioeconómicas, los que indicaban una superioridad de esta función en relación con las otras.

Considerando únicamente el ajuste estadístico para determinar la superioridad de los métodos de estimación Heckman y Tobit, se concluye que el primero tiene mayor capacidad explicativa. En todos los casos, el coeficiente de determinación y el valor del logaritmo de la función de verosimilitud resultó mayor en el método Heckman.

Otro hecho interesante que se observó, es la dependencia de los resultados en función del método empleado. En general, las elasticidades del Tobit eran mucho menores que las del Heckman. De hecho, en algunos casos el signo del efecto del cambio marginal de las variables explicativas resultó contrario.

Tal es el caso de la elasticidad ingreso del estrato medio, en Tobit mostró signo positivo y en Heckman el signo contrario. Para esta variable el signo en Tobit fue el mismo cuando se consideró la elasticidad relacionada con la probabilidad de compra.

Una situación similar se presentó con la elasticidad de la variable escolaridad del jefe de familia del estrato alto, en Heckman tiene signo positivo y negativo en Tobit, aunque en este último el signo de la elasticidad relacionada con los consumidores potenciales coincide con el resultado del primero. Como se mencionó anteriormente la función doble logarítmica estimada a través del método Heckman en dos etapas parece ser la mejor opción para modelar la demanda de atún en el AMM, por lo tanto, se recomienda tomar a los resultados de ésta como los adecuados en la explicación de los determinantes del consumo de atún, dadas las diferencias encontradas entre ambos métodos.

De esta manera, las variables socioeconómicas más importantes por estrato social fueron las siguientes. En el caso del estrato bajo, el factor más relevante fue el tamaño de familia, con una elasticidad de .21. Dado que se trata de sólo un bien que pertenece a la categoría general de alimentos, no podríamos concluir que existen economías de familia como cuando el análisis versa sobre el consumo total de alimentos, sino únicamente que cuando aumenta la cantidad de miembros de la familia en 1%, éstas deciden aumentar en .21% el consumo de atún; lo cual, dados el nivel de ingreso de éste grupo y el precio de estos productos, es un resultado coherente. En el caso del estrato medio la variable más importante fue el ingreso, aunque su relación con el consumo de atún fue inversa. Al parecer para este estrato social, conforme aumenta el ingreso, el consumo de atún es sustituido en cierto porcentaje por otros productos. Por último, en el estrato alto la edad del jefe de familia fue la más importante. Por cada unidad porcentual que se cambie esta variable, el consumo de atún se incrementará en .80%.

Los resultados obtenidos contribuyen a entender los factores que explican el consumo de atún en el AMM y permiten prever escenarios futuros, ante cambios en cada uno de los factores socioeconómicos que explican la compra del producto en los hogares.

**Bibliografía:**

- Allen, R. and A. Bowley. *Family expenditure*. Staples Press, London, 1935.
- Amemiya, T. *Tobit models: A survey*. Journal of econometrics, 24 (1984): 3-63.
- Bauer, L., O. Capps and E.P. Smith. *Forms of engel functions, the problem revisited*. Working Paper, (july, 1988).
- Boltvinik, K. J. *Pobreza y Estratificación social en México*. INEGI, 1994.
- Capps, O. and J.M. Love. *Determinants of household expenditure on fresh vegetables*. Southern journal of agricultural economics, (1993):127-132.
- Cortés Cáceres y Rubalcava R., *El ingreso de los Hogares*. INEGI, 1994.
- Cheng, H. And O. Capss. *Demand analysis of fresh and frozen finfish and shellfish in the United States*. American Journal of agricultural economics, vol. 70, num. 3, (August, 1988): 533-543.
- Deaton, A. and J. Muellbauer. *Economics and consumer behavior*. Cambridge University Press, 1980.
- Ferber, Robert. *Consumer economics, a survey*. J. Econ. Lit., 82 (1972): 1303-1342.
- Greene, W.H. *Econometric Analysis*. 3a. Ed. Perntice Hall, N. Jersey, 1997.
- Haidacher, R. *An econometric study of the demand for prune juice*. Ph. D. Thesis, University of California, 1964.
- Heckman J. J. *The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models*. Analysis of economic and social measurement, 5 (1976): 475- 492.
- \_\_\_\_\_. *Sample selection bias as a specification error*. *Econometrica*, 47 (1979): 153-161.
- Intrilligator. *Econometric models, techniques and applications*. Prentice Hall, Inc., Englewood Cliffs, 1978.
- Houthakker, H.S. *An international comparison of household expenditure patterns, commemorating the centenary of Engel's law*. *Econometrica*, 25 (1957): 532-55.

Johnston, J.&J. DiNardo. *Econometric methods*. 4ª. Ed. McGraw Hill- 1997.

Lewbel, Arthur. *Consumer demand system and household equivalence scales*. En Pesaran and Schmidt, Handbook of applied econometrics. Vol. 2. Microeconomics. Blackwell Publishers Ltd. 1997.

Maddala, G.S. *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press, 1983.

Martínez Jasso, I. *Encuesta de ingreso y gasto de los hogares en el área metropolitana de Monterrey*. CIE, UANL, septiembre 1995.

McDonald, J.F. and R.A. Moffitt. *The uses of Tobit analysis*. The review of economic and statistics, 62 (1980): 318-321.

Phlips, L. *Applied consumption analysis*. North Holland- American Publishing Co., New York, 1983.

Prais, S.J. and Houthakker. *The Analysis of family budgets*. Cambridge University Press, Cambridge, 1971.

Romer, D. *Advanced Macroeconomics*. McGraw Hill Co., Inc., 1996.

Salathe, Larry. *Household expenditure pattern in the United States*. Economics statistics and cooperative services, U.S. Department of Agriculture, Technical Bulletin No. 1603, 1981.

Sen, Amartya, K. *Sobre conceptos y medidas de pobreza*. Comercio exterior, Vol. 42, núm. 4, (abril, 1992): 310- 322.

Stone, J. R. N. *The measurement of consumer's expenditure and behavior in the United Kingdom, 1920- 1938*. Cambridge University Press, 1954.

Thraen, C.S., J.W. Hammond and B.M. Buxton. *Estimating components of demand elasticities from Cross- sectional data*. American journal of agricultural economics, 60, 4 (November, 1978): 674 - 677.

Tobin, J. *Estimation of relationships for limited dependent variables*. Econometrica, 26 (1958): 24 – 36.

Villezca, B.P. y I.M. Jasso. *Efecto de factores socioeconómicos sobre los gastos de consumo en alimentos para familias del Área Metropolitana de Monterrey: Una aplicación del análisis Tobit*. Ensayos XVIII (1):41-81 CIE, Universidad Autónoma de Nuevo León (1999).