

**ANÁLISIS DEL CONSUMO DE CERVEZA
EN EL ÁREA METROPOLITANA DE MONTERREY:
UN MODELO DE RESPUESTA CENSURADA**

Pedro A. Villezca Becerra
Jorge O. Moreno Treviño
Universidad Autónoma de Nuevo León

Resumen: Se analizan los efectos del ingreso familiar y la composición socioeconómica de las familias sobre el gasto en consumo de cerveza. Se utilizan modelos Tobit a fin de llevar a cabo un análisis más completo que incluya los cambios en la magnitud del consumo de las familias que ya adquieren el producto, y el comportamiento de consumidores potenciales de cerveza. Los resultados indican que para cualquier estrato social, el ingreso y la escolaridad del jefe de la familia son determinantes en el consumo de cerveza y que el efecto sobre los consumidores potenciales es más importante.

Abstract: This study analyses the effect of household income and socioeconomic composition on household expenditure on beer. Tobit models are used in order to capture the response on the magnitude of beer purchases as well as the behavior of nonpurchasing households. The results indicate, without regard to income segment, that household income and education of the household manager determine beer consumption and have a greater effect on potential consumers.

Fecha de recepción: 8 de febrero del 2000

Fecha de aceptación: 4 de julio del 2000

1. Introducción

La ciudad de Monterrey se ha caracterizado por sus grandes consorcios industriales, entre los que destacan el del acero, el vidrio y la cerveza. Este último bien representa, además, un elemento característico del consumo de los habitantes de la región, por lo que resulta relevante, tanto para la industria de la cerveza como para las autoridades conocer las condiciones económicas y sociales que determinan su gasto, como parte de una canasta agregada.

La respuesta del consumo ante cambios en variables económicas como son el ingreso y los precios relativos resultan de vital importancia al momento de estructurar una política económica. Existen estudios en los que se presentan análisis clásicos que desarrollan las correspondientes estimaciones de demanda y elasticidades de esta función (Ferber, 1973). Sin embargo, existen factores alternativos que pudieran afectar el consumo de un bien determinado, tales como la composición de la familia por edad y sexo, el nivel de educación del jefe de familia e incluso el nivel social, ya que éste determina los hábitos de consumo de los individuos. Haidacher (1964) menciona que para analizar el comportamiento del consumidor debe considerarse que en la adquisición de un producto están involucrados dos tipos de ajustes: una posible entrada o salida del mercado y cambios en las cantidades compradas por aquellos que ya consumían el bien.

Si consideramos los argumentos anteriores, para analizar el gasto en consumo de un bien, se requiere de una metodología de estimación econométrica especial, debido a la presencia de valores observados cero en la variable a explicar. Utilizar los métodos convencionales de mínimos cuadrados ordinarios, MCO, resulta inapropiado al rendir estimadores sesgados e inconsistentes, de aquí que se haga necesario buscar algún método alternativo que permita incluir toda la información disponible.

A fin de enfrentar esta limitación empírica del análisis del consumo, en las últimas décadas se han desarrollado e instrumentado una variedad de técnicas econométricas sofisticadas para la estimación de modelos con variables dependientes limitadas como el gasto en consumo, como son los modelos Probit y Logit (se utiliza una función de distribución normal estándar en el primero y una función logística para el segundo). Uno de los modelos más populares es el método de estimación Tobit de respuesta censurada (Tobin, 1958) cuya principal utilidad es proporcionar estimadores que poseen las propiedades estadísticas que se pierden si se utiliza el procedimiento de estimación MCO convencional.

El presente trabajo constituye una instrumentación empírica de dicho tipo de análisis para el caso del consumo de cerveza, además de enriquecerlo con una metodología propuesta por McDonald y Moffitt (1980) para descomponer los cambios de consumo en dos partes: una que considera las variaciones en la estructura de consumo para los consumidores originales y otra para la probabilidad de ingresar al mercado a consumir. El objetivo general es analizar los efectos del ingreso familiar y la composición socioeconómica de las familias sobre el gasto en consumo de cerveza, así como determinar los impactos de estas variables en las compras, y la forma en que dichos factores influyen sobre la participación en el mercado para las familias que no adquieren la bebida. En particular, se busca identificar las características más importantes en la determinación de los gastos en consumo de cerveza para las familias del Área Metropolitana de Monterrey, AMM, probando la hipótesis de que existe una diferencia significativa en los determinantes del consumo entre grupos sociales.

A fin de enfrentar la limitación empírica del análisis de la demanda que plantea el uso de datos que incluyen valores observados cero para la variable dependiente, se analizarán los cambios en probabilidad utilizando el modelo Tobit. Al utilizarlo se contará con un análisis cualitativo y cuantitativo de los efectos mencionados, y al seguir a McDonald y Moffitt se busca establecer para el caso de la cerveza, si el impacto de las variables socioeconómicas es mayor sobre la probabilidad de efectuar compras (efecto potencial de que compren las familias que actualmente no lo hacen) o sobre los cambios en la magnitud de compra (de las familias que ya están dentro del mercado).

De forma general, se espera que este trabajo constituya una herramienta práctica para futuras investigaciones de análisis de consumo, además de presentar resultados que permitan sugerir estrategias potenciales de mercado para la toma de decisiones de planeación, localización y distribución del mercado de productos, en este caso de la cerveza.

2. Marco teórico

2.1. *Funciones de gasto*

Existen múltiples estudios que han enfocado su atención hacia las relaciones gasto-ingreso, conocidas también como funciones de Engel (Aitchison y Brown, 1955; Alien y Bowley, 1935; Houthakker, 1957;

Lesser, 1963; Prais y Houthakker, 1971; Brown y Deaton, 1972; Goreaux, 1960; Salathe, 1979). De manera general, podemos definir una curva de Engel como una función de demanda derivada a partir de la maximización restringida de la función de utilidad del consumidor, y es una relación entre el ingreso y el gasto de un bien en particular.

Una representación lineal general de una función de Engel es:

$$P_i Q_i = \alpha + \beta Y_i. \quad (1)$$

En donde $P_i Q_i$ es el gasto (precio por cantidad), Y_i es el ingreso; α y β son parámetros a ser estimados y, finalmente, $i = 1, 2, \dots, n$ son las observaciones de corte transversal. Las funciones de Engel comúnmente se extienden para considerar factores socioeconómicos tales como el tamaño de la familia, estacionalidad, región, raza, y características del jefe de la familia, entre otros.

Un supuesto importante detrás de estas ecuaciones es que todos los precios se mantienen constantes, razón por la que los datos de corte transversal resultan los apropiados, puesto que constituyen información en un punto dado en el tiempo, de modo que no hay variabilidad en los precios. Todos los trabajos antes citados han utilizado datos de corte transversal, que son colecciones de presupuestos de familias, las cuales contienen los gastos en bienes y servicios del consumidor hechos por cada familia. Sin embargo, cuando se aplica este enfoque para el análisis de demanda, surgen varios aspectos importantes: a) identificar las variables que deberán considerarse; b) la forma funcional a ser utilizada; y c) las técnicas de estimación deberían de aplicarse, especialmente, cuando en los datos hay valores cero para los gastos en algunos de los bienes bajo estudio.

En términos generales, la teoría económica proporciona un conjunto de modelos estructurales alternativos, todos candidatos a ser el "verdadero" modelo. Debe recordarse además que cualquier modelo estructural comprende dos aspectos: una forma funcional y un conjunto de variables endógenas.

2.2. *Inclusión de factores socioeconómicos*

De acuerdo con este desarrollo teórico, además del ingreso, existen una serie de factores socioeconómicos que determinan el gasto del consumidor. Entre los más utilizados en la especificación de las funciones de gasto se incluyen: el tamaño de la familia, su localización, antecedentes étnicos, estacionalidad, y características del administrador o jefe de la familia.

La raza, la región y la densidad de población (medidas de urbanización) constituyen controles para las diferencias étnicas, culturales y de localización. Las diferencias en las estaciones reflejan la disponibilidad de los productos. El nivel de educación, la situación laboral, y el sexo del jefe de la familia afectan el valor y la disponibilidad del tiempo, consideraciones importantes para hacer la elección entre bienes. El nivel de educación del jefe de la familia refleja el grado de conocimiento de la importancia de los diversos bienes particulares en la canasta.

En resumen, las características socioeconómicas reflejan desplazamientos en los gastos debidos al ciclo de vida, diferencias en el acceso a los productos, diferencias en clima, gustos y preferencias, cultura, e infraestructura de las familias.

2.3 Forma funcional y estimación

Un aspecto básico de los modelos estructurales es la especificación de la forma funcional. La teoría económica no proporciona ayuda en este aspecto, y tampoco existe un acuerdo general respecto a la forma más apropiada para una función de Engel. Para este tipo de estudios Philips (1983) cita diferentes referencias en donde la estructura lineal (Alien y Bowley, 1935), la log-lineal o doble logarítmica y la semi-logarítmica (Prais y Houthakker, 1971) se han utilizado para especificar y estimar curvas de Engel para el análisis de demanda.

El procedimiento clásico para la estimación de las funciones de Engel es MCO, sin embargo, como ya se mencionó, generalmente se utilizan datos de corte transversal, y es muy común que existan observaciones para las cuales el valor de la variable dependiente, en este caso el gasto, sea cero. De esta manera, es frecuente que se cuente con una considerable cantidad de observaciones para familias de las que se tienen datos en cuanto a su ingreso, tamaño, educación y otras variables que explican el consumo, pero no hay gasto para ciertas categorías de consumo. Si sólo se consideran las observaciones que sí reportan gasto para la estimación de los parámetros, el uso de MCO rinde valores estimados inconsistentes a causa de un sesgo de selectividad (Heckman, 1979; Maddala, 1983), además de la pérdida de información en que se incurre al excluir estas observaciones de la muestra.

A fin de aprovechar toda la información contenida en los datos, es necesario incluir tanto las observaciones que reportan gastos de consumo como las que reportan cero gasto. A los métodos que se utilizan para tal finalidad se les conoce como modelos de respuesta censurada.

3. El modelo de regresión censurada: análisis Tobit

3.1. Modelos de respuesta censurada

Los modelos de respuesta censurada se utilizan cuando se cuenta con observaciones en las que se tienen valores para las variables explicativas para todas las unidades de observación (personas o agentes económicos), pero el valor de la variable dependiente es cero para una parte de ellas. Un ejemplo clásico, son los datos sobre gastos de las familias en varios grupos de bienes, en donde una fracción importante de las observaciones (familias) contiene cero gastos de consumo, que es la variable dependiente que se usa en el análisis.

El análisis convencional de regresión, al excluir estas observaciones, no toma en cuenta las diferencias cualitativas entre las observaciones en el límite (cero) y las observaciones que no están en el límite (continuas). Si para la estimación de los parámetros sólo se toman en cuenta las observaciones que no están en el límite (valores por arriba de cero para la variable dependiente), el procedimiento clásico de MCO rinde valores estimados que son sesgados, inconsistentes e ineficientes. Estas propiedades estadísticas de los estimadores MCO se pierden como consecuencia del sesgo de selectividad (Heckman, 1979; Maddala, 1983) y de la pérdida de información al omitir las observaciones que están en el límite (valores cero para la variable dependiente).

Uno de los modelos de respuesta censurada que más se ha utilizado es el análisis Tobit, modelo desarrollado por Tobin y presentado en un artículo que se publicó en 1958. Su popularidad radica en que mediante su uso se puede aprovechar completamente la información contenida en los datos (incluyendo observaciones con valores cero para la variable dependiente). Su notoriedad se acentuó cuando en 1980 McDonald y Moffitt sugirieron una útil descomposición de los coeficientes Tobit estimados. En su artículo estos autores mostraron que el análisis Tobit proporcionaba más información de la que regularmente se tenía conocimiento. En particular, ellos demostraron que el análisis Tobit se puede utilizar para determinar tanto los cambios en la probabilidad de estar por encima del límite (probabilidad de que las familias que no compran los bienes, los adquieran), como los cambios en el valor de la variable dependiente si ya está por encima del límite (cambios en la magnitud de las compras por familias que ya adquieren los bienes). Mostraron además cómo esta descomposición se puede cuantificar e interpretar económicamente vía el cálculo de elasticidades útiles para cuantificar cambios proporcionales en el consumo.

3.2. Descripción del modelo Tobit

La formulación general del modelo Tobit está dada en términos de una función índice:

$$\begin{aligned} Y_i^* &= X_i\beta + \varepsilon_i \\ Y_i &= 0 && \text{si } Y_i^* \leq 0, \\ Y_i &= Y_i^* && \text{si } Y_i^* > 0. \end{aligned}$$

$$i = 1, 2, \dots, N. \quad (2)$$

en donde, Y_i es la variable dependiente, X_i es un vector de variables independientes, β es un vector de parámetros desconocidos, ε_i es un vector de términos de error que se asume distribuido independientemente normal, con media cero y varianza constante σ^2 , y N es el número de observaciones. Es decir, el modelo asume la existencia de una variable estocástica índice $Y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i$, también conocida como una variable latente, ya que sólo es observable cuando es positiva. Por lo tanto, el valor esperado para la variable latente es $E[Y^*] = X\beta$ (por conveniencia notacional, en adelante se omiten los subíndices). Consistente con el teorema de momentos de la variable normal censurada (Greene, 1997), el valor esperado de Y es:

$$E[Y | X] = \Phi(X\beta/\sigma)(X\beta + \sigma\lambda_i), \quad (3)$$

en donde $\lambda_i = \phi(X\beta/\sigma)/\Phi(X\beta/\sigma)$.

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, entonces en forma más compacta:

$$E[Y] = F(Z)X\beta + \sigma f(Z). \quad (4)$$

Si sólo consideramos las observaciones que no están censuradas, es decir, las que están por arriba del límite, Y_i^* , su valor esperado es:

$$E[Y^*] = X\beta + \sigma f(Z)/F(Z). \quad (5)$$

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

$$E[Y] = F(Z)E[Y^*]. \quad (6)$$

En términos prácticos, las relaciones expresadas en la ecuación (2) se refieren a que una parte de los valores observados de Y son valores positivos o por arriba de cero; en este caso, $Y = X\beta + \varepsilon_i = Y^*$, y por tanto el efecto de X sobre Y se puede cuantificar vía un análisis de regresión convencional. Por otro lado, la porción para la cual los valores de Y son cero, $Y = 0$, no significa que $X\beta$ sea cero, ya que para las variables explicativas X , sí se tienen observaciones por encima de cero, es decir, se tiene $0 = X\beta + \varepsilon_i$ lo cual significa que para estas observaciones, dado el nivel de la variable explicativa X , la decisión del consumidor es no adquirir el producto. El análisis para las observaciones con valor cero para la variable dependiente Y se torna entonces probabilístico, en donde se mide el cambio en la probabilidad de que el consumidor adquiera el producto ante cambios en la magnitud de las variables explicativas.

El análisis Tobit permite calcular el efecto global sobre Y de cambios en los determinantes de la demanda; 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 potencial de los consumidores que no compran el bien, vía un aumento en la probabilidad de que sí lo hagan o entren al mercado. Tal efecto global es a lo que se refiere la relación (4) como el valor esperado de todas las observaciones.

En términos empíricos, quizá lo más valioso del análisis es la distinción de los efectos planteada por la relación (6), que proporciona una base para distinguir cuantitativamente, qué proporción del efecto global se debe a los consumidores que ya participan en el mercado (5), y cual a la probabilidad de que entren al mercado los consumidores que actualmente no efectúan compras, $F(Z)$. Al seguir a McDonald y Moffitt, la descomposición del efecto global para la i -ésima variable explicativa X_i se obtiene diferenciando parcialmente (6):

$$\begin{aligned} \delta E[Y | X] / \delta X_i = & \text{Prob}[Y > 0] \delta E[Y | X, Y > 0] / \delta X_i \\ & + E[Y | X, Y > 0] \delta \text{Prob}[Y > 0] / \delta X_i, \end{aligned} \quad (7)$$

o en forma más compacta:

$$\delta E[Y] / \delta X_i = F(Z) \delta E[Y^*] / \delta X_i + E[Y^*] \delta F(Z) / \delta X_i. \quad (8)$$

Por lo tanto, el efecto global sobre Y se divide en dos partes: a) el cambio en Y para aquellas observaciones arriba del límite, ponderado por la probabilidad de estar por arriba del límite, y b) el

cambio en la probabilidad de estar por arriba del límite, ponderado por el valor esperado de Y que está por arriba del límite. Una vez obtenidos los valores estimados para β y σ (el procedimiento de estimación se esboza en el apartado siguiente), cada componente de (8) se puede calcular dado algún valor de $X\beta$, usualmente la media de X representada por \bar{X} . El valor de $E[Y^*]$ se calcula usando (5), y constituye el valor esperado condicional del gasto (sólo consumidores que compran). El valor de $F(Z)$ se obtiene directamente de tablas estadísticas, y enseguida se calculan:

$$\delta F(Z)/\delta X_i = f(Z)\beta_i/\sigma. \quad (9)$$

Donde (9) es el cambio en la probabilidad de compra debido a un cambio en la i -ésima variable explicativa. Después de esto se calcula:

$$\delta E[Y^*]/\delta X_i = \beta_i [1 - Zf(Z)/F(Z) - f(Z)^2/F(Z)^2], \quad (10)$$

en donde $Z = \bar{X}\hat{\beta}/\sigma$ $f(Z) = [1/\sqrt{2\Pi}] (1/e^{z^2/2})$.

En (10) se representa el cambio en el valor esperado condicional del gasto (sólo consumidores que compran). Si se sustituyen los resultados (9) y (10) en (8), el cambio en el efecto global sobre Y se puede calcular simplemente como:

$$\delta E[Y]/\delta X_i = F(Z)\beta_i. \quad (11)$$

Para fines de interpretación económica, y para estandarizar las unidades de medición, la descomposición descrita en las relaciones (8) a (11) se puede plantear en forma de elasticidades. La elasticidad del valor esperado incondicional del gasto es:

$$\eta E[Y] = (\delta E[Y]/\delta X_i)(\bar{X}/E[Y]). \quad (12)$$

La ecuación (12) a su vez se puede descomponer en:

$$\eta E[Y] = \eta E[Y^*] + \eta E[Z], \quad (13)$$

en donde,

$$\eta E[Y^*] = (\delta E[Y^*]/\delta X_i)(\bar{X}/E[Y^*]), \quad (14)$$

es la elasticidad del valor esperado condicional del gasto y finalmente:

$$\eta E[Z] = (\delta F[Z]/\delta X_i)(\bar{X}/F[Z]). \quad (15)$$

es la elasticidad de la probabilidad de compra.

3.3. Estimación del modelo Tobit

En la actualidad la estimación del modelo Tobit se ha vuelto rutinaria, dada la incorporación para su cómputo en muchos paquetes econométricos. Para este procedimiento se utiliza el método de máxima verosimilitud, MV, en donde la función logarítmica de verosimilitud a ser maximizada para el modelo de regresión censurada es:

$$\ln L = \sum_{Y_i > 0} -1/2 [\ln(2\pi) + \ln\sigma^2 + (Y - X\beta)^2/\sigma^2] + \sum_{Y_i = 0} \ln[1 - \Phi(X\beta/\sigma)]. \quad (16)$$

Los dos componentes de (16) corresponden a la regresión clásica para las observaciones que no están en el límite, y a las probabilidades relevantes para las observaciones que están en el límite (Greene, 1997). Dada la naturaleza especial de la función de verosimilitud del modelo Tobit, los teoremas usuales acerca de los estimadores de MV no son válidos. Sin embargo, Amemiya (1973) probó que la maximización de (16) con respecto a los parámetros desconocidos β y σ^2 conduce a la obtención de estimadores que poseen las propiedades asintóticas de consistencia y eficiencia.

4. Método de análisis

4.1. Modelos empíricos generales

La aplicación empírica del modelo Tobit es muy amplia. En la literatura existente se puede encontrar su uso en temas tan variados como la participación de la mujer en la oferta laboral, la demanda de automóviles, gastos en bienes durables y estudios sobre criminalidad, entre muchos otros. Amemiya (1984) proporciona una extensa lista de estudios en los que se ha utilizado el análisis Tobit. Particularizando en torno al tema de la presente investigación, a continuación se describen brevemente algunos trabajos relacionados con el análisis del consumo de alimentos y que no fueron incluidos en la revisión efectuada por Amemiya en 1984.

A fin de obtener un mayor conocimiento de cómo los factores socioeconómicos afectan los patrones de gastos en consumo de verduras frescas, Capps y Love (1983) utilizan un análisis Tobit con

el propósito de incluir también a las familias que, dadas sus características socioeconómicas, no compran verduras frescas. Se utilizaron los datos de gastos en consumo de 10 145 familias, para especificar como variables explicativas: el ingreso familiar, composición de la familia por edad y sexo, situación laboral del jefe de familia, nivel de educación del jefe de familia, raza de la familia y localización. En la muestra se incluyeron los datos de 3 803 familias que, aunque no compran verduras frescas (cero gasto en consumo), se capturó la información acerca de sus características socioeconómicas. Los valores estimados de los coeficientes Tobit se descomponen para determinar los cambios tanto en la probabilidad de efectuar compras de verduras frescas, como en la magnitud de las compras. De manera similar, las elasticidades incondicionales del gasto se descomponen en elasticidad condicional (efecto de familias que ya compran) y elasticidad de la probabilidad de efectuar compras. Los resultados indican que una variación en cualquiera de las variables explicativas tiene un mayor efecto sobre el cambio en la probabilidad de compra, que sobre el de la magnitud de las compras.

En un estudio llevado a cabo por Thraen, Hammond y Buxton (1978), se aplicó empíricamente el modelo Tobit para analizar el consumo de productos lácteos. Se utilizaron datos de corte transversal sobre compras de productos lácteos, para derivar valores estimados de las elasticidades totales. Se especificaron ecuaciones lineales de demanda para leche, leche sin grasa en polvo, queso procesado y queso natural. Se usaron como variables explicativas: el precio del producto, ingreso de la familia, composición y tamaño de la familia, educación del jefe de familia, ocupación del jefe de familia, ocupación de la esposa, y raza de la familia. Una implicación importante de los hallazgos de este trabajo es que, las elasticidades precio e ingreso derivadas a partir de datos de corte transversal van a subestimar, significativamente, la respuesta total del mercado ante cambios en estos determinantes de la demanda, si sólo se mide la respuesta de las familias consumidoras que ya están comprando el producto.

En otro trabajo, Gould (1992), llevado a cabo para analizar el consumo de queso, se utilizaron datos de 5 017 familias sobre gastos en consumo, para estudiar el efecto sobre las compras de queso, de variables como: ingreso familiar, raza, localización, y tamaño y composición de la familia. Al utilizar un análisis Tobit se encontró que las elasticidades incondicionales del gasto en queso (efecto global) para el ingreso y para el tamaño y composición de la familia, fueron 0.693 y 0.223, respectivamente. Al calcular la descomposición de estas elasticidades, se encontró que, en ambos casos, la elasticidad de

la probabilidad de compra (consumidores que no compran) es mayor que la elasticidad condicional del gasto (cambio en las compras de los consumidores que ya participaban en el mercado), lo que revela que el segmento de las familias que potencialmente comprarían el producto es más importante en la determinación de las compras de queso, ante cambios en las variables socioeconómicas analizadas.

Cornick, Cox y Gould (1994) formulan un modelo econométrico para analizar el gasto en consumo de leche líquida, a fin de comprender cambios futuros en los patrones de consumo de leche. El análisis Tobit es utilizado debido a que muchas familias de la muestra no consumen leche líquida, por lo que el modelo econométrico debe tomar en cuenta datos de gastos en leche censurados en cero. Las variables independientes utilizadas en la estimación fueron porcentaje de hijos menores de 18 años en la familia, ingreso familiar, tamaño de la familia, raza, nivel de educación del jefe, y localización. Se analizó el efecto de estos factores sobre los gastos de consumo en tres clases de leche líquida: leche descremada, leche baja en grasa y leche entera. Los resultados muestran que la leche entera es un bien inferior que está relacionado negativamente con la educación del jefe de la familia. El ingreso no tiene un efecto significativo sobre los gastos en leche baja en grasa, pero la educación del jefe sí. La descomposición de las elasticidades incondicionales indica que un incremento en el ingreso familiar causa reducciones relativas aproximadamente iguales, tanto en la probabilidad de consumir leche entera como en los gastos condicionales. En contraste, para el número de hijos en la familia, la mayor parte del efecto de un incremento en el ingreso familiar va a ser sobre los gastos condicionales. Estos resultados reflejan la mejoría en el análisis debido a la incorporación de la naturaleza censurada de los gastos en leche líquida.

4.2. *Modelo empírico para el caso de la cerveza en el AMM*

El presente estudio plantea la hipótesis de que las siguientes características socioeconómicas influyen sobre los gastos de consumo en cerveza: a) ingreso familiar; b) composición del número de miembros de la familia por edad y sexo; c) nivel de educación del jefe de la familia; y d) estrato social. Los cambios en el ingreso familiar se consideran como cambios en la oportunidad de adquirir el producto. Las diferencias en la composición de la familia llevan a diferencias en las preferencias y en los niveles de aceptación del consumo de cerveza. El nivel de educación del jefe de la familia se traduce en el nivel de moderación del consumo de esta bebida, y en la forma en que se dis-

tribuye el gasto familiar. El estrato social juega un papel importante en los hábitos de consumo y otros gastos de las familias.

De acuerdo con lo anterior, se especifican funciones de gasto, relacionando el gasto en consumo con los factores mencionados. A partir de estas funciones, se construyen modelos censurados de regresión (modelos Tobit), en los que se utiliza como variable dependiente los gastos en consumo de cerveza de las familias, y como variables independientes los términos lineal y cuadrático de los factores ya mencionados, excepto el estrato social, que se especifica mediante variables binarias. Se incluyen los términos cuadráticos para capturar la posibilidad de economías de tamaño y niveles de saturación en los gastos de las familias.

En general, los modelos empíricos se especificaron como:

$$PQ = b_0 + \sum_{j=i}^m b_j X_j + \sum_{k=1}^{m-1} b_k X_k + e, \quad (17)$$

en donde, PQ es el gasto en consumo de cerveza, X_j son los términos lineales para las variables explicativas, $j = 1, 2, \dots, m$ variables; X_k son los términos cuadráticos, $k = 1, 2, \dots, m - 1$ variables (porque el estrato social no se incluye).

4.3. Datos y especificación de variables

Para el presente estudio se utilizó como fuente de información la *Encuesta de ingreso y gasto de los hogares del AMM*, ENIGH-MTY, levantada por el Centro de Investigaciones Económicas, de la Facultad de Economía, de la Universidad Autónoma de Nuevo León, durante los meses de abril a octubre de 1994 (Martínez, 1995). En el cuadro 1 se presenta la definición de las variables que se usaron en la estimación de los modelos econométricos. La selección y especificación de las variables se determinó mediante análisis exploratorio que involucró el uso de múltiples regresiones utilizando el modelo Tobit. El conjunto total de datos que contiene la ENIGH-MTY consta de una muestra de 396 hogares. Sin embargo, en las estimaciones del análisis Tobit sólo se incluyeron los casos individuales (hogares) en los que se contó con información completa para todas las variables de interés, por lo que, al seguir este criterio, el tamaño de muestra se redujo finalmente a 185 observaciones.

Las variables explicativas utilizadas en los modelos que se refieren al ingreso y a otras características socioeconómicas de los hogares fueron: a) ingreso, que es una variable continua y se mide en unidades

monetarias (pesos); b) composición de la familia por edad y sexo, medida en número de personas, son variables en números enteros; c) estrato social, que se especifica por medio de variables binarias como desplazadoras del intercepto, lo cual implica que estas afectan el gasto promedio de la categoría de consumo bajo consideración. Por conveniencia de análisis, se utilizó una variable condensada del número de miembros en los hogares, ajustada por la edad y el sexo de los miembros del hogar, (Atkinson, 1978, Sen 1992). Esta variable se construyó a partir de las necesidades de energía de la población, desglosadas por sexo, edad y tipo de actividad. Los factores relativos toman como base de la comparación al grupo de individuos con el máximo de necesidades de energía y proteínas, es decir, el de hombres de 31 a 60 años (asignándoles peso uno), y un peso menor a otras categorías de la clasificación. La variable que se construyó para el presente trabajo, y su respectiva ponderación, se le denominó *TFP* (véase cuadro 1).

4.4. Procedimiento de estimación

Entre los datos que se utilizan para el presente trabajo, se cuenta con observaciones acerca de las características socioeconómicas para familias del AMM que no incurrieron en gastos en consumo de cerveza. Es decir, para una categoría de consumo dada, existen observaciones cuyo valor para la variable dependiente "gastos en consumo" es cero. En lugar de alterar o desechar estas observaciones, se emplea un análisis Tobit a fin de tomar en cuenta esta información y conseguir así una descripción adecuada del rango completo del comportamiento del consumo de las familias.

El modelo estadístico para el estudio está dado por $Y = X\beta + e$, en donde Y es el vector de observaciones acerca del gasto en una categoría de consumo (cerveza en este caso), X es una matriz de datos acerca de las variables independientes ya mencionadas, β es un vector de parámetros a ser estimados y e es un vector de términos estocásticos de error de la regresión. Los coeficientes β se estimaron mediante el método de máxima verosimilitud, (bajo el supuesto de que los términos de error se distribuyen normalmente). Estos coeficientes se descomponen para determinar cambios en la probabilidad de efectuar compras de la categoría en cuestión, y cambios en la magnitud de las compras de dicha categoría de consumo (McDonald y Moffitt).

Cuadro 1

Variable dependiente: cerveza y variables independientes: factores socioeconómicos, en los modelos empíricos

<i>Variable</i>	<i>Descripción de la variable</i>
A 190	Cerveza
<i>Variables socioeconómicas</i>	
TF	Número de miembros que componen el hogar
TFC	Número de miembros que componen el hogar al cuadrado
TFP*	Número de miembros del hogar ponderados por edad y sexo
TFPC	Número de miembros del hogar ponderados por edad y sexo al cuadrado
H04	Hombres de 0 a 4 años
H04C	Hombres de 0 a 4 años al cuadrado
M04	Mujeres de 0 a 4 años
M04C	Mujeres de 0 a 4 años al cuadrado
H512	Hombres de 5 a 15 años
H512C	Hombres de 5 a 12 años al cuadrado
M512	Mujeres de 5 a 12 años
M512C	Mujeres de 5 a 12 años al cuadrado
H1319	Hombres de 13 a 19 años
H1319C	Hombres de 13 a 19 años al cuadrado
M1319	Mujeres de 13 a 19 años
M1319C	Mujeres de 13 a 19 años al cuadrado
H2064	Hombres de 20 a 64 años
H2064C	Hombres de 20 a 64 años al cuadrado
M2064	Mujeres de 20 a 64 años
M2064C	Mujeres de 20 a 64 años al cuadrado

Cuadro 1
(continuación)

<i>Variable</i>	<i>Descripción de la variable</i>
<i>A 190</i>	<i>Cerveza</i>
<i>VARIABLES socioeconómicas</i>	
<i>H65</i>	Hombres de 65 y más años
<i>H65C</i>	Hombres de 65 y más años al cuadrado
<i>M65</i>	Mujeres de 65 y más años
<i>M65C</i>	Mujeres de 65 y más años al cuadrado
<i>EDJ</i>	Edad del jefe del hogar
<i>EDJC</i>	Edad del jefe del hogar al cuadrado
<i>ESJ</i>	Escolaridad del jefe del hogar
<i>ESJC</i>	Escolaridad del jefe del hogar al cuadrado
<i>ICM</i>	Ingreso corriente monetario
<i>ICMC</i>	Ingreso corriente monetario al cuadrado
<i>B</i>	Estrato socioeconómico bajo: variable <i>dummy</i> construida a partir de la clasificación de los hogares en deciles de ICM. 1 si es del decil I y II, 0 si pertenece a otro decil.
<i>M</i>	Estrato socioeconómico medio: variable <i>dummy</i> construida a partir de la clasificación de los hogares en deciles de ICM. 1 si es del decil III a VIII, 0 si pertenece a otro decil.
<i>A</i>	Estrato socioeconómico alto: variable <i>dummy</i> construida a partir de la clasificación de los hogares en deciles de ICM. 1 si es del decil IX y X, 0 si pertenece a otro decil.

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

Cuadro 1
(continuación)

***Cuadro de equivalencias respecto
a un consumidor base**

<i>Grupo de edad</i>	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>
Menos de 1 año	0.27	0.25
1 a 3 años	0.50	0.47
4 a 6 años	0.65	0.59
7 a 9 años	0.75	0.66
10 a 13 años	0.83	0.73
14 a 17 años	0.99	0.77
18 a 30 años	0.99	0.72
31 a 60 años	1.00	0.75
Más de 60 años	0.82	0.68

Fuente: Cortés Cáceres y Rubalcava, *El ingreso de los hogares*, INEGI, México, 1994.

Además, se generaron algunas variables adicionales con la finalidad de capturar los efectos de la composición de la estructura de la familia. Como una medida alternativa para descomponer la estructura familiar se crearon 4 nuevas variables: 1) *n012*, representa niños y niñas de 0 a 12 años; 2) *j1319*, jóvenes (mujeres y hombres) de 13 a 19 años; 3) *a2064*, adultos de 20 a 64 años; y 4) *v65* adultos mayores de 65 años. Se llevó a cabo un análisis exploratorio para determinar las variables más importantes en cada modelo. Particularmente, las variables del tamaño de la familia, *TF*, tamaño de familia ponderado por edad y sexo, *TFP*, y las variables de composición de la familia clasificadas por edad y sexo, *H04*, *M04*,..., etc., se probaron como tres diferentes opciones para capturar la influencia de la composición de la familia por edad y sexo sobre los gastos en el consumo de cerveza.

En los cuadros A.1 y A.2 del anexo se presentan los resultados de los modelos seleccionados como los más apropiados, según el análisis exploratorio, para distintas características socioeconómicas. Los criterios de selección de modelos de consumo fueron la significancia estadística del modelo y las pruebas de *t* asintóticas (como aproximación) para los parámetros estimados individuales, además de considerar la aplicación práctica de las elasticidades resultantes del análisis de McDonald y Moffitt.

5. Resultados

5.1. Resultados generales

Como primer objetivo, se investigó la ecuación de ingreso-gasto clásica incluyendo todas las observaciones y aplicando el análisis Tobit. Al estudiar esta primera estimación, se encontró que los valores de t asintóticos sobre las variables explicativas ingreso e ingreso al cuadrado, muestran que ambas variables son determinantes en el consumo de cerveza. Otro resultado importante es que el ingreso muestra una elasticidad global de 0.3102, lo que indicaría que al incrementarse el ingreso, el consumo en cerveza también lo hace, pero en una cantidad menos que proporcional.

Al descomponer la elasticidad en los elementos descritos por McDonald y Moffitt, se encontró que de incrementarse el ingreso, la probabilidad de incrementar las compras del individuo se reduce, dado que ya consume, esto se aprecia con una elasticidad de -0.3969. Por otra parte, el efecto dominante en la elasticidad global es el cambio en la probabilidad de ingresar al mercado nuevos consumidores, mostrando una elasticidad de 0.6741. Con la finalidad de capturar, en un primer análisis, diferencias en consumo entre distintos grupos de ingreso, se subdividió la muestra en tres grupos de población, y se creó una variable *dummy* para cada uno de ellos.

Al desarrollar un modelo Tobit que considera diferencias en gastos en consumo de cerveza para estos tres grupos, tomando como base el estrato bajo, se encontró que, si un individuo pertenece a un estrato de ingreso medio, la probabilidad de consumir se incrementa mostrando una elasticidad global de 0.4264, donde una vez más el componente que domina el efecto global es el cambio en la probabilidad de compra, con una elasticidad de 0.9368. La elasticidad global de gastos en cerveza estimada para el estrato alto (0.1456) es relativamente menor a la del estrato medio, lo que indica una mayor probabilidad de incrementar el consumo de cerveza por pertenecer al estrato medio.

Con la finalidad de evaluar la importancia de las distintas variables socioeconómicas como determinantes del consumo de cerveza, se plantea un tercer modelo que incorpora a la ecuación de Engel clásica, variables como edad del jefe de familia, tamaño de familia ponderado y escolaridad del jefe de familia. Al estimar el modelo se encontró que la elasticidad global del ingreso es 0.4140, donde el efecto dominante es, una vez más, el cambio en la probabilidad de compra, mostrando una elasticidad de 0.9173. Una segunda variable

es el ingreso al cuadrado, misma que resultó asintóticamente significativa, mostrando una elasticidad global de -0.0698 , identificando así el comportamiento decreciente del patrón de gasto.

Por otra parte, dentro del mismo modelo el tamaño ponderado de la familia muestra una elasticidad de 1.1344 , es decir, el consumo de cerveza es altamente elástico, y entre mayor sea esta variable el consumo crece más que proporcional a la misma. Otra variable significativa para el modelo estimado fue la educación del jefe de familia, que presentó una elasticidad de -1.1758 , efecto dominado por el cambio en probabilidad de ingresar al mercado, con una elasticidad estimada de -2.6054 , estas elasticidades negativas indicarían que cada año adicional en la educación del jefe de familia, reduce más que proporcionalmente el consumo de cerveza.

Al buscar ser más objetivos en la importancia de la estructura familiar dentro del consumo de cerveza, se estimó un cuarto modelo en el que se incorporan todos los elementos de la familia por rangos de edad, además de las variables socioeconómicas ya descritas anteriormente. Los resultados de este modelo ratifican la importancia del ingreso como determinante del consumo de cerveza, además de mostrar una elasticidad global de 0.4188 , muy parecida a la considerada en el modelo anterior, lo que indicaría que al incrementarse el ingreso, el gasto en consumo de cerveza también se eleva, pero menos que proporcionalmente.

El aspecto más relevante del modelo anterior es que, al incorporar la variable $H2064$, es decir, los hombres que poseen una edad entre 20 y 64 años, ésta demostró ser significativa en todos los modelos posteriores probados para analizar el problema. Para el modelo 4, la t asintótica de $H2064$ resultó ser 5.7788 , y la elasticidad global de 0.6889 , lo que quiere decir que este grupo específico de personas son los mayores consumidores del bien que nos ocupa, en relación a los otros grupos de edades y sexo. Para este último modelo, el comportamiento de la educación como determinante del consumo de cerveza se mantiene, al estimarse una elasticidad negativa, o lo que es lo mismo, se encuentra que un año adicional en la educación del jefe de familia reducirá en promedio el gasto en consumo del bien.

5.2. Resultados por estratos de ingreso

Una vez analizadas las características del gasto en consumo de cerveza para toda la muestra de individuos, resulta interesante encontrar aquellas variables determinantes del consumo de cerveza para cada

estrato de ingreso. El criterio de selección del modelo serán las pruebas asintóticas de t , además de las interpretaciones prácticas que se den a las elasticidades estimadas a partir del análisis de McDonald y Moffitt. Durante la fase exploratoria, se estudiaron distintos modelos probando combinaciones alternativas de variables clásicas como el ingreso, y otras adicionales como las socioeconómicas y la composición de la familia por edades.

El primer grupo de ingreso a estudiar es el estrato bajo, compuesto por aquellas familias que reportaron los ingresos menores dentro de la ENIGH-AMM, en 1994. Al estimar distintas alternativas para dicho estrato, el mejor modelo resultó ser el número 5, (ver cuadros A.1 y A.2). El modelo considera variables como el ingreso, la escolaridad del jefe de familia y algunos componentes de edad de la familia. Resulta interesante que las únicas variables que presentan estadísticos de t significativos son las variables $H2064$ y $M2064$, sin embargo, los signos presentados por las estimaciones de las elasticidades son los correctos, en el sentido de mostrar semejanza con el comportamiento del modelo agregado.

La primer elasticidad dentro del modelo es la que presenta el ingreso, observándose que para dicho estrato se presenta una elasticidad muy alta, 2.5906, lo que indicaría que un incremento en el ingreso aumentaría en una mayor proporción los gastos en consumo de cerveza. Cabe señalar que al descomponer las elasticidades se observa de nuevo que el efecto dominante es el que presenta el cambio en la probabilidad de compra, es decir, la elasticidad de ingresar al mercado dado que antes no se consumía.

La escolaridad del jefe de familia presentó una elasticidad negativa al igual que el modelo que considera todas las observaciones agregadas, de donde se podría inferir que entre más educados sean los jefes de familia, comenzarán a sustituir o reducir su consumo de cerveza. La variable $H2064$ muestra que un elemento adicional de la familia que pertenezca a este grupo de edad y sexo, incrementa más que proporcionalmente el consumo de cerveza, hecho inferido a partir de la elasticidad de 1.7589. Al igual que en el caso anterior, el efecto dominante es el que está asociado a cambios en la probabilidad de compra. Al estudiar el efecto del mismo rango de edad pero para el sexo femenino se observa que la elasticidad de esta variable es de -1.9328, lo que significa que la probabilidad de consumir este bien se reduce más que proporcionalmente al incrementarse dentro de la familia la cantidad de mujeres que pertenezcan a este subgrupo.

El siguiente grupo a estudiar es el estrato medio, buscándose el mejor modelo que interprete las características del consumo de

cerveza para este grupo. El análisis de la fase exploratoria dió como resultado el modelo 6. Las estimaciones muestran que al aplicar el criterio de t asintótica, las variables que resultan significativas (se aplica un criterio de error del 10%) para determinar el consumo de cerveza son: $H2064$, ESJ y $EDJC$.

A pesar de ser pocas las variables significativas del modelo estudiado, los signos que presentan las elasticidades inferidas a partir del modelo estimado son los esperados. Por ejemplo, la variable ingreso reporta una elasticidad pequeña de 0.1834, donde el efecto dominante es la probabilidad de ingreso de nuevos consumidores al mercado. La variable $H2064$ muestra una elasticidad de 0.6948, lo que significa que por cada miembro adicional de la familia que pertenezca a este rango de edad y sexo, el consumo de cerveza se incrementa menos que proporcionalmente. La escolaridad del jefe de familia muestra el mismo comportamiento que en los modelos anteriores al presentar una elasticidad negativa de -1.5615, efecto dominado por el cambio en la probabilidad de ingresar al mercado.

Finalmente, se estudiaron las características determinantes del gasto en consumo de cerveza del estrato alto, los resultados se exponen en el modelo 7. Para dicho estrato el modelo seleccionado presenta como variables significativas (al aplicar un criterio de error de aproximadamente 5%) ICM , $H2064$ y $H2064C$. La elasticidad ingreso estimada a partir de los resultados es de 0.6531. Lo que quiere decir que, si bien incrementos en el ingreso conducen a aumentos en el gasto en consumo de cerveza, éstos son menos que proporcionales al cambio en el ingreso. El resultado anterior muestra también que, básicamente, la elasticidad positiva tiene como elemento dominante el cambio en la probabilidad de compra, hecho que se ha manifestado a lo largo de la investigación.

Al continuar con el análisis se puede observar que la escolaridad del jefe de familia, a pesar de no mostrar una significancia asintótica, presenta una elasticidad negativa, hecho que también se observó en los modelos analizados para los otros dos estratos de ingreso. La elasticidad estimada para la variable $H2064$ muestra una vez más que incrementar la cantidad de elementos de la familia que pertenezcan a este grupo, aumenta considerablemente los gastos en consumo de cerveza del grupo. Por otra parte, la variable $H2064C$ mostró una elasticidad de -0.9115, lo que significa que ante aumentos en la cantidad de personas que pertenezcan a este grupo, se incrementa la cantidad consumida de cerveza, aunque cada vez menos.

6. Conclusiones

El presente trabajo desarrolla una instrumentación empírica del análisis de respuesta censurada Tobit, enriqueciéndolo con una metodología alternativa expuesta por McDonald y Moffitt para descomponer los efectos en dos: uno asociado al cambio en la probabilidad de ingresar al mercado (dado que originalmente no se consumía) y un segundo que se relaciona con los incrementos en los gastos en consumo de los consumidores originales.

Con la finalidad de proveer un marco teórico y conceptual, se hace un breve repaso de la literatura relacionada con el tema, además de presentar las características generales de los modelos de respuesta censurada Tobit. Con datos de la ENIGH-MTY de 1994, se realizaron estimaciones de este tipo de modelos para el caso del AMM. Los resultados de éstas muestran que el ingreso es una variable determinante al momento de realizar los gastos en consumo de cerveza. Además, se pudo observar que la presencia de hombres de entre 20 y 64 años, incrementa significativamente la probabilidad de compra de este bien. Aunado a lo anterior, la escolaridad del jefe de familia afecta negativamente los gastos en consumo de cerveza para una familia.

Con la finalidad de ser más objetivos en las características del gasto en consumo de cerveza, se realizó un análisis exploratorio para las variables determinantes de dicho consumo, para cada estrato de ingreso. El criterio de selección del modelo se basó en las pruebas asintóticas de t , además de las interpretaciones prácticas que se dan a las elasticidades estimadas a partir del análisis de McDonald y Moffitt. Durante la fase exploratoria se estudiaron distintos modelos, probando combinaciones alternativas de variables clásicas como el ingreso, y otras adicionales como las socioeconómicas y la composición de la familia por edades. Para todos los estratos se encontró (al utilizar un criterio de error aproximadamente del 5% en t asintótica) que el ingreso es una variable importante para analizar el gasto en consumo del bien en cuestión.

Los resultados documentan que, en general, para todos los estratos de ingreso, la cantidad de hombres que tengan una edad entre 20 y 64 años es determinante al momento de efectuar los gastos en consumo de cerveza. Así también, incrementos en la escolaridad del jefe de familia reducen en todos los casos, los gastos en consumo de este bien.

Como resultado final es relevante señalar que, para los modelos analizados en el presente estudio, el efecto dominante es el asociado a cambios en la probabilidad de compra del bien, y no a los de la cantidad comprada, dado que originalmente ya se consumía cerveza.

Bibliografía

- Aitchison, J. y A. Brown (1955). "A Synthesis of Engel Curve Theory", *Review of Economic Studies*, 21-22, pp. 35-46.
- Allen, R. y A. Bowley (1935). *Family Expenditure*, Staples Press, London.
- Amemiya, T. (1984). "Tobit Models: A Survey", *Journal of Econometrics*, 24, pp. 3-63.
- (1973). "Regression Analysis when the Dependent Variable is Truncated Normal", *Econometrica*, 41, pp. 997-1016.
- Atkinson, A. B. (1978). *The Economics of Inequality*, London.
- Brown, A. y A. Deaton (1972). "Surveys in Applied Economics, Models of Consumer Behavior", *Economic Journal*, 82, pp. 1145-1236.
- Capps, O., y J. M. Love (1983). "Determinants of Household Expenditure on Fresh Vegetables", *Southern Journal of Agricultural Economics*, 15, pp. 127-132.
- Cornick, J., T. L. Cox, y B. W. Gould (1994). "Fluid Milk Purchases: A Multivariate Tobit Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, 76, pp. 74-82.
- Cortés Cáceres F. y R. M. Rubalcava (1994). *El ingreso de los hogares*, INEGI.
- Ferber, R. (1973). "Consumer Economics, a Survey", *Journal of Economic Literature*, 11, pp. 1303-1342.
- Goreaux, L. M. (1960). "Income and Food Consumption". *Monthly Bulletin of Agricultural Economics and Statistics*, octubre, pp. 9-10.
- Gould, B. W. (1992). "At-Home Consumption of Cheese: a Purchase Infrequency Model", *American Journal of Agricultural Economics*, 74, pp. 453-459.
- Greene, W. H. (1997). *Econometric Analysis*, Third Edition, Prentice-Hall, New Jersey.
- Haidacher, R. (1964). "An Econometric Study of the Demands for Prune Juice". Ph.D. thesis, University of California.
- Heckman, J. J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47.
- Houthakker, H. S. (1957). "An International Comparison of Household Expenditure Patterns Commemorating the Centenary of Engels Law", *Econometrica*, 25, pp. 532-551.
- Lesser, C. E. V. (1963). "Forms of Engel Functions", *Econometrica*, 4, pp. 694-703.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Martínez, Jasso, I. (1995). *Encuesta de ingreso y gasto de los hogares en el área metropolitana de Monterrey*, Centro de Investigaciones Económicas. Universidad Autónoma de Nuevo León.
- McDonald, J. F. y R. A. Moffitt (1980). "The Uses of Tobit Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, 62, pp. 318-321.
- Philips, L. (1983). *Applied Consumption Analysis*, North-Holland, New York.
- Prais, S. J. y H. J. Houthakker (1971). *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge University Press, Cambridge.

- Salathe, L. E. (1979) "An Empirical Comparison of Functional Forms of Engel Relationships", *Agricultural Economic Research*, US Department of Agriculture, 58, pp. 129-138.
- Sen, Amartya K. (1992). "Sobre conceptos y medidas de pobreza", *Comercio Exterior*, vol. 42, núm. 4, pp. 310-322.
- Thraen, C. S., J. W. Hammond y B. M. Buxton (1978). "Estimating Components of Demand Elasticities from Cross-Sectional Data", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 60, núm. 4, pp. 674-677.
- Tobin, J. (1958). "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables", *Econometrica*, 26, pp. 24-36

Cuadro A. 1
Resumen de los resultados del análisis Tobit, de los gastos de las familias del AMM en los distintos modelos para el consumo de cerveza

Variable	Coefficiente de regresión	t Calculada asintótica	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y^*)}{\partial X} F(Z)$	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X} E(Y^*)$
<i>Modelo 1: Global</i>						
ICM	0.46726E-04	2.7535	0.2577E-04	0.3707E-03	0.7801E-04	0.1765E-02
ICMC	-0.84206E-09	-1.6115	-0.4644E-09	-0.6681E-08	-0.1405E-08	-0.3182E-07
Constante	-0.93718	-14.080	-03.5169	-7.4366	-1.5646	-35.418
<i>Modelo 2: Considera estratos socioeconómicos</i>						
M	0.4803	4.4887	-70.190	3.7378	0.2663	18.372
A	0.4178	3.1976	-61.063	3.2518	0.2317	15.983
Constante	-1.1348	-12.595	165.82	-8.8305	-0.6292	-43.404
<i>Modelo 3: Considera características socioeconómicas de la familia</i>						
ICM	0.6206E-04	3.2295	0.3456E-04	0.4587E-03	0.9496E-04	0.2312E-02
ICMC	-0.7622E-09	-1.9520	-0.4245E-09	-0.5634E-08	-0.1166E-08	-0.2839E-07
EDJ	-0.3542E-02	-0.14654	-0.1972E-02	-0.2618E-01	-0.5420E-02	-0.1319
EDJC	-0.8055 E-04	-0.31635	-0.4484E-04	-0.5954E-03	-0.1232E-03	-0.3000E-02
TFP	0.1713	3.4678	0.9543E-01	1.2668	0.2622	6.3848
TFPC	-0.4968E-04	-1.4837	-0.2766E-04	-0.3672E-03	-0.7601E-04	-0.1850E-02

Cuadro A. 1
(continuación)

Variable	Coefficiente de regresión	t Calculada asimtótica	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y^*)}{\partial X} F(Z)$	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X} E(Y^*)$
ESJ	-0.7025E-01	-1.9842	-0.3912E-01	-0.5192	-0.1074	-2.6172
ESJC	0.1369E-02	0.74478	0.7628E-03	0.1012E-01	0.25096E-02	0.513E-01
Constante	-0.7137	-1.4013	-0.4141	-5.4973	-1.1379	-27.707
<i>Modelo 4: Considera composición de la familia por edades y características socioeconómicas</i>						
ICM	0.6106E-04	3.1318	0.3426E-04	0.4315E-03	0.8821E-04	0.2273E-02
ICMC	-0.7571E-09	-1.9442	-0.4248E-09	-0.5351E-08	-0.1093E-08	-0.2819E-07
EDJ	0.69404E-02	0.2357	0.3593E-02	0.4526E-01	0.9251E-02	0.2384
EDJC	-0.2453E-03	-0.8291	-0.1376E-03	-0.1733E-02	-0.3543E-03	-0.9135E-02
ESJ	-0.6018E-01	-1.6691	-0.3377E-01	-0.4253	-0.8694E-01	-2.2411
ESJC	0.8004E-03	0.4295	0.4491E-03	0.5657E-02	0.1156E-02	0.2980
H04	-0.1757	-1.4229	-0.9863E-01	-1.2423	-0.2539	-6.5458
M04	-0.1097	-0.8753	-0.6155E-01	-0.7752	-0.1584	-4.0848
H512	0.6644E-01	0.9605	0.3728E-01	0.4695	0.9598E-01	2.4741
M512	0.3854E-01	0.5564	0.2462E-01	0.2724	0.5568E-01	1.4352
H1319	0.4107E-01	0.622	0.2304E-01	0.2903	0.5934E-01	1.5296
M1319	0.8501E-01	1.3887	0.4770E-01	0.6008	1.1228	3.1658

Cuadro A. 1
(continuación)

Variable	Coefficiente de regresión	t Calculada asintótica	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y^*)}{\partial X} F(Z)$	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X} E(Y^*)$
H2064	0.3121	5.7788	0.1751	2.2059	0.4508	11.622
M2064	-0.7170E-01	-1.1220	-0.4023E-01	-0.5067	-0.1035	-2.6701
H65	0.3687	1.6354	0.2069	2.6060	0.5326	13.730
M65	0.1609E-01	0.0911	0.9031E-02	0.1137	0.2325E-01	0.5993
Constante	-0.6448	-1.0518	-0.3618	-4.5577	-0.9316	-24.014
<i>Modelo 5: Estrato bajo, mejor modelo descriptivo del consumo de cerveza</i>						
ICM	0.3195E-03	0.72771	0.1665E-03	0.7669E-03	0.6626E-04	0.2452E-01
ESJ	-0.2313E-01	-0.26028	-0.1205E-01	-0.5553E-01	-0.4798E-02	-1.7758
ESJC	-0.4494E-02	-0.69956	-0.2342E-02	-0.1079E-01	-0.9322E-03	-0.3450
EDJ	-0.1265E-01	-0.23515	-0.6595E-02	-0.3037E-01	-0.2624E-02	-0.9713E-03
EDJC	-0.1793E-03	-0.29820	-0.9345E-04	-0.4304E-03	-0.3718E-04	-0.1376E-01
H1319	-0.4099E-01	-0.23646	-0.2136E-01	-0.9841E-01	-0.8502E-02	-3.1469
M1319	-0.2161	-1.1637	-0.1126	-0.5187	-0.4482E-01	-16.588
H2064	0.6581	3.2582	0.3430	1.5790	0.1365	50.520
M2064	-0.6694	-2.7408	-0.3489	-1.6070	-0.1388	-51.390

C-11118

Cuadro A. 1
(continuación)

Variable	Coefficiente de regresión	t Calculada asintótica	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y^*)}{\partial X} F(Z)$	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X} E(Y^*)$
H65	0.8606	1.7777	0.4485	2.0661	0.1785	66.070
M65	-0.5319	-1.1526	-0.2772	-1.2770E-03	-0.1103	-40.835
Constante	-0.5577E-01	-0.0468	-0.2907E-01	-0.1339	-0.1156E-01	-4.2818
<i>Modelo 6: Estrato medio, mejor modelo descriptivo del consumo de cerveza</i>						
ICM	0.2879E-04	0.4471	0.1495E-04	0.2347E-03	0.5669E-04	0.7187E-03
H2064	0.3308	1.8322	0.1717	2.6973	0.6514	8.2586
H2064C	-0.1672E-01	-0.4762	-0.8683E-02	-0.1363	-0.3292E-01	-0.4174
M2064	-0.4217	-1.4760	-0.2189	-3.4387	-0.8304	-10.528
M2064C	0.8342E-01	1.1717	0.4331E-01	0.6801	0.1642	2.0826
ESJ	-0.9768E-01	-2.1261	-0.5072E-01	-0.7964	-0.1923	-2.4386
ESJC	0.1970E-02	0.8016	0.1022E-02	0.1606E-01	0.3879E-02	0.4917E-01
EDJ	0.6067E-01	1.6298	0.3150E-02	0.4946	0.1194	1.5145
EDJC	-0.8534E-03	-2.1286	-0.4431E-03	-0.6958E-02	-0.1680E-02	-0.2130E-01
Constante	-0.9787	-1.2018	-0.5081	-7.9796	-1.9271	-24.432

Cuadro A. 1
(continuación)

Variable	Coefficiente de regresión	t Calculada asintótica	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y)}{\partial X}$	$\frac{\partial E(Y^*)}{\partial X} F(Z)$	$\frac{\partial F(Z)}{\partial X} E(Y^*)$
<i>Modelo 7: Estrato alto, mejor modelo descriptivo del consumo de cerveza</i>						
ICM	0.9491E-04	1.8942	0.6717E-4	0.6678E-03	0.1237E-03	0.7011E-02
ICMC	-0.1691E-08	-1.3005	-0.1197E-08	-0.1190E-07	-0.2205E-08	-0.1249E-06
TFP	0.5840E-01	0.3713	0.4133E-01	0.4109	0.7614E-01	4.3141
TFPC	-0.7344E-04	-0.5584	-0.5197E-04	-0.5167E-03	-0.9576E-04	-0.5425E-02
H2064	1.1253	2.3043	0.7964	7.9184	1.4672	83.131
H2064C	-0.2172	-1.9132	-0.1537	-1.5283	-0.2832	-16.045
ESJ	-0.1928	-1.1997	-0.1365	-1.3571	-0.2514	-14.248
ESJC	0.6212E-02	0.9372	0.4397E-02	0.4371E-01	0.8100E-02	0.4589
EDJ	0.1746E-01	0.2384	0.1236E-01	0.1229	0.2277E-01	1.2904
EDJC	-0.2119E-03	-0.2751	-0.1500E-03	-0.1491E-02	-0.2763E-03	-0.1565E-01
Constante	-1.5596	-0.9281	-1.1037	-10.973	-2.0334	-115.21

*Modelo alternativo que utiliza como variable independiente el número de miembros por familia ponderados por edad y sexo
Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH-MTY, CIE, UANL, 1995.

Cuadro A. 2

Elasticidades calculadas a partir de los coeficientes Tobit para los distintos modelos para el consumo de cerveza

<i>Variable</i>	$\eta_{E(Y)}$	$\eta_{E(Y^*)}$	$\eta_{F(Z)}$
<i>Modelo 1: Global</i>			
<i>ICM</i>	0.3102	-0.3639	0.6741
<i>ICMC</i>	-0.0761	0.0901	-0.1669
<i>Modelo 2: Considera estratos socioeconómicos</i>			
<i>M</i>	0.4264	-0.5103	0.9368
<i>A</i>	0.1456	-0.1743	0.3200
<i>Modelo 3: Considera características socioeconómicas de la familia</i>			
<i>ICM</i>	0.4140	-0.5033	0.9173
<i>ICMC</i>	-0.0698	0.0849	-0.1548
<i>EDJ</i>	-0.2860	0.3477	-0.6338
<i>EDJC</i>	-0.3212	0.3905	-0.7117
<i>TFP</i>	1.1344	-1.3792	2.5137
<i>TFPC</i>	-0.0918	0.1117	-0.2036
<i>ESJ</i>	-1.1758	1.4295	-2.6054
<i>ESJC</i>	0.2669	-0.3245	0.5914
<i>Modelo 4: Considera composición de la familia por edades y características socioeconómicas</i>			
<i>ICM</i>	0.4088	-0.5107	0.9196
<i>ICMC</i>	-0.0696	0.0870	-0.1567
<i>EDJ</i>	0.5191	-0.6485	1.1676
<i>EDJC</i>	-0.9819	1.2266	-2.2086
<i>ESJ</i>	-1.0112	1.2632	-2.2744
<i>ESJC</i>	0.1565	-0.1955	0.3521
<i>H04</i>	-0.0460	0.0575	-0.1036
<i>M04</i>	-0.0271	0.0339	-0.0611
<i>H512</i>	0.0426	-0.0532	0.0959
<i>M512</i>	0.0267	-0.0334	0.0601

Cuadro A. 2
(continuación)

<i>Variable</i>	$\eta_E(Y)$	$\eta_E(Y^*)$	$\eta_F(Z)$
<i>H1319</i>	0.0301	-0.0376	0.0678
<i>M1319</i>	0.0631	-0.0789	0.1420
<i>H2064</i>	0.6889	-0.8605	1.5494
<i>M2064</i>	-0.1790	0.2135	-0.3845
<i>H65</i>	0.0453	-0.0566	0.1019
<i>M65</i>	0.0030	-0.0038	0.0069
<i>Modelo 5: Estrato bajo, mejor modelo descriptivo del consumo de cerveza</i>			
<i>ICM</i>	2.5906	-7.0208	9.6112
<i>ESJ</i>	-0.4706	1.2756	-1.7463
<i>ESJC</i>	-1.0645	2.8853	-3.9498
<i>EDJ</i>	-1.2421	3.3661	-4.6087
<i>EDJC</i>	-0.8691	2.3558	-3.2246
<i>H1319</i>	-0.0364	0.0987	-0.1351
<i>M1319</i>	-0.1944	0.5269	-0.7213
<i>H2064</i>	1.7589	-4.7679	6.5262
<i>M2064</i>	-1.9328	5.2386	-7.1714
<i>H65</i>	0.1281	-0.3471	0.4752
<i>M65</i>	-0.1234	0.3345	-0.4579
<i>Modelo 6: Estrato medio, mejor modelo descriptivo del consumo de cerveza</i>			
<i>ICM</i>	0.1834	-0.1567	0.3402
<i>H2064</i>	0.6948	-0.5937	1.2885
<i>H2064C</i>	-0.0649	0.0555	-0.1205
<i>M2064</i>	-0.9569	0.8177	-1.7746
<i>M2064C</i>	0.3373	-0.2882	0.6256
<i>ESJ</i>	-1.5615	1.3346	-2.8965
<i>ESJC</i>	0.3666	-0.3133	0.6799

Cuadro A. 2
(continuación)

<i>Variable</i>	$\eta_E(Y)$	$\eta_E(Y^*)$	$\eta_F(Z)$
<i>EDJ</i>	4.6801	-3.9993	8.6794
<i>EDJC</i>	-3.2505	2.7776	-6.0282
<i>Modelo 7: Estrato alto, mejor modelo descriptivo del consumo de cerveza</i>			
<i>ICM</i>	0.6531	-1.2334	1.8865
<i>ICMC</i>	-0.1600	0.3021	-0.4621
<i>TFP</i>	0.3988	-0.7531	1.1519
<i>TFPC</i>	-0.1401	0.2646	-0.4047
<i>H2064</i>	2.5525	-4.8204	7.3730
<i>H2064C</i>	-0.9115	1.7213	-2.6328
<i>ESJ</i>	-3.3305	6.2896	-9.6201
<i>ESJC</i>	1.2488	-2.3584	3.6072
<i>EDJ</i>	1.4552	-2.7482	4.2035
<i>EDJC</i>	-0.8719	1.6467	-2.5187

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