

FACES

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales

ISSN 0328-4050
ISSN En Línea 1852-6535

Año 13	Nº 29	julio-diciembre 2007
--------	-------	----------------------

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Universidad Nacional de Mar del Plata

CENTRO DE DOCUMENTACIÓN
Instituto de Investigaciones
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Universidad Nacional de Mar del Plata
cendocu@mdp.edu.ar
<http://eco.mdp.edu.ar/cendocu/>

Estimaciones de la Demanda de Carnes Utilizando Regresiones por Cuantiles

Estimates of meat demand according to regressions per quantiles

Fernández, Santiago Javier¹

RESUMEN / SUMMARY:

Existe evidencia a favor de que una baja ingesta de carne vacuna es perjudicial para la salud, como así también lo es una ingesta excesivamente alta de este tipo de alimentos. Un comestible que es recomendado por los especialistas como un posible sustituto de la carne vacuna es el pollo. Por este motivo, resulta de interés investigar el comportamiento en los hogares frente a este tipo de bienes. Tradicionalmente los análisis de consumo recurren a regresiones estándar en donde la variable explicada es la media de la distribución condicional del consumo, sin embargo es también relevante estimar el comportamiento de los consumidores a lo largo de toda la distribución. Para ello se utilizó el modelo de regresión por cuantiles propuesto por Koenker y Basset (1987). Este enfoque permite diferenciar el comportamiento de las personas de acuerdo a sus distintos tipos de preferencias. Muchos hogares poseen un consumo igual a cero para estos bienes, motivo por el cual se debe realizar una corrección por datos censurados. Los resultados de este trabajo sugieren que existe un comportamiento diferente entre los hogares, con distintas preferencias por cada uno de los bienes analizados. En los hogares con una marcada predilección por la carne de alta calidad, esta y el pollo son bienes sustitutos. En cambio, en aquellos con elevado consumo de carne de baja calidad, la misma y el pollo son bienes complementarios.

There is enough evidence that low as well as high meat consumption are harmful for health. Chicken is highly recommended by specialists as a possible meat

¹ Universidad Nacional de Mar del Plata, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales –
Correo electrónico: santiagojavier@hotmail.com

substitute. For this reason, doing research on households' behaviour with regard to this fact, is of interest. Traditionally, consumption analyses use standard regressions where the explained variable is the media of the conditional consumption distribution. However, considering consumers' behaviour throughout all the distribution is also of great importance. The regression model per quantiles proposed by Koenker and Baset (1987) was used. This approach allows us to differentiate consumers' behaviour according to their preferences. As many households have zero consumption for these goods, a correction for census data has to be made.

According to the results of this study, there is a different behaviour among households with distinct preferences for each of the analysed goods. For those who prefer high quality meat, high quality meat and chicken are substitute goods. For those who prefer low quality meat, low quality meat and chicken are complementary goods.

PALABRAS CLAVE / KEYWORDS:

Regresión por cuantiles - datos censurados - carnes - elasticidades
Regressions per quantiles - censored data - meats - elasticities

INTRODUCCIÓN

Se sabe que las carnes son un alimento importante dentro de una dieta equilibrada debido a su alto contenido de proteínas, ácidos grasos y minerales. Según estudios del Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA)² quienes consumen carne vacuna en la Argentina triplican la ración recomendada. La Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH 1996-97) lo confirma: en el 45% de las viviendas, sus integrantes consumen más del doble de la ingesta mensual de carne vacuna sugerida (2 kg)³. Por otro lado, en el 14% de los hogares sus habitantes consumen menos de la mitad de lo indicado.

Numerosos estudios sostienen que tanto el sub-consumo de carne vacuna como el sobre-consumo de la misma son perjudiciales para la salud. Bastante menos conocido que el primero de estos problemas es el segundo de ellos. Recientemente, un trabajo realizado para la American Cancer Society

² INTA, "Mercado de la Carne Vacuna Argentina", Revista IDIA XXI: N° 2, 2002, Argentina.

³ Suponiendo que todos los integrantes del hogar consuman idénticas raciones de carne.

muestra que el excesivo consumo de carnes rojas aumenta los riesgos de contraer cáncer⁴.

Estos son las causas que hacen relevante la estimación del comportamiento del consumidor de este tipo de alimentos, y el análisis de las políticas que podrían tomarse para impulsar a los hogares hacia una dieta más equilibrada. Otra razón sostenida por los profesionales del INTA⁵, por la cual sería positivo disminuir el sobre-consumo de carnes vacunas, es la posibilidad de aumentar las exportaciones de las mismas; para esto se señala que es de vital importancia impulsar la carne de pollo como alimento sustituto.

El objetivo general de este trabajo es investigar el consumo de carnes de los hogares argentinos. Los dos tipos de carne que más se consumen en este país son la carne vacuna y la de pollo. En trabajos anteriores (Fernández, 2007) se mostró que el comportamiento de los consumidores de carne de alta calidad difiere con respecto al de los consumidores de carnes de baja calidad. Por este motivo, en la presente investigación se desagregó el grupo “carnes” en dos subgrupos con diferentes niveles de calidad: carneA y carneB, respectivamente.

Los objetivos particulares del trabajo consisten en calcular elasticidades precio propias y cruzadas; elasticidades ingreso y elasticidades tamaño del hogar. En un análisis anterior (Fernández, 2007), se calcularon estas elasticidades para el total de la muestra correspondiente a la encuesta ENGH 1996-97 usando un modelo de regresión clásico con corrección por variables censuradas. Por lo tanto, las elasticidades allí obtenidas son representativas de un consumidor con características inobservables “promedio”. Si suponemos que estas características inobservables muestran las preferencias de los hogares y que estas inclinaciones son diferentes entre los mismos, entonces un modelo alternativo podría mejorar las estimaciones obtenidas mediante el modelo estándar. La propuesta metodológica de la presente investigación, consiste en utilizar la técnica de regresión por cuantiles para evaluar el consumo de carne de los hogares; teniendo en cuenta las

⁴ Byers, T. et al., “American Cancer Society Guidelines on Nutrition and Physical Activity for Cancer Prevention: Reducing the Risk of Cancer with Healthy Food Choices and Physical Activity”, CA: A Cancer Journal for Clinicians, 2002; p. 52; p. 92-119.

⁵ Ing. Daniel Rearte, <http://www.inta.gov.ar/invest/doc/carne.pdf>

diferentes preferencias que estos tienen por la carneA, la carneB, y el pollo.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

Se han escrito numerosos artículos científicos acerca de la estimación de la demanda de carnes, utilizando distintos modelos teóricos y técnicos econométricos escogidos para mejorar las evaluaciones bajo diferentes circunstancias. Al seleccionar un modelo de estimación, se asumen supuestos sobre el comportamiento de los consumidores. No obstante, dada la alta complejidad de las decisiones de estos, no existe un modelo que capture todas las posibles aristas en este tipo de valoraciones. Por este motivo, diferentes autores han escogido diversas metodologías para mejorar las estimaciones, teniendo en cuenta un subconjunto de todas las complejidades existentes en las decisiones del consumidor.

Smallwood, D., *et. al.*, (1989) realizaron una revisión de la literatura sobre demanda de carnes, destacando la importancia que tienen las variables sociales y demográficas en la explicación de los patrones de consumo de este tipo de bienes.

Deaton, A. y Muellbauer, J., (1980) propusieron un sistema de ecuaciones de demanda conocido como AIDS (*Almost Ideal Demand System*), que ha tenido gran aceptación entre los investigadores en esta área. Este modelo constituye un sistema incompleto de demanda (no incorpora la totalidad de los bienes consumidos por los hogares) y es derivado de una función de gasto que representa un orden de preferencias de buen comportamiento, lo cual permite que se impongan y se testen las restricciones teóricas de simetría, aditividad, y homogeneidad.

Al-Kahtani, S. y Sofian, B., (1995) plantea un modelo de estimación de demanda de carnes con coeficientes aleatorios. Los autores analizan el consumo de Arabia Saudita en un período de fuertes cambios en los precios y en el ingreso de la población, lo cual condujo a cambios en las preferencias de los consumidores. Bajo estas circunstancias, asumir que los coeficientes de las ecuaciones de demanda están fijos es un supuesto demasiado restrictivo y por ello, el autor utiliza un modelo de estimación donde los coeficientes son aleatorios.

Yen, S. y Huang, C., (2002) propusieron una metodología para estimar

sistemas *translog*⁶ de demanda de carnes en Estados Unidos. Los resultados de este trabajo sugieren que las variables sociodemográficas, como la educación y la región de residencia del hogar, juegan un rol importante en la determinación de la demanda de carnes. Asimismo, permiten inferir que los distintos cortes de carne deben ser tratados de manera diferente.

Se han realizado numerosos estudios utilizando la metodología de series temporales para explicar el efecto de cambios en los precios sobre la demanda de carnes. Algunos de los autores que los han aplicado son: Dahlgran, R. (1988), Moschini, G. y Meilke, K. (1984), Wohlgenant, M. (1985). Sin embargo, existen pocos trabajos donde se empleen datos de corte transversal para estudiar el efecto que tienen diferentes tipos de preferencias sobre la demanda de carnes.

La utilización de datos de corte transversal desagregados introduce el problema de la presencia de gran cantidad de ceros en la variable explicada, ya que muchos de los hogares no consumen un bien específico durante el período muestral. Estudios anteriores de demanda de carnes, como por ejemplo Capps, O. y Havlicek, J. (1984), y Heien, D. y Pompelli, G. (1988), no tenían en cuenta este problema y por lo tanto las estimaciones de sus parámetros eran sesgadas e inconsistentes. Con el paso del tiempo, se fueron desarrollando metodologías que solucionaban el problema de las variables censuradas. Algunas de ellas fueron utilizadas en las investigaciones de autores tales como: Lee, L. y Pitt, M. (1986); Wales, T. y Woodland, A. (1983); Gao, X. y Spreen, T. (1994); Gao, X. *et al.* (1997); Nayga, R. (1995); Heien, D. y Wessells, C. (1990); y Shonkwiler, S. y Yen, S. (1999).

En este sentido Powell (1986) mostró que, bajo ciertas condiciones de regularidad, existe un modelo de regresión por cuantiles para datos censurados que produce estimaciones consistentes.

Hendricks y Koenker (1992) analizan la demanda de electricidad utilizando regresiones por cuantiles. Manning, Blumberg, y Moulton (1995) estudian el comportamiento de la demanda de alcohol utilizando la metodología de regresiones por cuantiles y teniendo en cuenta el problema de variable censurada. Finalmente, Gustavsen y Rickersten (2006) realizan estimaciones de demanda de vegetales utilizando un modelo de regresiones

⁶ Son sistemas que asumen una función de utilidad indirecta de tipo *translog*. Este tipo de funciones fue propuesto por Christensen, L. *et al.* (1975).

por cuantiles con variables censuradas.

DATOS UTILIZADOS Y DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LAS VARIABLES

Los datos expuestos en esta investigación pertenecen a la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH) de la Argentina, realizada en el período 1996-1997, y publicada en el año 1999. Esta encuesta fue planificada, dirigida y supervisada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). La ENGH fue el primer estudio de gastos de los hogares con cobertura nacional y la muestra seleccionada representó el 96% de la población urbana del país.

El operativo de campo se llevó a cabo durante doce meses consecutivos en cada región entre los meses de Febrero de 1996 y Marzo de 1997. Cada hogar encuestado estuvo bajo estudio durante una semana. El período de tiempo sobre el cual los hogares informaron sus ingresos o gastos -período de referencia- variaba en función del tipo de datos relevados. En el caso de los alimentos, el período de referencia era la semana correspondiente a la indagación y los registros se establecieron a partir de las compras de alimentos, su gasto en pesos y el detalle de cantidad; efectuadas por el hogar en ese período. Finalmente en la base de datos, toda la información se presenta mensualizada.

Se considera **hogar particular** al constituido por toda persona o personas que comparten una misma vivienda bajo un régimen de tipo familiar y consumen alimentos con cargo al mismo presupuesto, independientemente de que sean parientes o no.

Los dos grupos de carnes están conformados por los siguientes alimentos:

Carne A	Carne de alta calidad. Incluye cuadril, nalga, otros cortes traseros, alimentos en base a carne listos para consumir. En kilos.
Carne B	Carne de baja calidad. Incluye achuras y menudencias, carnaza común, otros cortes delanteros, asado, bifés, otros cortes medios, carne picada, hueso con y sin carne. En kilos.
Pollo	Incluye pollo entero y trozado. En kilos.

La cantidad consumida de carneA⁷, la de carneB, y la de pollo es igual a cero para gran cantidad de hogares. De los 27.260 hogares relevados en la encuesta, un 40.3% no consume carneA, un 20.3% no consume carneB, y un 52.98% no consume pollo (ver tabla I). Por lo tanto, son iguales a cero el cuantil 0.40 de la distribución de carneA y todos los cuantiles menores a 0.40. De la misma manera, todos los cuantiles de la distribución de carneB desde el 0 hasta el 0.20 y todos los cuantiles de la distribución pollo desde el 0 hasta el 0.50, son cero.

De los tres tipos de carne analizados, la carneB es el alimento que en promedio más se consume. El pollo y la carneA reportan un consumo medio menor a la mitad del observado para la carneB.

Tabla 1: DESCRIPCIÓN DE CANTIDADES CONSUMIDAS (EN KG.)

Variable	Porcentaje de ceros	Cuantil									Media	Desvío Std.
		0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90		
CarneA	40.3	0	0	0	0	3.25	4.33	5.85	8.66	11.91	4.5	5.83
CarneB	20.3	0	0	4.33	6.5	8.66	10.83	15.16	19.05	25.98	11.36	11.7
Pollo	52.9	0	0	0	0	0	5.2	8.66	9.53	12.99	5.13	7.33

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la ENGH 1996-97

En la tabla II, III, y IV pueden observarse los porcentajes de casos afirmativos en el total de la muestra para cada una de las variables binarias utilizadas en el modelo de regresión. Este análisis se efectuó para la distribución del consumo de CarneA, CarneB, y Pollo. Cada uno de los intervalos tiene como extremos a los cuantiles positivos de la distribución de consumo respectiva.

⁷ El cuantil 0.40 de la distribución no condicional del consumo de carneA se interpreta como el valor máximo de consumo de carneA del 40% de los hogares que menos consumen de este alimento. Nótese que nos estamos refiriendo a la distribución no condicional del consumo de carneA.

Tabla 2: PORCENTAJES DE CASOS AFIRMATIVOS DE VARIABLES BINARIAS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL CONSUMO DE CARNEA

Variable	Intervalo (en kilos)						
	0.00	0-3.25	3.25-4.33	4.33- 5.85	5.85- 8.66	8.66-11.91	11.91- Máx
dalto	40.21	9.86	14.69	3.17	15.45	5	11.62
dbajo	50.12	9.3	15.23	1.96	12.68	3.18	7.52
dr2	44.19	9.34	16.97	2.6	15.06	4.02	7.83
dr3	31.8	8.57	15.6	2.66	18.94	6.39	16.03
dr4	39.98	6.53	15.07	1.35	16.36	3.75	16.96
dr5	40.39	12.17	18.76	3.1	15.92	3.82	5.84
dr6	49.28	7.75	14.93	3.19	12.84	4.05	7.96

Tabla 3: PORCENTAJES DE CASOS AFIRMATIVOS DE VARIABLES BINARIAS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL CONSUMO DE CARNEB

Variable	Intervalo								
	0.00	0-4.33 kg	4.33-6.5	6.5-8.66	8.66-10.83	10.83-15.16	15.16-19.05	19.05-25.98	25.98-Máx
dalto	42.28	8.1	5.99	9.69	5.26	9.72	5.59	7.32	6.06
dbajo	26.59	7.38	6.54	11.48	5	12.63	7.61	12.1	10.67
dr2	28.24	7.56	6.7	11.65	5.49	12.82	8.01	10.63	8.9
dr3	26.22	5.44	6.02	10.43	5.46	13.21	7.63	14.06	11.54
dr4	25.2	3.63	4.94	10.91	4.64	13.72	8.48	14.98	13.49
dr5	25.55	8.38	7.83	10.31	6.92	14.75	8.12	10.44	7.7
dr6	41.06	7.63	6.41	12.43	5.13	10.16	5.33	6.97	4.89

Tabla 4: PORCENTAJES DE CASOS AFIRMATIVOS DE VARIABLES BINARIAS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL CONSUMO DE POLLO.

Variable	Intervalo					
	0.00	0 - 5.2 kg	5.2 - 8.66	8.66 - 9.53	9.53 - 12.99	12.99 - Máx
dalto	51.03	7.35	17.37	1.76	12.6	10.33
dbajo	60.73	6.47	16.28	1.31	7.16	8.05
dr2	52.94	7.03	17.71	1.98	11.12	9.23
dr3	54.97	7.15	18.88	0.91	9.48	8.62
dr4	59.9	5.39	16.03	1.74	8.12	8.81
dr5	53.05	6.46	19.74	2.06	9.85	8.84
dr6	56.85	3.9	17.37	2.8	8.82	10.25

En la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares (ENGH) no aparece información acerca de los precios de cada uno de los productos consumidos por un hogar. Sin embargo, sí está presente la información sobre cantidades y gastos para cada uno de estos bienes, como así también información socio-económica acerca de cada uno de los hogares. Debido a ello, los precios fueron calculados mediante la división de gasto sobre cantidad consumida para cada uno de los productos (o grupos de productos). A los precios calculados de esta manera se los llama **precios implícitos**. A aquellos hogares cuyo consumo de un determinado producto es cero se les imputó como precio la mediana del precio implícito del bien correspondiente.

En la siguiente tabla se presentan las estadísticas descriptivas de las variables continuas utilizadas y sus respectivas transformaciones logarítmicas.

Tabla 5: ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES REGRESORAS CONTINUAS

Variable	Media	Desvío Std.	Min	Máx
ingtotif	1022.785	1084.149	0	35890.83
tamhog	3.809905	2.07208	1	24
pi_carnea	4.099172	0.8631467	1.08	18
pi_carneb	2.901939	0.9233195	0.1	15
pi_pollo	2.657902	0.8090551	0.33	24.68
lingtotif	6.569121	0.8618323	-0.4004775	10.48824
ltamhog	1.177541	0.5960671	0	3.178054
lpi_carnea	1.390821	0.1985156	0.0769611	2.890372
lpi_carneb	1.012481	0.3387932	-2.302585	2.70805
lpi_pollo	0.9492469	0.2197134	-1.108663	3.205993

MODELO EMPÍRICO

En este trabajo se estimaron las siguientes ecuaciones⁸:

$$c_carnea_i = \alpha_0 + \beta_1 lp_carnea_i + \beta_2 lp_carneb_i + \beta_3 lp_pollo_i + \beta_4 \ln_ingtotif_i + \beta_5 \ln_tamhog_i + \beta_6 Dalto_i + \beta_7 Dbajo_i + \beta_8 Dr2_i + \beta_9 Dr3_i + \beta_{10} Dr4_i + \beta_{11} Dr5_i + \beta_{12} Dr6_i + u_i \quad (1)$$

$$c_carneB_i = \alpha_0 + \beta_1 lp_carnea_i + \beta_2 lp_carneb_i + \beta_3 lp_pollo_i + \beta_4 \ln_ingtotif_i + \beta_5 \ln_tamhog_i + \beta_6 Dalto_i + \beta_7 Dbajo_i + \beta_8 Dr2_i + \beta_9 Dr3_i + \beta_{10} Dr4_i + \beta_{11} Dr5_i + \beta_{12} Dr6_i + u_i \quad (2)$$

$$c_pollo_i = \alpha_0 + \beta_1 lp_carnea_i + \beta_2 lp_carneb_i + \beta_3 lp_pollo_i + \beta_4 \ln_ingtotif_i + \beta_5 \ln_tamhog_i + \beta_6 Dalto_i + \beta_7 Dbajo_i + \beta_8 Dr2_i + \beta_9 Dr3_i + \beta_{10} Dr4_i + \beta_{11} Dr5_i + \beta_{12} Dr6_i + u_i \quad (3)$$

Siendo, c_carnea_i los kilos de carne de alta calidad consumidos por el hogar i , c_carneB_i los kilos de pollo consumidos por el hogar i ; c_pollo_i los kilos de pollo consumidos por el hogar i ; lp_carnea el logaritmo natural del precio de la carne de alta calidad, lp_carneB el logaritmo natural del precio de la carne de baja calidad, lp_pollo el logaritmo natural del precio del pollo; $\ln_ingtotif$ el logaritmo natural del ingreso del hogar, \ln_tamhog el logaritmo natural de la cantidad de miembros del hogar; “Dalta” y “Dbaja”, para reflejar las tres categorías de educación del jefe del hogar existentes (nivel alto, medio y bajo)⁹; $Dr2$, $Dr3$, $Dr4$, $Dr5$, $Dr6$: variables binarias para las seis regiones geográficas (Metropolitana -considerada categoría base-, Pampeana, Noroeste, Noreste, Cuyo, y Patagonia respectivamente); y u_i , las perturbaciones aleatorias.

La elasticidad precio propia de la carneA para el cuantil se calculó de la

⁸ Nótese que en realidad se estima cada una de estas ecuaciones para cada uno de los cuantiles de la distribución condicional respectiva, por lo cual si tomamos tres cuantiles, la cantidad de ecuaciones estimadas es nueve.

⁹ Se consideró dentro de educación alta a aquellos que han alcanzado al menos algún tipo de estudio superior aunque sea incompleto. Por lo tanto, dentro de “Dalta” tendríamos a los jefes con estudios superiores incompletos, superiores completos, universitarios completos y universitarios incompletos. Se registró como educación baja (Dbaja) a los casos de jefes sin instrucción alguna, con preescolar o con primario completo. En la categoría base (nivel medio de educación) se encontrarían los que han terminado la escuela primaria, los que tienen el secundario incompleto y los que tienen secundario completo.

siguiente manera¹⁰:

$$E = \frac{1}{\hat{Q}^{CA}_1} \hat{\beta}_1 \quad (4)$$

Siendo $\hat{\beta}_1$ el segundo coeficiente estimado en la ecuación (1) para el cuantil 1 , y \hat{Q}^{CA} es la mediana del consumo estimado en el cuantil

La elasticidad precio carneA-carneB para el cuantil 1 se calculó de la siguiente manera:

$$E = \frac{1}{\hat{Q}^{CA}_2} \hat{\beta}_2 \quad (5)$$

La elasticidad precio carneA-pollo para el cuantil 2 se calculó de la siguiente manera:

$$E = \frac{1}{\hat{Q}^{CA}_3} \hat{\beta}_3 \quad (6)$$

La elasticidad ingreso de la carneA para el cuantil 3 se calculó de la siguiente manera:

$$E = \frac{1}{\hat{Q}^{CA}_4} \hat{\beta}_4 \quad (7)$$

¹⁰Recuérdese que debido a que se trata de un modelo lin-log $\ln y = \beta_0 + \beta_1 \ln x$. Entonces, dividiendo esta expresión por $\ln x$ obtenemos $\frac{1}{\ln x} = \frac{\beta_0}{\ln x} + \beta_1$ que no es otra cosa que la definición de elasticidad. Cabe aclarar que es el punto donde se desea calcular la elasticidad, en este trabajo se tomó la mediana de los consumos predichos en el cuantil

La elasticidad tamaño del hogar de la carneA para el cuantil se calculó de la siguiente manera:

$$E = \frac{1}{\hat{Q}^{CA}} \hat{}^5 \quad (8)$$

De manera análoga se calcularon las elasticidades correspondientes a carneB y Pollo.

Debe tenerse en cuenta que en el modelo presentado estas elasticidades son aplicables en la medida en que el consumidor no se cambie de cuantil frente a cambios en el precio de los bienes, ingreso o tamaño del hogar. Si suponemos, como dijimos anteriormente, que las perturbaciones representan las preferencias, entonces es razonable presumir que ante modificaciones en los valores de las variables regresoras, los hogares no se cambiarán de cuantil (sus preferencias se mantienen).

METODOLOGÍA

Regresión por Cuantiles

Un modelo estándar de regresión lineal múltiple se define de la siguiente manera:

$$y = x\beta + u \quad (9)$$

En donde y una variable aleatoria, x es un vector de K variables explicativas, β es un vector de K coeficientes y u es una variable aleatoria que satisface $E(u|x) = 0$. Por lo tanto,

$$E(y|x) = x\beta \quad (10)$$

Esta última función relaciona la esperanza condicional de “ y ”¹¹ con las variables contenidas en el vector x . Nótese entonces que en un modelo

¹¹El término esperanza condicional de “ y ” se refiere a la expectativa de la distribución de “ y ” luego de que se fije el valor de todas las variables regresoras.

estándar de regresión lineal como el que acabamos de describir, las predicciones se efectúan para una característica particular de la distribución condicional de “y”: la esperanza. Si en lugar de ello se buscara prever diferentes lugares de la distribución condicional de y deberíamos usar otro modelo distinto; el modelo de regresión por cuantiles (RQ).

Así como se definió con la ecuación (9) un modelo de regresión estándar, el modelo RQ puede ser escrito de la siguiente manera,

$$y = x\beta + u \tag{11}$$

aquí y es una variable aleatoria, x es un vector de K variables explicativas, β es un vector de K coeficientes para el τ -ésimo cuantil de la distribución condicional de y, $\tau \in (0,1)$, y u es el error aleatorio correspondiente al τ -ésimo cuantil de la distribución condicional de y. Análogamente al modelo estándar, si suponemos que en el modelo RQ el cuantil condicional de u es cero, esto es $Q(u|x) = 0$, entonces

$$Q(y|x) = x\beta \tag{12}$$

donde $Q(y|x)$ es el τ -ésimo cuantil de la distribución condicional de y. Adviértase que el modelo RQ admite diferentes valores de los coeficientes beta para cada uno de los cuantiles. Para una muestra $y_i|x_i, i=1, \dots, n$ el modelo sería el siguiente:

$$y_i = x_i\beta + u_i, \quad Q(y_i|x_i) = x_i\beta \tag{13}$$

Koenker y Bassett (1987) proponen el siguiente método para estimar los coeficientes β en un modelo RQ de K variables explicativas:

$$\hat{\beta} = \arg \min_k \sum_{i=1}^n (y_i - x_i\beta) \tag{14}$$

$$\text{con } (z) \quad z(I(z) - 0) \quad (15)$$

donde $I(\cdot)$ es una función que toma valor uno, si su argumento es verdadero y cero, si es falso.

El problema de optimización planteado en (14) y (15) puede describirse de la siguiente forma:

$$\hat{\beta} = \arg \min_k \frac{1}{N} \sum_{y_i < x_i} |y_i - x_i| + (1 - k) \sum_{y_i > x_i} |y_i - x_i| \quad (16)$$

Con este método de estimación se penaliza de manera asimétrica los errores de estimación, se penaliza a los errores positivos con k a los errores negativos con $(1 - k)$. Solo cuando $k = 0.5$ (la mediana) los errores son penalizados de manera simétrica, y el problema se reduce a minimizar la suma de los desvíos absolutos del término de error.

Como se dijo anteriormente, los coeficientes β_k pueden ser diferentes entre los cuantiles o bien pueden ser iguales. Si tenemos un modelo en donde el error aleatorio es heteroscedástico, los coeficientes estimados serán diferentes en los distintos cuantiles; en cambio si el error es homoscedástico, los coeficientes estimados serán iguales en todos los cuantiles y la rectas de regresión serán paralelas (caso homogéneo). En este último caso, el modelo RQ no agrega información respecto al modelo de regresión estándar. Por este motivo, Deaton (1997) sugiere que los modelos RQ son particularmente útiles en presencia de heteroscedasticidad.

Otra ventaja de los modelos de RQ es que son más robustos ante la presencia de outliers, ya que la función objetivo en la ecuación (14) y (16) depende del valor absoluto de los residuos y no del valor al cuadrado de los residuos, como hace el método MCO.

Modelos para datos censurados

Cuando se quiere explicar el consumo de un hogar se está tratando con una variable explicada limitada, porque teóricamente no admite valores menores que cero. La maximización de la utilidad sujeta a la restricción presupuestaria, muchas veces lleva a soluciones de esquina para algunos

bienes. La presencia de gran cantidad de valores cero para la variable explicada, generalmente provoca que algunos valores estimados de esta variable sean menores a cero, lo cual es incompatible con el modelo teórico en cuestión. Una solución trivial a este problema es tomar el logaritmo a la variable explicada y estimar un modelo log-lin; el inconveniente de esto reside en que se perderán tantas observaciones como consumos cero existan, ya que el logaritmo de cero está indeterminado. Es una característica general en este tipo de análisis que muchas observaciones tengan valores de consumo iguales a cero. Como se señaló en el apartado correspondiente a los datos, son iguales a cero el 40%, 20% y 52% de las observaciones de consumo de carneA, carneB y pollo respectivamente.

Una alternativa posible al momento de estimar modelos con soluciones de esquina es utilizar modelos Tobit (Tobit de tipo 1 en la clasificación de Amemiya, 1985). Estos, se emplean frecuentemente en casos donde la variable está censurada; es por ello que se ha hecho habitual en la literatura llamar modelos con datos censurados también a los modelos con soluciones de esquina. Al respecto, cabe aclarar que en los modelos con soluciones de esquina no hay problemas de datos no observados como sí los hay, en los modelos con variables censurada propiamente dichos (Wooldrige, 2002). Sin embargo, debido a que ambas dificultades se resuelven con el mismo método y a que el main-stream ha optado por este camino; en adelante se denominará “modelo para datos censurados” a los modelos para soluciones de esquina. El problema de utilizar modelos Tobit es que, para obtener estimadores consistentes e insesgados, debe suponerse que la distribución condicional de los errores es normal y homoscedástica. Generalmente, este supuesto no se cumple en los modelos donde lo que se intenta explicar es el consumo, y el hecho de que los coeficientes beta estimados en los diferentes cuantiles sean distintos es una prueba de ello (ver el apartado de resultados). Por este motivo, entre otros ya nombrados, se prefirió utilizar un modelo RQ con un ajuste para modelos con datos censurados.

El modelo estándar para datos censurados puede escribirse de la siguiente manera:

$$y_i = \begin{cases} x_i & \text{si } x_i > u_i \\ 0 & \text{si } x_i \leq u_i \end{cases} \quad (17)$$

Powell (1986) mostró que bajo ciertas condiciones de regularidad existe un modelo de Regresión por Cuantiles para Datos Censurados (RQC) que produce estimaciones consistentes, independientemente de la distribución del término de error. El modelo RQC es el siguiente:

$$Q(y_i|x_i) = \max(0, Q(x_i - u_i|x_i)) \quad (18)$$

Cuando el cuantil condicional del término de error es cero, la expresión anterior es:

$$Q(y_i|x_i) = \max(0, x_i) \quad (19)$$

Los estimadores en un modelo RQC se obtienen resolviendo el siguiente problema de optimización:

$$\hat{\beta}^{cen} = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (I(y_i - \max(0, x_i)) - (y_i - \max(0, x_i))) \quad (20)$$

Véase que para las observaciones en las que $x'_i \geq \max(x'_i)$ Por lo tanto en (17) se resuelve el problema de minimización utilizando solo las observaciones en las que $x'_i < \max(x'_i)$

En la práctica, para resolver este problema de minimización se utilizó el algoritmo propuesto por Buchinsky (1994). Este algoritmo iterativo comienza utilizando todas las observaciones y calcula los valores ajustados $\hat{x}'_{i \wedge}$. Luego las observaciones con valores ajustados negativos se borran y se vuelve a realizar la estimación de los valores ajustados con la nueva muestra. Se repite el procedimiento hasta que se logra convergencia, es decir hasta que no se encuentran valores ajustados negativos en dos iteraciones sucesivas. Los desvíos estándar de los estimadores obtenidos con este algoritmo se calcularon utilizando *bootstrapping*.

RESULTADOS

En la tabla VI se reportan los coeficientes estimados de las tres regresiones correspondientes a cada uno de los alimentos, con su respectivo desvío

estándar entre paréntesis. En cada una de las columnas, luego de los coeficientes, figura la cantidad de observaciones que fueron tenidas en cuenta en la estimación luego de la corrección por datos censurados. En los tres cuantiles¹² de cada uno de los productos la censura afectó los coeficientes, por lo cual todos ellos fueron calculados utilizando el algoritmo de Buchinsky.

Los coeficientes de determinación resultaron ser como mínimo de 0.0392 para el cuantil 0.5 de la distribución condicional del consumo de pollo, y como máximo de 0.1562 para el cuantil 0.9 de carneB.

En la tabla VI puede observarse que el efecto del logaritmo del precio de un bien sobre la cantidad consumida de ese bien es en todos los casos negativo y significativo al 99%, lo cual es consistente con la teoría microeconómica clásica. Estos coeficientes representan el cambio en el consumo del bien (en kilos), frente a un cambio de un 1% en el precio del bien. A modo de ejemplo, el primer coeficiente que aparece en la tabla es -0.7243, esto significa que por cada 1% que disminuye el precio de la carneA, el cuantil 0.10 de la distribución condicional del consumo mensual de carneA aumenta en 0.7243 kilos. En la tabla VII puede notarse que las elasticidades precio propias disminuyen a medida que aumenta el cuantil condicional del consumo en cada uno de los bienes (a excepción del caso de la carneB donde el coeficiente para el cuantil 0.9 aumenta levemente con respecto al cuantil 0.5)¹³. Esto significa que los hogares que tienen una alta preferencia por cierto bien, son los menos sensibles ante cambios en el precio de ese bien. En la tabla VIII figuran los puntos utilizados para el cálculo de las elasticidades (ver fórmula de elasticidades en el apartado “modelo empírico”).

En cuanto a las elasticidades cruzadas (tabla VII) puede decirse que no todas resultan significativas al 10%, y las que sí lo hacen poseen signos positivos –lo cual representa una relación de sustitución entre los bienes- o negativos -relación de complementariedad-. Puede observarse una relación significativa de sustitución entre la carneA y la carneB para el cuantil 0.5 que

¹² En este apartado cada vez que se hable de cuantiles se estará haciendo referencia al cuantil de la distribución condicional del consumo del bien respectivo.

¹³ Para el cuantil condicional 0.10 del consumo de carneA la elasticidad es sumamente grande (pero no infinita) debido a que el denominador de la división (la mediana del consumo de carne en el cuantil 0.10) es casi cero. Si en vez de tomar la mediana se tomara la media del consumo ajustado, esta elasticidad sería de 0.718.

disminuye para el cuantil 0.9. La relación inversa (es decir carneB-carneA) es también de sustitución, pero solo significativa en el cuantil 0.9. La relación carneA-pollo es de sustitución y significativa para el cuantil 0.5 y 0.9. Sin embargo, la elasticidad pollo-carneA es de complementariedad para el cuantil 0.1 y de sustitución para el cuantil 0.5. La CarneB y el pollo presentan una relación de complementariedad significativa para el cuantil 0.5 y 0.9. Esta misma relación pero a la inversa, también es de complementariedad y significativa para todos los cuantiles de la distribución del consumo de pollo.

En cuanto a las elasticidades ingreso, puede notarse que ninguna de ellas es superior a la unidad, por lo tanto ninguno de los bienes puede ser considerado de lujo para cualquiera de los cuantiles. La elasticidad ingreso de la carneA es positiva (bien normal) y significativa para los cuantiles 0.5 y 0.9. Lo mismo sucede en el caso de la carneB. En el caso del pollo, la elasticidad ingreso es negativa (bien inferior) para el cuantil 0.10, sin embargo para los cuantiles 0.5 y 0.9 esta tiene signo positivo.

Con respecto a la elasticidad tamaño del hogar, se observa que esta es positiva en todos los casos y menor a la unidad para todos los bienes salvo para el cuantil 0.5 del consumo de pollo.

En la tabla VI puede observarse que el coeficiente de la variable binaria correspondiente a nivel educativo alto del hogar (Dalto) posee signo negativo en todos los cuantiles de todos los productos en que este es significativo. Por el contrario, el coeficiente correspondiente a la variable binaria nivel educativo bajo, posee signo negativo para el cuantil 0.5 de CarneA y 0.10 de pollo. Para el cuantil 0.5 y 0.9 de la distribución del consumo de CarneB y el cuantil 0.9 de pollo, este signo es positivo. Esto sugiere que los hogares con un nivel de educación alto consumen menos cantidades de los tres bienes que los hogares con un nivel de educación medio (sobre todo en los cuantiles medios y altos); mientras que los hogares con un nivel de educación bajo consumen mayores cantidades de carneB que los hogares con un nivel más alto (sobre todo en los cuantiles medios y altos).

Las variables regionales son significativas al 10% o más en la mayoría de los casos, sugiriendo que la región en que reside el hogar es un variable que afecta significativamente el consumo del mismo.

Tabla 6: COEFICIENTES ESTIMADOS PARA CADA UNA DE LAS REGRESIONES PARA LOS CUANTILES

	c_carnea			c_carneb			c_pollo		
lpi_carnea	-7.243*** (-1.3878)	-3.450*** (0.3078)	-4.782*** (0.3307)	-5.19E-10 (0.2357)	0.335 (0.4013)	1.990*** (0.8649)	-4.49e-09*** (1.1222)	0.676*** (0.9256)	0.375 (0.5218)
lpi_carneb	-1.46E-09 (0.3967)	1.464*** (0.2271)	0.977*** (0.2650)	-6.581*** (0.4865)	-3.262*** (0.2491)	-9.395*** (0.5637)	2.24e-09*** (0.8811)	3.857*** (1.9408)	2.145*** (0.2442)
lpi_pollo	6.47E-09 (0.6741)	0.429** (0.2240)	0.943*** (0.4157)	2.65E-09 (0.2437)	-0.669** (0.3815)	-1.829*** (0.5288)	-9.806*** (1.8789)	-1.930*** (12.3898)	-5.108*** (0.2864)
Ltamhog	-5.68E-10 (0.2587)	2.232*** (0.1218)	3.229*** (0.1249)	-3.76E-09 (0.2158)	6.490*** (0.1505)	9.265*** (0.2577)	-2.54e-10*** (0.2382)	0.817*** (0.5543)	2.304*** (0.2040)
Lingrotif	1.51E-09 (0.1606)	2.005*** (0.0965)	2.822*** (0.1040)	2.04E-10 (0.0579)	1.320*** (0.1109)	3.835*** (0.2414)	1.08e-09*** (0.4217)	3.651*** (1.8129)	3.668*** (0.1680)
Dalto	1.49E-09 (0.2727)	-1.030*** (0.1603)	-0.654*** (0.2091)	7.09E-10 (0.1266)	-3.642*** (0.2496)	-3.029*** (0.3918)	-8.88e-11*** (0.3902)	-2.546*** (1.2869)	-1.769*** (0.2984)
Dbajo	-3.31E-09 (0.3735)	-0.745*** (0.1599)	-0.0997 (0.1885)	-6.11E-10 (0.1773)	1.094*** (0.1687)	2.366*** (0.3498)	-3.73e-10*** (0.7415)	-0.187 (0.3793)	0.599** (0.2428)
dr2	1.75E-09 (0.1064)	0.524*** (0.1364)	0.775*** (0.1895)	-9.32E-10 (0.1792)	2.211*** (0.1944)	2.407*** (0.3966)	-2.14e-09*** (0.7024)	-0.826*** (0.7912)	-1.339*** (0.2922)
dr3	-9.74E-10 (0.1797)	2.467*** (0.1791)	4.064*** (0.2313)	-9.53E-10 (0.3183)	1.952*** (0.2247)	3.124*** (0.5452)	-3.77e-09*** (1.3409)	-1.647*** (1.2034)	-1.738*** (0.2967)
dr4	0.926*** (0.2101)	1.549*** (0.2151)	4.219*** (0.2598)	-2.94E-09 (0.3788)	2.903*** (0.2749)	3.695*** (0.6097)	-3.72e-09*** (1.1891)	-1.116*** (1.2293)	-1.454** (0.3375)
dr5	-1.62E-09 (0.2934)	0.668*** (0.1714)	0.473* (0.2549)	-2.90E-09 (0.1606)	1.212*** (0.2321)	0.515 (0.4614)	-2.96e-09*** (1.0808)	-0.891*** (0.8079)	-1.602*** (0.3247)
dr6	-4.27E-09 (0.7494)	-1.602*** (0.3506)	0.709*** (0.2628)	2.48E-09 (0.3696)	-1.854*** (0.2756)	0.119 (0.5169)	-6.43e-09*** (1.7142)	-5.132*** (4.2609)	-1.639*** (0.4097)
Constante	10.04*** (2.6225)	-10.30*** (0.6380)	-8.049*** (0.7286)	6.915*** (0.6465)	-4.436*** (0.8641)	-5.598*** (1.8112)	9.063*** (3.5054)	-24.17*** (23.9159)	-9.698*** (1.2570)
Observaciones	11746	23145	27133	16337	25940	27200	20000	19861	27170
Pseudo R-cuadrado	0.1455	0.0505	0.147	0.0914	0.1026	0.1562	0.097	0.0392	0.0912

Desvío estándar entre paréntesis
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 7: ELASTICIDADES PARA CADA UNO DE LOS CUANTILES CONDICIONALES

	Cuantiles CarneA			Cuantiles CarneB			Cuantiles Pollo		
	0.1	0.5	0.9	0.1	0.5	0.9	0.1	0.5	0.9
Precio Carne A	-	-0.9423***	-0.4257***	0.0000	0.0333	0.0812***	0.8602***	0.1948***	0.0272
Precio CarneB	-0.1594	0.3999***	0.0870***	-3.9477***	-0.3241***	-0.3834***	0.4292***	1.1115***	0.1557
Precio Pollo	0.7063	0.1172**	0.0839***	0.0000	-0.0665**	-0.0747***	-	-0.5562***	-0.3707***
Ingreso	-0.0620	0.6096***	0.2874***	-0.0000	0.6449***	0.3781***	-0.0487***	0.2354***	0.1672***
Tamhog	0.1648	0.5476***	0.2512***	0.0000	0.1312***	0.1565***	0.2069***	1.0521***	0.2662***

Tabla 8: MEDIANA DEL CONSUMO ESTIMADO EN CADA CUANTIL.

Variable	Cuantil		
	0.1	0.5	0.9
c_carnea	9.16E -09	3.661138	11.23344
c_carneb	1.667064	10.0637	24.50479
c_pollo	5.22E -09	3.470074	13.77934

CONCLUSIONES

Existe evidencia a favor de que una baja ingesta de carne vacuna es perjudicial para la salud, como así también lo es una ingesta excesivamente alta de este tipo de alimentos. Un alimento que es recomendado por especialistas como un posible sustituto de la carne vacuna es el pollo. Por este motivo resulta de interés investigar el comportamiento de los hogares frente a este tipo de bienes.

En primer lugar, debe destacarse que la diferencia entre los coeficientes estimados para cada uno de los cuantiles condicionales del consumo de carne de alta calidad, carne de baja calidad, y pollo justifica la utilización del Modelo de Regresión por Cuantiles. Estas diferencias en los coeficientes evidencian las diferencias existentes en el comportamiento de hogares con alta, media y baja preferencia por cada uno de los bienes estudiados; como así también, la heteroscedasticidad en la distribución condicional del consumo.

En segundo lugar, los resultados sostienen la existencia de una relación de sustitución entre la carne de alta calidad y el pollo para los hogares con una preferencia media y alta por la carne de alta calidad. Sin embargo, la carne de baja calidad y el pollo resultan alimentos complementarios para los hogares con una preferencia media y alta por la carne de baja calidad.

Si se observan los resultados correspondientes a los hogares de media y alta preferencia por la carne de alta calidad, puede notarse que existe una relación de sustitución entre el pollo y los dos tipos de carne vacuna. Estos resultados sugieren que un aumento en el precio de la carne de alta o baja calidad generará incentivos a que este tipo de hogares reemplacen parte de su consumo de carne vacuna por pollo.

En tercer lugar, las elasticidades ingreso de los dos tipos de carne vacuna duplican a las del pollo en los hogares con media y alta preferencia por cada uno de los tres tipos de alimentos, sugiriendo que un mismo incremento en el ingreso generaría un aumento mayor en el consumo de carnes que en el de pollo, en términos porcentuales.

Por último, aumentos en la cantidad de miembros del hogar provocan incrementos en el consumo de cada uno de los alimentos analizados, siendo el aumento porcentual en el consumo de pollo el de mayor magnitud.

BIBLIOGRAFÍA CONSULTADA

- Al-Kahtani, S. y Sofian, B., (1995) "Estimating preference change in demand meat in Saudi Arabia", *Agricultural Economics*, 12, pp. 91-98.
- Amemiya, T., (1984) "Tobit Models: A Survey." *Journal of Econometrics* 24 (1984): 3-61.
- Buchinsky, M.(1994) "Changes in the US Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression." *Econometrica* 62 (1994), pp. 405-58.
- Byers, T.; (2002) Nestle M.; McTiernan A.; Doyle C.; Currie-Williams A.; Gansler T.; and Thun M., "American Cancer Society Guidelines on Nutrition and Physical Activity for Cancer Prevention: Reducing the Risk of Cancer with Healthy Food Choices and Physical Activity", CA: *A Cancer Journal for Clinicians*, 2002; 52; 92-119.
- Capps, O. and Havlicek, J., (1984). "National and Regional Household Demand for Meat, Poultry and Seafood: A Complete System Approach",

- Canadian Journal of Agricultural Economics*, 32(1), pp.93–108.
- Christensen, L., Jorgenson, D. y Lau, L., (1975) “Transcendental logarithmic utility functions”. *American Economic Review*, 65, pp.367-383
- Dahlgran, R.A., (1988) "The Changing Meat Demand Structure in the United States: Evidence from a Price Flexibility Analysis", *North Central Journal of Agricultural Economics*, 10 (July 1988), pp.165-176.
- Deaton, A and Muellbauer, J., (1980) “An Almost Ideal Demand System” *The American Economic Review*, Vol. 70, N° 3, Jun., (1980), pp. 312-326.
- Deaton, A., (1997) “*The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*”. Baltimore, MD: The John Hopkins University Press, 1997.
- Fernández S. J., (2007) “Estimaciones de demanda de alimentos utilizando un sistema LINQUAD”, Tesis de grado, Universidad Nacional de Mar del Plata, 2007.
- Gao, X. y Spreen, T., (1994). “A Microeconomic Analysis of the United-States Meat Demand”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 42, pp. 397-412.
- Gao, X., Wailes E. y Cramer, G., (1997). “A microeconomic analysis of consumer taste determination and taste change for beef”. *American Journal of Agricultural Economics*, 79 (2), pp. 573-582.
- Gustavsen G. W. and Rickertsen K., (2006) “A Censored Quantile Regression Analysis of Vegetable Demand: The Effects of Changes in Prices and Total Expenditure”, *Canadian Journal of Agricultural Economics* 54 (2006) 631-645.
- Gustavsen G. W. and Rickertsen K., (2004) “For Whom Reduced Prices Count: A Censored Quantile Regression Analysis of Vegetable Demand”, Norwegian Agricultural Economics Research Institute and Department of Economics and Resource Management, presented in the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Denver, Colorado, 2004.
- Heien, D. and Pompelli, G., (1988) “The Demand for Beef Products: Cross-section Estimation of Demographic and Economic Effects” *Western Journal of Agriculture Economics*, 13 (July, 1988), pp.37-44
- Heien, D. and Wessells, C. (1990), “Demand Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach”, *Journal of Business and Economic*

- Statistics*, 8(3), pp.365–71.
- Hendricks, W. and Koenker R., (1992) “Hierarchical Spline Models for Conditional Quantiles and the Demand for Electricity”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 417. (Mar., 1992), pp. 58-68.
- Inst. Nacional de Tecnología Agropecuaria, (2002) “Mercado de la Carne Vacuna Argentina”, *Revista IDIA XXI*: N° 2, 2002, Argentina.
- Koenker, R. and G. Bassett Jr. (1987) “Regression Quantiles.” *Econometrica* 46 (1978): 33–50.
- Koenker, R., and V. D'Orey. (1987) “Computing Regression Quantiles.” *Journal of the Royal Statistical Society, Applied Statistics* 36 (1987): 383–93.
- Krueger, A. B., (2001) “Symposium on Econometric Tools”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4. (Autumn, 2001), pp. 3-10.
- Lee, L. and Pitt, M., (1986) “Microeconomic demand systems with binding nonnegativity constraints: the dual approach”, *Econometrica*, 54, pp. 1237–1242.
- Nayga R., (1995). “Microdata expenditure analysis of disaggregate meat products”, *Review of Agricultural Economics*, 17(3), pp.275-285.
- Manning, W., Blumberg, L., y Moulton, L., “The demand for alcohol: the differential response to price”, *Journal of Health Economics*, 11, pp.355-371.
- Moschini, G. y Meilke, K., (1984), “Parameter Stability and U.S. Demand for Beef” *Western Journal of Agricultural Economics*, 9, pp.271-282.
- Powell, J. L. (1986) “Censored Regression Quantiles.” en *Journal of Econometrics* 32. 1986. p. 143–55.
- Revista IDIA XXI*: N° 2, 2002, “Mercado de la Carne Vacuna Argentina”, INTA, Argentina.
- Shonkwiler, S and Yen, S., (1999) “Two - Step Estimation of a Censored System of Equations”, *American Journal of Agricultural Economics*, 81.
- Smallwood, David, Richard Haidacher, y James R. Blaylock. (1989) “A Review of the Research Literature on Meat Demand” in *The Economics of Meat Demand*. Rueben C. Buse (Ed.), Proceedings of the Conference on the Economics of Meat Demand, pp: 93-124.
- Stewart, H., N. Blisard, and D. Jolliffe. “Do Income Constraints Inhibit Spending on Fruits and Vegetables Among Low-income Households?”, *Journal of Agricultural and Resource Economics* 28:465-80.

- Sosa Escudero, W., (2005) “Perspectivas y Avances Recientes en Regresión por cuantiles”, *Progresos en Econometria*, Asociación Argentina de Economía Política, 2005.
- Wales, T. and Woodland, A. (1983) “Estimation of consumer demand systems with non-negativity constraints”, *Journal of Econometrics*, **21**, pp. 263–285.
- Wohlgenant, M. K., (1985) “Estimating Cross Elasticities of Demand for Beef”, *Western Journal of Agricultural Economics*, **10**(2), pp. 322-329.
- Wooldrige, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press: Cambridge, 2002.
- Yen, S.T. and Huang, C.L., (2002) “Cross-Sectional Estimation of U.S. Demand for Beef Products: A Censored System Approach”, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, **27**(2), pp. 320-334.