



ESTIMACIÓN DE UN SISTEMA DE ECUACIONES CENSURADAS: UNA APLICACIÓN MODELANDO GASTOS EN CARNES POR LOS HOGARES¹

Estimation of a Censored Equation System: An Application Modelling Meat Expenditures by Households

Autor

Rossini Gustavo

Email

grossini@fce.unl.ude.ar

Eje Temático

Economía

Modalidad

Trabajo Científico Académico

Palabras claves: Carnes; Sistema Censurado; Gasto de los Hogares

RESUMEN

El consumo de carnes en los hogares argentinos constituye uno de alimentos principales en sus comidas. Dentro de las carnes más consumidas, la vacuna es la principal en cuanto a cantidad y gasto de los hogares, siguiendo en importancia la aviar, la porcina y los pescados. Distintos factores económicos y socio-demográficos afectan la probabilidad de consumir, la elección del canal de compra minorista y por consiguiente, el gasto que realizan los hogares en dichos alimentos. El objetivo

¹ Trabajo financiado por el Proyecto CAID-UNL 2016, PI 234 LI



general del trabajo es conocer la influencia de factores económicos y socio-demográficos sobre el gasto en las principales carnes que consumen los hogares. La metodología de análisis usa el método de Quasi-Maxima verosimilitud a un sistema de ecuaciones censuradas. Los resultados indican que los consumo de las carnes (vacuna, aviar, porcina y pescado) por los hogares varían con los niveles de ingreso, miembros en el hogar, edad, género y educación del jefe de hogar y el tipo de hogar.

INTRODUCCION

Los hogares en Argentina tienen una larga tradición en el consumo de distintas carnes como alimento principal en sus comidas. Considerando las principales carnes, en 2016 el consumo aparentes de éstas fue de 119 kilogramos al mes por habitante. La carne vacuna es la preferida debido a que su consumo promedio mensual durante ese mismo año fue de 56,47, la aviar de 42 kilogramos, la porcina de 12,88 kilogramos y de pescado 7,22 kilogramos (Miniagri, 2017).

Por el lado del gasto que realizan los consumidores en las distintas carnes, ya sean aviar, porcina, pescado, u ovina, el Instituto de Promoción de la Carne Vacuna Argentina (IPCVA), se estimó que en el 2017 los consumidores gastaron aproximadamente 11.000 millones a la compra de carne vacuna, muy por encima de lo que se gastó en carne aviar 1.600 millones y en carne porcina 1900 millones.

Pocos antecedentes se encuentran en Argentina que analicen como distintos factores económicos y sociodemográficos afectan la posibilidad de consumo y del gasto que realizan los hogares en las distintas carnes que se consumen. Pace et al. (2014) analiza las elasticidades precio y gastos en los principales carnes mediante un modelo QUAIDS estimado en dos etapas. A nivel internacional, existen varios trabajos que estiman la incidencia de estas variables sobre el consumo de carnes. Tan et al. (2015) examina los factores asociados a la compra de carne vacuna y los gastos de los hogares en carnes procesadas, frescas y congelada, encontrando que diversos factores socio-económicos influyen la probabilidad de compra y el gasto



realizado por los hogares. Coffrey et al. (2011) usando datos de panel desagregados estima elasticidades para distintos cortes de carne vacuna y porcina encontrando diferentes elasticidades en los distintos cortes y sustitutos entre cortes vacunos y porcinos.

La característica de los datos que se utilizan para el análisis de la demanda de bienes, cobran una significativa importancia (Yen et al. 2004). El uso de micro-datos, como son las encuestas de gastos de los hogares o los datos de scanners, se han impuesto por sobre los datos de series de tiempo debido a que permite trabajar con datos más desagregados, incorporar la heterogeneidad específica de los hogares mediante distintas variables demográficas y económicas de los hogares, y, en general, se cuenta mayor tamaño de muestra. Sin embargo, realizar estimaciones con micro-datos requiere considerar el problema de la censura en los mismos dada la presencia de ceros en los gastos, principalmente por la no compra de bienes por el hogar o la infrecuencia en la misma en el momento en que se realiza la encuesta.

Para obtener buenos estimadores, se hace imperioso tener en consideración esta alta cantidad de respuestas nulas en los datos. Uno de los primeros estimadores fue el propuesto por Amemiya (1974), el cual consiste de un sistema Tobit multivariado. A partir de este trabajo, otros procedimientos han aparecido en la literatura. Wales y Woodland (1983) construyeron una función de máxima verosimilitud de las condiciones de Kuhn-Tucker de una maximización restringida de una función directa de utilidad. Lee y Pitt (1986; 1987) sugieren una aproximación dual a este procedimiento, usando precios virtuales para definir regímenes de cambios. Sin embargo, todos estos estimadores contienen integrales de probabilidad múltiple en la función de verosimilitud, lo que puede generar problemas en sus aplicaciones cuando se cuentan muchos productos con una alta proporción de ceros².

Para solucionar este problema, un conjunto de estimadores en dos etapas han sido

²Yen et al. (2003) señala que las aplicaciones de estos modelos se han realizado a sistemas de demanda con un número pequeño de productos o sistemas más grandes pero con un número pequeño de ecuaciones censuradas



desarrollados como alternativa para la estimación de sistemas de demanda censurados. Heien y Wessells (1990) propusieron un método que ha contribuido para que se desarrollen un número amplio de trabajos sobre estimación de sistemas de demanda con variables dependientes limitadas en alimentos con datos de corte transversal. Sin embargo, este método de estimación ha sido sujeto a críticas respecto a su inconsistencia (Shonwiler y Yen, 1999). Por ello, Shonwiler y Yen (1999) proponen un método alternativo de estimación el que involucra la estimación en primer lugar de un modelo Probit y luego la estimación de un sistema de demanda aumentado que considera el problema de la cesura en las variables dependientes. A su vez, Perali y Chavas (2000) sugieren un procedimiento de etapas múltiples el que incluye la estimación de una ecuación Tobit de los parámetros de demanda no restringido, la estimación por mínimos cuadrados no lineales de la correlación de los errores y un estimador mínimos chi-cuadrado para recuperar los parámetros restringidos de demanda. El problema de estos estimadores en dos etapas es que son consistentes desde el punto de vista estadístico pero no son eficientes, es decir no tienen la mínima varianza (Yen, et al. 2003; Yen, Fang y Su, 2004, Yen y Lin, 2006).

Debido a estos problemas de eficiencia, otros estimadores han sido propuestos como Quasi-Maxima Verosimilitud (Yen y Lin, 2002; Yen et al 2003, Barslund, 2006), Máxima Verosimilitud Simulada (Yen et al. 2003; Yen, Lin, y Davis, 2008; Davis et al , 2012), Método Multivariate de Selección Muestral (Steward y Yen, 2004, Yen, 2005; Bozoglu et al. , 2013; Tan et al, 2014; Tan et al. 2015), o el Enfoque Bayesiano de Estimación (Kasteridis y Yen, 2010; Kasteridis et al., 2011; Bilgic y Yen, 2014)

El objetivo general del trabajo es conocer el impacto de factores sociodemográficos y económicos sobre el gasto en las principales carnes que consumen los hogares en Argentina, usando datos desagregados, como son los de encuestas de gastos de los hogares.



MODELO ECONOMETRICO

Si consideramos al conjunto de elección q de un individuo, con precio p , y con un vector de características personales c , podemos encontrar el óptimo de q , resolviendo el problema de maximización de utilidad restringida como³

$$\max_q \{U(q, c) \mid p'q = m\}$$

Siendo m el ingreso. Asumiendo que la función de utilidad $U(q, c)$ es continua, creciente y cuasi-cóncava en q , el nivel óptimo de q puede ser expresado en función de los precios, ingreso y características personales $h_i(p, m, c)$.

A su vez, los niveles de consumos son no-negativos, por lo que la cantidad gastada de cada bien puede ser positiva o cero

$$q = \max\{0, h_i(p, m, c)\}$$

Con una muestra única de datos de corte transversal, los precios se asumen constantes, y son en consecuencia, absorbidos dentro del término de la constante. Usando un vector x que representa las variables explicatorias, una función lineal que aproxima a una función de demanda y siendo el error que captura los factores no observables, determinación un sistema de ecuaciones censuradas como (Amemiya, 1974).

$$\begin{aligned} q_i &= x'\beta_i + e_i && \text{if } x'\beta_i + e_i > 0 \\ q_i &= 0 && \text{if } x'\beta_i + e_i \leq 0 \quad i = 0, 1, 2, \dots, n \end{aligned}$$

³ Esta sección sigue el modelo propuesto por Yen and Biing-Hwan (2002)



Siendo β_i ($i=1,2, \dots, k$) el vector de parámetros. Se asume que el vector de errores aleatorios $[e_1, e_2, \dots, e_n]$ tiene distribución normal de dimensión n , con vector de media cero y matriz de covarianza Σ , siendo

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & & & & \\ \rho_{21}\sigma_2\sigma_1 & \sigma_2^2 & & & \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \\ \rho_{n1}\sigma_n\sigma_1 & \rho_{n2}\sigma_n\sigma_2 & \dots & \dots & \sigma_n^2 \end{bmatrix}$$

Donde σ_i son los desvíos estándares de e_i ($i=0, 1, 2, \dots, n$) y ρ_{ij} los coeficientes de correlación entre e_i y e_j para todo $i > j$. Si denotamos a la distribución conjunta de probabilidad (fdp) de $[e_1, e_2, \dots, e_n]'$ como $f(e_1, e_2, \dots, e_n)$, y considerando un régimen para un individuo en el cual los primeros l bienes son consumidos, con un vector n observado igual a $q = [q_1, q_2, \dots, q_l, 0, 0, \dots, 0]$. La contribución de este régimen a la función de verosimilitud es

$$L_c = \int_{-\infty}^{-x\beta_n} \dots \int_{-\infty}^{-x\beta_{n+2}} \int_{-\infty}^{-x\beta_{n+1}} f(e_1, e_2, \dots, e_l, u_{l+1}, u_{l+2}, \dots, u_n) du_{l+1} du_{l+2} \dots du_n \quad (5)$$

Donde $e_i = q_i - x'\beta_i$ ($i=1,2, \dots, l$). Para simplificar la función de verosimilitud (5), se divide el término de error en



$$[e_1, e_2, \dots, e_n]' = [e_1, e_2, \dots, e_l \mid e_{l+1}, e_{l+2}, \dots, e_n]'$$

Reescribiendo la matriz de covarianza del error como

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix} \quad (6)$$

la cual está dividida de manera que Σ_{11} es de dimensión $l \times l$, Σ_{21} es $(n-l) \times l$, y Σ_{22} es $(n-l) \times (n-l)$. Condicionando, la distribución conjunta de los errores aleatorios pueden ser reescritos como

$$f(e_1, e_2, \dots, e_l, e_{l+1}, e_{l+2}, \dots, e_n) = h(e_{l+1}, e_{l+2}, \dots, e_n \mid e_1, e_2, \dots, e_l) g(e_1, e_2, \dots, e_l) \quad (7)$$

Donde $g(e_1, e_2, \dots, e_l)$ es la distribución marginal de probabilidad de e_1, e_2, \dots, e_l distribuida como un vector n dimensional normal con media cero y matriz de covarianza Σ_{11} , y $h(e_{l+1}, e_{l+2}, \dots, e_n \mid e_1, e_2, \dots, e_l)$ es la distribución condicional del vector $[e_{l+1}, e_{l+2}, \dots, e_n]'$ dado $[e_1, e_2, \dots, e_l]'$ distribuido como normal con dimensión $(n-l)$ con media un vector de media y matriz de covarianza respectivamente.

$$u_{2,1} = \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} [e_1, e_2, \dots, e_l]' \quad (8)$$

$$\Sigma_{22,1} = \Sigma_{22} - \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{21}' \quad (9)$$



Usando (7), la contribución de la verosimilitud (5) puede ser re-escrita como

$$L_c = g(e_1, e_2, \dots, e_l) \int_{-\infty}^{-x\beta_{n+1}} \dots \int_{-\infty}^{-x\beta_{n+2}} \int_{-\infty}^{-x\beta_{n+1}} h(u_{l+1}, u_{l+2}, \dots, u_n | e_1, e_2, \dots, e_l) du_{l+1} du_{l+2} \dots du_n$$

Usando la ecuación (7) y la matriz de covarianza (8), la integral de niveles múltiples puede ser evaluada como una distribución acumulada de probabilidad normal estándar de dimensión $(n-l)$. Por lo tanto, la función de verosimilitud para una muestra de tamaño T observaciones es

$$L = \prod_{t=1}^T \prod_c [L_c(q_t)]^{I_t(c)} \quad (10)$$

Donde $I_t(c)$ es un indicador dicotómico para la observación t de manera que $I_t(c) = 1$ si el consumo observado en el vector q_t está dentro de régimen de demanda c y $I_t(c) = 0$ en otro caso.

Los parámetros desconocidos de la función (10) se pueden estimar mediante el procedimiento de máxima verosimilitud (*Full-information Maximum Likelihood, FIML*). Sin embargo, para sistemas de demandas con un número importante de ecuaciones y con muchas variables dependientes censuradas, como es el caso de los sistemas de demanda en alimentos, la evaluación de la integral de probabilidad múltiple puede ser complicada. Por ello, han surgido algunos métodos alternativos para la estimación.



Métodos Estimación del Modelo Económico

Los sistemas censurados han usado comúnmente en las últimas décadas para la estimación de los sistemas de demanda en alimentos. La estimación de dichos sistemas con datos de Encuesta de Gastos de Hogares resulta complicado por el hecho de que una parte importante de los hogares presenta consumo cero en varios de los productos encuestados. Para obtener buenos estimadores, se hace imperioso tener en consideración esta alta cantidad de respuestas nulas en los datos. Uno de los primeros estimadores fue el propuesto por Amemiya (1974), el cual consiste de un sistema Tobit multivariado. A partir de este trabajo, otros procedimientos han aparecido en la literatura. Wales y Woodland (1983) construyeron una función de máxima verosimilitud de las condiciones de Kuhn-Tucker de una maximización restringida de una función directa de utilidad. Lee y Pitt (1986; 1987) sugieren una aproximación dual a este procedimiento, usando precios virtuales para definir regímenes de cambios. Sin embargo, todos estos estimadores contienen integrales de probabilidad múltiple en la función de verosimilitud, lo que puede generar problemas en sus aplicaciones cuando se cuentan muchos productos con una alta proporción de ceros⁴.

Para solucionar este problema, un conjunto de estimadores en dos etapas han sido desarrollados como alternativa para la estimación de sistemas de demanda censurados. Heien y Wessells (1990) propusieron un método que ha contribuido para que se desarrollen un número amplio de trabajos sobre estimación de sistemas de demanda con variables dependientes limitadas en alimentos con datos de corte transversal. No obstante, este método de estimación ha sido sujeto a críticas respecto a su inconsistencia (Shonwiler y Yen, 1999). Por ello, Shonwiler y Yen (1999) proponen un método alternativo de estimación el que involucra la estimación en primer lugar de un modelo Probit y luego la estimación de un sistema de

⁴Yen et al. (2003) señala que las aplicaciones de estos modelos se han realizado a sistemas de demanda con un número pequeño de productos o sistemas más grandes pero con un número pequeño de ecuaciones censuradas



demanda aumentado que considera el problema de la cesura en las variables dependientes. A su vez, Perali y Chavas (2000) sugieren un procedimiento de etapas múltiples el que incluye la estimación de una ecuación Tobit de los parámetros de demanda no restringido, la estimación por mínimos cuadrados no lineales de la correlación de los errores y un estimador mínimos chi-cuadrado para recuperar los parámetros restringidos de demanda. El problema de estos estimadores en dos etapas es que son consistentes desde el punto de vista estadístico pero no son eficientes, es decir no tienen la mínima varianza (Yen, et al. 2003; Yen, Fang y Su, 2004, Yen y Lin, 2006).

Debido a estos problemas de eficiencia, otros estimadores han sido propuestos como Quasi-Maxima Verosimilitud (Yen y Lin, 2002; Yen et al 2003, Barslund, 2006), Máxima Verosimilitud Simulada (Yen et al. 2003; Yen, Lin, y Davis, 2008; Davis et al , 2012), Método Multivariate de Selección Muestral (Steward y Yen, 2004, Yen, 2005; Bozoglu et al. , 2013; Tan et al, 2014; Tan et al. 2015), o el Enfoque Bayesiano de Estimación (Kasteridis y Yen, 2010; Kasteridis et al., 2011; Bilgic y Yen, 2014)

Quasi-Máxima Verosimilitud (QMV)

Uno de los enfoques que permite resolver el problema de la complejidad del cálculo numérico es el enfoque de quasi-máxima verosimilitud. Heyde (1997) propone que cualquier procedimiento basado en una función de verosimilitud, tiene su correspondiente generalización de quasi-verosimilitud. Yen et al. (2002; 2003) considera un procedimiento paralelo al método de quasi-verosimilitud que se desarrolla en la literatura para el método probit multivariado (Avery, Hansen y Hotz, 1983; Avery y Hotz, 1985).

Para un modelo Probit Multivariado



$$\begin{aligned}
 y_i &= 1 && \text{if } \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\alpha}_i + v_i > 0 \\
 &= 0 && \text{if } \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\alpha}_i + v_i \leq 0 \\
 i &= 1, 2, \dots, n && t = 1, 2, \dots, T
 \end{aligned}$$

Donde y_i es una variable dependiente limitada \mathbf{z}_i es un vector de variables explicativas y $\boldsymbol{\alpha}_i$ el vector de parámetros y v_i ($i=1, 2, \dots, n$) son los errores aleatorios con matriz de correlación contemporánea $[\tau_{ij}]$. Avery et al. (1983) sugiere primero obtener los estimadores univariados probit por máxima verosimilitud para todos los i . Sin embargo, Avery y Hotz (1985) sugieren estimar $\boldsymbol{\alpha}_i$ y τ_{ij} de manera simultánea para todos los $i > j$ basado en la maximización de la función de quasi-verosimilitud

$$\prod_{i=2}^n \prod_{j=1}^{i-1} \Psi \left[(2y_i - 1) \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\alpha}_i, (2y_j - 1) \mathbf{z}'_j \boldsymbol{\alpha}_j, (2y_i - 1)(2y_j - 1) \tau_{ij} \right] \quad (11)$$

Donde $\Psi(\cdot, \cdot, \cdot)$ es la distribución acumulada bivariada normal estándar. Este enfoque consistente en un multivariado Probit, con la función de verosimilitud de a pares de probabilidades bivariada normal, da soporte directo al problema de un sistema censurado en el cual se involucra también la evaluación de probabilidades multivariadas normales (Yen et al., 2003).

Para aplicar el método de Quasi-Maxima verosimilitud a un modelo multivariado Tobit, la función de quasi verosimilitud se especifica como el producto de una secuencia de bivariada Tobit verosimilitudes L_{ij} para todos los $i > j$:

$$L = \prod_{i=2}^n \prod_{j=1}^{i-1} L_{ij} \quad (12)$$



Donde usando la ecuación (3), la verosimilitud del Tobit bivariado para q_i y q_j es:

$$\begin{aligned}
 L_{ij} = & \prod_{q_i=0, q_j=0} \Psi(-x'\beta_i / \sigma_i, -x'\beta_j / \sigma_j, \rho_{ij}) \\
 & \times \prod_{q_i=0, q_j>0} \sigma_j^{-1} \phi[(q_j - x'\beta_j) / \sigma_j] \Phi \left[\frac{(-x'\beta_i / \sigma_i - \rho_{ij}(q_j - x'\beta_j) / \sigma_j)}{(1 - \rho_{ij}^2)^{1/2}} \right] \\
 & \times \prod_{q_i>0, q_j=0} \sigma_i^{-1} \phi[(q_i - x'\beta_i) / \sigma_i] \Phi \left[\frac{(-x'\beta_j / \sigma_j - \rho_{ij}(q_i - x'\beta_i) / \sigma_i)}{(1 - \rho_{ij}^2)^{1/2}} \right] \\
 & \times \prod_{q_i>0, q_j>0} \sigma_i^{-1} \sigma_j^{-1} \psi[(q_i - x'\beta_i) / \sigma_i, (q_j - x'\beta_j) / \sigma_j, \rho_{ij}]
 \end{aligned} \tag{13}$$

En la ecuación (13), $\psi(., .)$ es la función de densidad de probabilidad de una normal estándar bivariada, y $\phi(.)$ y $\Phi(.)$ son las funciones de densidad de probabilidad y acumulada univariada normal estándar respectivamente. El método de QMV maximiza la función (12), con respecto al mismo conjunto de parámetros como con el método de FIML (Yen y Lin, 2002). Relativo al método de FIML, el estimador QMV es más fácil de implementar, aunque es menos eficiente (Yen y Lin, 2002; Yen et al., 2003).



DATOS

Para estimar el sistema de gastos, se utilizan los datos de la Encuesta Nacional de Gastos de Hogares del 2012-2013. La encuesta contiene 20.960 hogares, sin embargo, en la estimación se usan 20.943 hogares, debido a datos faltantes en algunas de las variables que se utilizan en el modelo.

Distintos tipos de carne se consumen en los hogares, las que se agrupan en cuatro categorías: carne vacuna, carne aviar, carne porcina y ovina, y pescado y mariscos. Cada grupo de carnes incluye carnes frescas, congeladas y preparadas. No se incluye fiambres y embutidos.

Distintas variables socio-demográficas y económicas se coleccionadas de los hogares encuestados. Las variables independientes que se incluyen en el modelo son: el ingreso total de los hogares (\$ / mes), cantidad de integrantes del hogar (personas), edad del jefe de hogar (años), año en que se realizó la encuesta (2012 y 2013), regiones del País (Gran Buenos Aires, Pampeana, Noroeste, Noreste, Cuyo y Patagonia), tipo de Hogar (Unipersonal, Nuclear, Nuclear con hijos, y Extendido), y nivel de instrucción del jefe de hogar (hasta nivel inicial completo, hasta nivel secundario completo y más del nivel secundario).

La Tabla 1 detalla estadísticas simples de las variables usadas en el modelo. Del Total de los hogares en la muestra, un 80,81% reporta consumos positivos de carne vacuna, el 63,31% carne aviar, el 5,62% carne porcina y el 11,83% pescados. Resalta el dato que hay más hogares en la muestra que consumen más pescado que carne porcina. A su vez, se muestra la preferencia de los hogares en Argentina por el consumo de carne vacuna por sobre las otras carnes.

El gasto promedio mensual en carne vacuna, contabilizando todos los hogares que consumen y los que no consumen, arroja un promedio de 331,11 pesos mensuales, mientras que si se consideran solo los hogares que muestran un consumo positivo el gasto mes de 409,75 pesos al mes. En el caso de la carne de aves todos los hogares gastan en promedio 118,69 pesos mensuales y los que consumen 190



pesos al mes, en el cerdo de 17,62 pesos y 313,19 pesos al mes y en pescado 11,83 pesos y 170,74 pesos al mes respectivamente.

RESULTADOS

La estimación se lleva a cabo mediante la programación en el programa estadístico STATA de la función de máxima verosimilitud, usando como base el comando MVTOBIT (Barslund, 2015). Mediante un Sistema de ecuaciones Tobit, (cuatro ecuaciones) se trata de estimar el efecto de variables socioeconómicas sobre el gasto de los hogares en el consumo de las principales carnes. Tres tipos de impactos sobre la variable dependiente se miden en el modelo en base al sistema estimado. En primer lugar, el efecto marginal de una variable explicativa sobre la probabilidad refleja la contribución de la variable sobre la probabilidad de consumo ante un cambio en una unidad en ésta. Segundo, el efecto marginal condicional indica el impacto de una unidad adicional en la variable independiente sobre el nivel de gasto mensual, condicional a los hogares que muestran un gasto positivo. Finalmente, el efecto marginal no condicional, el cual refleja el efecto de cambio en una unidad de la variable explicativa sobre el gasto mensual sobre toda la población en estudio.

Tabla 1. Estadísticas Descriptivas del Gasto en Carnes y Variables Explicativas

Variable	Definición	Promedio	Desvío Estándar
VARIABLES DEPENDIENTES			
Gasto Carne Vacuna	Gasto Mensual en carne Vacuna (\$/mes)	331.11	346.79
	Solo los que consumen	409.75	341.47



	Carne Vacuna		
	Porcentaje	80.81%	
Gasto Carne Aviar	Gasto Mensual en carne Aviar (\$/mes)	118.69	141.97
	Solo los que consumen Carne Aviar	190.47	136.64
	Porcentaje	62.31%	
Gasto Carne Porcina	Gasto Mensual en carne Porcina (\$/mes)	17.62	138.53
	Solo los que consumen Carne Porcina	313.19	498.81
	Porcentaje	5.62%	
Gasto Pescado	Gasto Mensual en carne de Pescado (\$/mes)	11.83	56.07
	Solo los que consumen Carne de Pescado	170.74	135.09
	Porcentaje	6.92%	

VARIABLES INDEPENDIENTES
Variables Continuas

Cantidad Hogar	Cantidad de Integrantes del Hogar	3.41	1.93
Ingreso	Ingreso total del Hogar (\$/mes)	6261.56	5587.57
Edad Jefe	Edad del jefe de Hogar (años)	48.78	16.19

VARIABLES BINARIAS

Año 2012	Año 2012	0.75	0.43
Año 2013	Año 2013 (Base)		
Región 1	Gran Buenos Aires	0.09	0.29
Región 2	Pampeana	0.19	0.39
Región 3	Noroeste	0.27	0.44



Región 4	Noreste	0.19	0.39
Región 5	Cuyo	0.11	0.32
Region 6	Patagonia (base)		
Jefe Hombre	Jefe de Hogar Hombre	0.66	0.47
Jefa Mujer	Jefe de Hogar Mujer	0.34	
Hogar 1	Hogar Unipersonal	0.16	0.36
Hogar 2	Hogar Nuclear	0.12	0.33
Hogar 3	Hogar Nuclear con hijos	0.52	0.50
Hogar 4	Hogar Extendido (Base)	0.20	
Educ. baja	Educación del jefe de hogar con primaria o menor	0.15	0.36
Educ. Media	Educación del jefe de hogar con primaria o menor	0.78	0.42
Educ. Alta	Educación del jefe de hogar con Universitaria o más (base)	0.07	

Los efectos marginales de las variables independientes sobre el gasto en los distintos tipos de carne se presentan en la Tabla 2. En promedio, un integrante adicional en el hogar aumenta la probabilidad de comprar carne vacuna en un 3,11% y la de aves en un 3,23%, pero disminuye la probabilidad comprar carne porcina en un 0,09% y de pescado en un 0,3%. A su vez, incrementa la media condicional del gasto en carne vacuna en 21.74 pesos al mes y 9.23 pesos al mes en carne aviar. Esto indica que en los hogares más numerosos, es más probable que se consuma carne vacuna o aviar y menos carne porcina y pescado.

El gasto y la probabilidad de compra en todas las carnes aumentan cuando el ingreso total de los hogares se incrementa. Por ejemplo, un aumento en 100 pesos mensuales incrementa la probabilidad de compra en carne vacuna del 0,08% en carne vacuna y del 0,02% en las otras carnes. También se incrementa el gasto en todas las carnes ya sea al nivel condicional y no condicional, aunque los efectos no son tan significativos.



En general, la probabilidad de compra aumenta con la edad del jefe de hogar, teniendo mayor impacto en la carne vacuna y de pescado. Por cada año adicional del jefe de hogar, la probabilidad de compra se incrementa en carne vacuna en un 0,17% y en pescado un 0,11%. También el gasto medio mensual crece con la edad del jefe de hogar tanto a nivel condicional como no condicional, teniendo mayor impacto en la carne vacuna respecto de las otras. Así, por cada año adicional, la media condicional en carne vacuna sube en 1,19 pesos, en aviar 0,305 pesos, en porcina 0,54 pesos y en pescado 0,5 pesos.

La región patagónica (región 6) muestra una menor probabilidad de consumir carne vacuna, aviar y de cerdo respecto a la carne de pescado. La región de Capital y el gran Buenos Aires muestran una probabilidad de compra del 5,1% mayor a la Patagónica y gastan 27,18 pesos por mes y 38,01 pesos por mes más que la Pampeana tanto a nivel condicional como no condicional. Las mayores diferencias respecto de los gastos mensuales de los hogares en carnes se encuentra en la carne vacuna, comparando la región Patagónica con las otras.

El género del jefe de hogar tiene influencias sobre el consumo y gasto en carnes por los hogares. Jefe de hogares hombres muestran una mayor probabilidad de comprar carne vacuna en un 4,74%, carne aviar en un 2,95%, carne porcina en 3,91% y pescado en un 2,49% respecto si la jefa de hogar es mujer. El gasto que realizan los hogares con jefes hombres, también son mayores en promedio comparado con los hogares de jefas mujeres. Por ejemplo, en carne vacuna a nivel condicional un hogar con jefe hombre gasta 23,33 pesos mensuales y 32,55 pesos más a nivel condicional y no condicional respectivamente. En carne porcina 58,73 pesos y 81,99 pesos mensuales más, y en carne de pescado 12,11 pesos y 16,79 pesos mensuales más.

En general, los hogares nucleares con hijos y los extendidos tienen una mayor probabilidad de consumir carnes de los distintos tipos que los hogares unipersonales y nucleares sin hijos. En carne vacuna un hogar unipersonal tiene una probabilidad menor del 13,59% de consumir carne vacuna que un hogar extendido. En carne aviar esta probabilidad es de 10,91%, en porcina del 8,97% y



en pescado del 0,44%. A nivel condicional, un hogar unipersonal gasta 51,51 pesos mensuales menos que un hogar extendido o un hogar nuclear con hijos, siendo estos valores a nivel condicional de 19,06 para carne aviar, 50,29 para carne porcina y 15,69 para carne de pescado.

Educación está inversamente relacionado con la probabilidad y gasto de compra en carne vacuna y carne aviar, pero directamente relacionado con el gasto y probabilidad de compra en pescado y carne porcina. Esto indica que los jefes de hogar con mayores niveles de educación reducen el consumo y gasto en carne vacuna y aviar y se incorporan a sus dietas otros tipos de carnes como el pescado y la porcina.

Tabla 2. Efectos Marginales de las Variables Independientes.

Variable	CARNE VACUNA			CARNE AVIAR		
	Probabilidad (x100)	Nivel Condicional	Nivel No Condicional	Probabilidad (x100)	Nivel Condicional	Nivel No Condicional
VARIABLES CONTINUAS						
Integrantes Hogar	3.11*** (.0017)	21.74*** (1.21)	30.23*** (1.69)	3.23*** (.0016)	9.23*** (.481)	13.16*** (.68)
Ingreso Total	0.0008*** (0.00001)	.006*** (.0007)	.0081** (.0009)	0.0002*** (0.000006)	.0007** (.0003)	.0009*** (.0003)
Edad jefe	0.17*** (.0001)	1.19** (.101)	1.66*** (.139)	.0011*** (.0001)	.305*** (.042)	.43*** (.060)
VARIABLES BINARIAS						
Año 2012	-.025*** (.004)	-11.91** (6.25)	-16.24*** (2.91)	-3.93** (1.23)	-7.62** (3.38)	-10.35*** (1.54)
Región1	5.1*** (.0101)	27.19** (12.80)	38.01 (7.35)	13.01*** (5.13)	30.90*** (6.95)	43.61*** (4.53)
Región2	6.16** (2.33)	33.13*** (11.16)	46.42*** (6.58)	8.68 (7.12)	19.22*** (6.02)	26.97*** (3.61)



Región 3	12.05 (10.12)	70.94*** (11.01)	100.27*** (7.42)	15.68* (8.14)	37.09*** (5.47)	52.43*** (3.70)
Región 4	10.78*** (3.25)	63.91*** (11.50)	90.25*** (7.58)	9.63* (5.12)	21.53*** (5.81)	30.25*** (3.54)
Región 5	9.93* (6.31)	59.14*** (11.88)	83.45*** (7.71)	11.77*** (2.35)	27.31*** (6.16)	38.48*** (3.92)
Jefe Hogar Hombre	4.74*** (0.98)	23.33*** (5.84)	32.55*** (3.30)	2.95*** (0.98)	1.38 (3.16)	1.91 (1.61)
Hogar 1	-13.59*** (3.87)	-51.51*** (11.73)	-67.01*** (3.95)	-10.91*** (2.58)	-19.06*** (6.38)	-25.31*** (2.46)
Hogar2	-2.49** (1.08)	-11.40 (11.82)	-15.56*** (5.52)	-2.50** (1.25)	-4.82 (6.21)	-6.58** (2.93)
Hogar3	0.62 (1.21)	2.97 (7.82)	4.10 (3.98)	1.34 (1.98)	2.67 (4.14)	3.69* (2.13)
Nivel Instrucción bajo	0.94** (0.32)	4.59 (16.49)	6.33 (8.47)	3.65** (1.36)	7.55 (7.56)	10.50** (4.10)
Nivel Instrucción medio	3.33** (1.15)	16.14 (14.17)	22.44*** (7.73)	3.59** (1.78)	7.28 (6.49)	10.12*** (3.51)

Tabla 2. Efectos Marginales de las Variables Independientes (Continuación)

Variable	CARNE PORCINA			CARNE DE PESCADO		
	Probabilidad (x100)	Nivel Condicio nal	Nivel No Condicio nal	Probabilidad (x100)	Nivel Condicio nal	Nivel No Condicio nal
Variables continuas						
Integran tes Hogar	3.11*** (.0017)	21.74*** (1.21)	30.23*** (1.69)	-.00327*** (.0016)	9.23*** (.481)	13.16*** (.68)



Ingreso Total	0.0008*** (0.00001)	.006 *** (.0007)	.0081** (.0009)	0.0002*** (0.000006)	.0007** (.0003)	.0009*** (.0003)
Edad jefe	0.17*** (.0001)	1.19** (.101)	1.66*** (.139)	.0011*** (.0001)	.305*** (.042)	.43*** (.060)
Variables Binarias						
Año 2012	-.025*** (.004)	-11.91** (6.25)	-16.24*** (2.91)	-.426** (1.23)	-7.62** (3.38)	-10.35*** (1.54)
Región1	5.1*** (.0101)	27.19** (12.80)	38.01 (7.35)	13.01 *** (5.13)	30.90*** (6.95)	43.61*** 4.53
Región2	6.16** (2.33)	33.13*** (11.16)	46.42*** (6.58)	8.68 (7.12)	19.22*** (6.02)	26.97*** (3.61)
Región 3	12.05 (10.12)	70.94*** (11.01)	100.27*** (7.42)	15.68* (8.14)	37.09*** (5.47)	52.43*** (3.70)
Región 4	10.78*** (3.25)	63.91*** (11.50)	90.25*** (7.58)	9.63* (5.12)	21.53*** (5.81)	30.25*** (3.54)
Región 5	9.93* (6.31)	59.14*** (11.88)	83.45*** (7.71)	11.77*** (2.35)	27.31*** (6.16)	38.48*** (3.92)
Jefe Hogar Hombre	4.74*** (0.98)	23.33*** (5.84)	32.55*** (3.30)	2.95*** (0.98)	1.38 (3.16)	1.91 (1.61)
Hogar 1	-13.59*** (3.87)	-51.51*** (11.73)	-67.01*** (3.95)	-10.91*** (2.58)	-19.06*** (6.38)	-25.31*** (2.46)
Hogar2	-2.49** (1.08)	-11.40 (11.82)	-15.56*** (5.52)	-2.50** (1.25)	-4.82 (6.21)	-6.58** (2.93)
Hogar3	0.62 (1.21)	2.97 (7.82)	4.10 (3.98)	1.34 (1.98)	2.67 (4.14)	3.69* (2.13)
Nivel Instrucción bajo	0.94** (0.32)	4.59 (16.49)	6.33 (8.47)	3.65** (1.36)	7.55 (7.56)	10.50** (4.10)
Nivel Instrucción medio	3.33** (1.15)	16.14 (14.17)	22.44*** (7.73)	3.59** (1.78)	7.28 (6.49)	10.12*** (3.51)



CONCLUSIONES

El objetivo del trabajo fue conocer los determinantes socioeconómicos del consumo de carnes en los hogares argentinos, teniendo en cuenta la interdependencia de las decisiones de los hogares en la compra de estos alimentos, y considerando la cantidad de ceros en los datos como resultado del no consumo por algunos de los mismos.

Como punto innovador en este trabajo, se ha propuesto realizar una estimación de un sistema de ecuaciones Tobit, el cual se estima una sola etapa mediante el método de Quasi-Maxima verosimilitud, como método superador desde el punto de la eficiencia y alternativo respecto de los métodos de estimación en dos etapas.

Los resultados indican que el consumo de las carnes más importantes (vacuna, aviar, porcina y pescado) que consumen los hogares varían con los niveles de ingreso, miembros en el hogar, edad, género y educación del jefe de hogar y el tipo de hogar. El análisis identifica una asociación positiva entre el consumo de carnes de los distintos tipos y el ingreso total de los hogares, ya sea considerando la probabilidad de compra y el gasto que realizan.

Los hogares con mayores integrantes tienen mayor probabilidad de consumir carnes, en todos sus tipos, y también el gasto en las mismas aumenta. A su vez, el nivel de educación del jefe de hogar está inversamente relacionado con la probabilidad y gasto de compra en carne vacuna y carne aviar, pero directamente relacionado con el gasto y probabilidad de compra en pescado y carne porcina. Hogares con jefes más educados tienen una probabilidad más alta, por ejemplo de incorporar pescados en sus dietas que y reducir el consumo de carnes rojas y aviar.



BIBLIOGRAFIA

Amemiya, T. (1974). "Multivariate Regression and Simultaneous Equations Models when the Dependent Variables are Truncated Normal", *Econometrica*, 42: 999-1012.

Avery, R.B.; L.P. Hansen y V.J. Hotz (1983), "Multiperiod Probit Models and Orthogonality Condition Estimation". *International Economic Review*, 24: 21-35.

Avery, R. B. and Hotz, V. J. (1985). HotzTran User's Manual. Old Greenwich, CT: CERAEconomic Consultants, Inc

Barslund, M. (2015). MVTOBIT: Stata module to calculate multivariate tobit models by simulated maximum likelihood (SML).

Barslund, M. (2006). "Food Consumption in Mozambique: A Censored Demand System Approach", Working paper.

Berges, M.; Casellas K. (2007) "Estimación de un Sistema de Demanda de Alimentos: Un análisis Aplicado Hogares Pobres y no Pobres". *Gasto e Consumo das Famílias Brasileiras Contemporâneas, Vol. 2, Capítulo 16*

Heien, Dale and Cathy Wessells (1990). "Demand System Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, (3): 365-371

Kasteridis, Panagiotos, and Steven Yen(2010) "Household food expenditures in the United States: A Bayesian MCMC Approach to Censored Equation System", *Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association, AAEA, CAES & WAEA Joint Annual Meeting, Denver, Colorado, July 25-27,*

Kasteridis, Panagiotos, Steven Yen, and Cheng Fang (2011). "Bayesian Estimation of a Censored Linear Almost Ideal Demand System: Food Demand in Pakistan", *American Journal of Agricultural Economics*, 93 (5): 1374-1390



Lee, L. and M. Pitt (1986). "Microeconomic Demand System with Binding Nonnegativity Constraints: The Dual Approach", *Econometrica*, 54: 1237-1242

Pace Guerrero, I., Berges M., y K. Casellas (2014). "Estimaciones de Elasticidades en Argentina para Carnes y Pescado", *XLIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Mar del Plata.

Perali, F and J. Chavas, (2000). "Estimation of Censored Demand Equations from Large Cross-Section Data", *American Journal of Agricultural Economics*, 82: 1022-1037.

Gustavo Rossini y Edith Depetris de Guiguet. (2008). "Demanda de Alimentos en la Región Pampeana Argentina en los '90: Una Aplicación del Modelo LA-AIDS". *Revista Agroalimentaria de Venezuela*,

Rossini Gustavo, Edith Depetris y Rodrigo Arancibia (2008). "La Demanda de Alimentos en Argentina. Una Estimación de un Modelo LA-AIDS con Datos de Encuestas de Gastos de Hogares.". *XLIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*. Córdoba, 19-21 de Noviembre de 2008.

Rossini Gustavo, Edith Depetris. (2008). "La Demanda de Carne Vacuna y sus Elasticidades: Una Aplicación del Modelo QUAIDS". XXXIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria, Montevideo, 5-7 de Noviembre de 2008.

Shonkwiler, J. S. and S. T. Ten, 1999. "Two-Step Estimation of Censored System of Equations". *American Journal of Agricultural Economics*. 81(4): 972-982.

Yen, Steven and Biing-Hwan Lin (2002). "Beverage Consumption among US Children and adolescent: full-information and Quasi Maximum- Likelihood of a Censored System", *European Review of Agricultural Economics*, 29, (1): 85-103.

Yen, S.T.(2005) "A Multivariate Sample-Selection Model: Estimating Cigarette and Alcohol Demands with Zero Observations." *American Journal of Agricultural Economics* 87: 453–66.



Yen, Steven, Biing-Hwan Lin, and Chistopher Davis (2008).“ Consumer Knowledge and Meat Consumption at Home and Away from Home”, *Food Policy*. 33: 631-639

Yen, S.T., and J. Rosinski (2008).“On the Marginal Effects of Variables in the Log-Transformed Sample Selection Models.” *Economics Letters*, 100:4–8.

Yen, S.T., and A.K.G. Tan (2012). “Who are Eating and not Eating Fruits and Vegetables in Malaysia?” *International Journal of PublicHealth*57:945–51

Zan, H., and J. Fan.(2010).” Cohort Effects of Household Expenditures on Food Away from Home”.*The Journal of Consumer Affairs*: 44 (1), 213–233.

Wales y Woodland (1983). “Estimation of Consumer Demand Systems with Binding Non-Negativity Constraints”, *Journal of Econometrics*, 21: 263-285