

**ALGUNOS MODELOS ALTERNATIVOS QUE EXPLICAN LAS DECISIONES DE
CONSUMO EN ALIMENTOS. UN INTENTO DE APLICACIÓN EMPIRICA**

**Elsa M. Rodríguez (*)
Miriam E. Berges (*)(**)**

(*) Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. Universidad Nacional de Mar del Plata.

(**) Agradecemos la valiosa colaboración del resto de los integrantes del grupo de Investigación: a Karina Casellas por su intensa dedicación al manejo de los software utilizados , a R.Di Paola, B. Lupín y María A. Aguirre por la preparación de la base de datos.

I. Introducción

Los estudios sobre el comportamiento de los consumidores constituyen una importante fuente de información para realizar proyecciones de demanda y hacer comparaciones entre los distintos niveles de bienestar de la población. Los cambios en el consumo futuro de alimentos han sido históricamente explicados teniendo en cuenta los cambios demográficos de la población, y pronosticados mediante la utilización de información de consumo a través del tiempo. La diversidad de productos puestos al alcance del consumidor, los cambios en los estilos de vida, la calidad y precios de los productos han afectado las preferencias de los consumidores en los últimos años.

A partir de 1990, hemos centrado nuestro interés en los cambios producidos en el consumo de alimentos, particularmente en el comportamiento de los gastos en carne vacuna en la ciudad de Mar del Plata y, en la incidencia de variables socio - demográficas, utilizando información proveniente de encuestas a hogares (datos de corte transversal). Estos cambios permiten observar que las carnes rojas pierden participación en la dieta alimentaria y aumentan los gastos en carnes blancas, frutas y verduras y en productos más elaborados.

El objetivo del presente trabajo es explicar el comportamiento del gasto en carnes (Curvas de Engel) y al mismo tiempo evaluar la aplicación empírica de modelos alternativos que permitan captar los consumos de distintos cortes vacunos. El análisis muy desagregado de alimentos, implica una gran probabilidad de existencia de observaciones con valor cero, lo que limita la aplicación de los métodos de estimación de mínimos cuadrados. Presentamos, a manera de una primera etapa en nuestras estimaciones aplicadas a alimentos, regresiones de tipo lineal y de elección binaria – modelos Logit y Probit- para los distintos gastos.

La información utilizada proviene de la reciente Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares relevada por el INDEC para la ciudad de Mar del Plata entre Marzo de 1996 y Marzo de 1997. A partir de una muestra original de 1152 hogares, resultaron finalmente 577 observaciones consistentes que fueron utilizadas para este trabajo. Esta base de datos permite disponer de las características socio - demográficas de los integrantes del hogar, el gasto total en todos los rubros que componen la canasta familiar, y desagregados en los distintos grupos de alimentos adquiridos durante la semana en que las familias brindaron información.

II. Marco Teórico

Los estudios de demanda y en particular de las curvas de Engel son dos enfoques interesantes para analizar la conducta de los consumidores. A partir del primero se intentan evaluar los resultados de las elasticidades precio e ingreso y se asume que los patrones de consumo permanecerán constantes. Con la curva de Engel se estiman elasticidades ingreso o gasto cuyas variaciones responden a cambios en el ingreso -que se presenta dividido por estratos- y en la composición demográfica de las unidades de consumo. En este último caso se carece de información de precios para la estimación directa de las elasticidades precio.

Para poder determinar el modelo que mejor explique la conducta del consumidor es necesario conocer no sólo los avances de la Teoría Económica sino también las características particulares de la información disponible.

Una amplia variedad de modelos describen la distribución de los gastos de los consumidores con una buena información de sus preferencias, tal es el caso del Sistema Lineal de Gastos (LES) introducido por primera vez por Klein y Rubin (1947) y que fue posteriormente utilizado por Stone (1954). Este modelo preserva la linealidad de la Teoría de demanda neoclásica imponiendo restricciones de aditividad, homogeneidad y simetría. Si bien tiene la ventaja de ser relativamente fácil de interpretar, al ser tan restrictivo no permite visualizar el comportamiento de los bienes inferiores y sus funciones de Engel resultan muy difíciles de aplicar empíricamente como lo plantean Sadoulet y de Janvry, (1995).

El Sistema Casi Ideal de Demanda (AIDS de Deaton y Muellbauer, 1980) que satisface las restricciones generales de un sistema de demanda tiene la ventaja de ser fácilmente estimable pero presenta dificultades para modelar comportamientos actuales del consumo (Wohlgenant, 1984). Los supuestos de homogeneidad y simetría que requiere y la restricción sobre los bienes de lujo –que no pueden transformarse en necesarios y viceversa ante cambios en el ingreso -, son rechazados generalmente por los datos.

Otros autores interesados en analizar la incidencia de variables socio demográficas comienzan a partir de 1980 a realizar importantes aportes metodológicos de aplicación empírica. En este sentido Pollak, R y Wales, T (1981), Wcox, T y Wohlgenant (1986), Kokoski, M. (1986, utiliza el Sistema de Gastos Cuadráticos), Timmer, P. y Alderman, H. incorporan variables tales como la edad del jefe de familia, el nivel de educación de la persona que realiza las compras, la edad de los integrantes; obtienen resultados interesantes y concluyen que tanto las diferencias demográficas como los cambios en las preferencias son relevantes.

Recientemente, aparecen en la literatura una serie de trabajos empíricos tendientes a modelar y a corregir los problemas de estimación generados por consumos cero observados en grupos desagregados de alimentos. Esta situación aparece en los datos de corte transversal debido a que ciertos productos, si bien son consumidos regularmente en los hogares, no fueron adquiridos durante el período en que fue realizada la encuesta.

Estos trabajos demuestran que los métodos convencionales de estimación (Mínimos Cuadrados Ordinarios) resultan inapropiados para el análisis de las elecciones de consumo, debido a que sus estimadores son sesgados e inconsistentes (Maddala, 1996) al no cumplirse los supuestos de media cero y ausencia de correlación con las variables exógenas del término de error.

Los modelos Logit y Probit (Greene,1993, Maddala,1996) suponen la existencia de una variable binaria que toma valor 1 si la variable observada es positiva y cero en caso contrario, para explicar la probabilidad de ocurrencia. El modelo Tobit (Tobin,1958) conocido como el modelo de regresión normal censurado, utiliza las observaciones positivas y ceros en el proceso de estimación. Si bien puede resultar más correcto desde el punto de vista teórico para la estimación de modelos de infrecuencia de compras, ha dado lugar a una vasta y controvertida aplicación empírica en el análisis de alimentos.

Thraen, Hammond, J. y Buxton, B. (1978) aplicaron el modelo Tobit para estimar la elasticidad de demanda de un grupo de productos lácteos. Las ecuaciones de demanda lineales resultaron combinaciones de precio del producto, ingreso familiar, número de integrantes y educación del jefe de familia. Estos autores concluyen que las elasticidades precio e ingreso derivadas de datos de corte transversal, que sólo tienen en cuenta a los que compran el producto, subestiman significativamente la respuesta del mercado total a los cambios en los precios.

Heines, P., Guilkey, D. y Popkin, B. (1988) cuestionan la aplicación de los modelos Tobit en las decisiones de consumo dentro de un grupo particular de alimentos pues el análisis supone que se lleva a cabo en un solo paso. Los determinantes de si hay o no consumo son diferentes a los que explican cuánto consumir. En este sentido Cragg (1971) desarrolló varias generalizaciones del modelo Tobit y planteó que el proceso de decisión de los consumidores se lleva a cabo en dos pasos: 1) Decide si consume o no el producto y 2) Qué cantidad, si decide la adquisición del mismo. Estos modelos reciben el nombre de "Double Hurdle".

Los trabajos de Reynolds (1990), Burton y Young (1994) y Cornick, Cox y Gould (1994) aplican estos modelos al estudio de demanda de vegetales frescos, carne y leche fluida, resaltando la importancia de variables socioeconómicas sobre estos productos y pretenden demostrar que las decisiones de comprar o no y cuánto adquirir de ellos están afectadas por distintos factores. Reynolds en sus resultados rechaza la aplicación del modelo Tobit para analizar el consumo de vegetales frescos concluyendo que un mismo conjunto de variables explicativas puede tener efecto diferente en términos de magnitud, dirección y grado de significatividad al tener en cuenta estas decisiones separadas. Burton y Young concluyen que la ocupación y el sexo del jefe son determinantes significativos de la participación presupuestaria de las carnes, pero no de los niveles de gastos.

Cornick y otros en su análisis sobre el consumo de leche fluida encuentran que la leche entera se comporta como un bien inferior y que se encuentra negativamente relacionada con el nivel de educación del jefe de familia. El ingreso no tiene un efecto significativo en los lácteos descremados pero sí el nivel de educación.

Finalmente un estudio de demanda de alimentos para Costa Rica realizado por Jansen, H., Geurts, J. y Tilburg, A. (1997) demuestran el fuerte sustento estadístico del modelo de Cragg (double-hurdle) al comparar los coeficientes de elasticidad estimados con los obtenidos por el modelo Tobit y su comportamiento según distintos niveles de ingreso.

III. Hipótesis

- El efecto de los cambios en el comportamiento de consumo de alimentos de las familias, debido a variaciones en el ingreso, al nivel de educación, la ocupación, y la edad de sus integrantes puede ser mejor identificado y cuantificado desagregando los distintos tipos de alimentos.
- La significatividad de las distintas variables explicativas difiere al desagregar la carne vacuna en cortes de distinta calidad, precio y facilidad de preparación de comidas.

- Las nuevas pautas de consumo de las familias argentinas cambian la asignación del presupuesto en alimentos, aumentando los gastos en carnes blancas, frutas, verduras y preparados en detrimento de la carne vacuna sin elaborar.

IV. Aplicación empírica

El modelo de regresión lineal ha sido estimado para evaluar la incidencia del gasto total (proxi de ingreso), de los gastos en otras carnes, en frutas y verduras y en alimentos preparados a base de carne, y de una serie de variables tales como la edad y educación del jefe y el número de integrantes del hogar, en las decisiones de gastos en carne y su desagregación por cortes en tres grupos, según la calidad y precio de los mismos (A, B y C)¹.

También se estimaron, teniendo en cuenta lo ya mencionado en el marco teórico, modelos del tipo Logit y Probit.

La variable dependiente Y_i mide los gastos de consumo del hogar íésimo en el bien cuyo consumo se desea modelizar, X_i es un vector que incluye las variables observadas económicas y Z_i las variables demográficas del hogar que influyen en el consumo. En el caso de los modelos Logit y Probit², Y_i es una "binaria", que toma valor cero o uno y lo que se estima es la probabilidad de observar gastos en esos bienes.

El gasto total como proxi de ingreso se espera que ejerza una influencia positiva en los gastos de los cortes de mayor calidad y precio (A) y negativa en los cortes inferiores o baratos (C). Los gastos en otros alimentos (pollo, pescado, fiambres y embutidos, preparados de carne, frutas y verduras) tendrán una influencia positiva si se comportan como bienes complementarios en las dietas alimentarias o negativa si son sustitutos de la carne vacuna.

La influencia de la variable integrantes se espera que sea positiva indicando un aumento en los gastos de consumo al aumentar el número de integrantes en el hogar. Las economías de escala en alimentos intentan ser captadas a través de la variable integrante al cuadrado, la cual debería tener signo negativo. A medida que aumenta el nivel de educación del jefe se espera una mayor diversificación en la dieta alimentaria del hogar, implicando que la misma tiene un efecto negativo en el consumo de carnes. La edad del jefe se espera tenga un efecto negativo sobre el gasto de carne debido a la mayor preocupación por dietas sanas "sin colesterol", a medida que aumenta la edad.

La elección de las distintas variables explicativas y a explicar estuvo condicionada por la disponibilidad de los datos. La utilización del gasto total como proxi de ingreso se debe a que este último aún se encuentra en proceso de estimación por parte del INDEC. Lo mismo sucede con las cantidades consumidas a partir de las cuales

¹ Los grupos de carnes vacunas están integrados por los siguientes cortes: Grupo A: Cuadrada, cuadril, lomo, pesceto, bola de lomo y nalga; Grupo B: Bife angosto, roast beef, bife de chorizo, vacio, paleta, matambre, palomita, asado, bife ancho; Grupo C: Aguja, carnaza común, falda, hueso con carne y carne picada.

² La estimación de los modelos por mínimos cuadrados ordinarios fue realizada con el paquete econométrico E-views, y los modelos Probit y Logit con Limdep.

podrían haberse estimado los precios implícitos y por consiguiente las “calidades” de los distintos productos consumidos.

En el siguiente cuadro se presentan los resultados de las regresiones lineales por mínimos cuadrados para el grupo carnes y desagregadas en los tres tipos mencionados.

Resultados de las regresiones lineales por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

VARIABLE	TOTAL CARNES	GRUPO A	GRUPO B	GRUPO C
	β	β	β	β
Constante	14,884 (2,019 *)	-6,852 (-1,850)	13,058 (2,453*)	8,974 (3,227**)
Gasto total	0,004 (2,228 *)	0,0025 (2,507*)	0,0019 (1,345)	-0,0003 (-0,405)
Integrantes	7,088 (3,048 **)	2,405 (2,058*)	2,922 (1,740)	1,1290 (1,287)
Integrantes^2	-0,608 (-2,258*)	-0,1569 (-1,158)	-0,3191 (-1,639)	-0,044 (-0,438)
Preparados	0,842 (4,673**)	-0,210 (-2,329*)	-0,0112 (-0,086)	-0,00549 (-0,0808)
Embutidos y Fiambres	0,348 (4,678**)	0,1384 (3,697**)	0,138 (2,577*)	0,0476 (1,695)
Frutas y Verduras	0,282 (6,629**)	0,0638 (2,980*)	0,1182 (3,843**)	0,0743 (4,628**)
Pescado	-0,171 (-1,477)	-0,0592 (-1,017)	-0,074 (-0,887)	0,009 (0,206)
Pollo	0,308 (4,026**)	0,0202 (0,525)	0,2054 (3,719**)	0,005 (0,203)
Educación Del jefe	-0,835 (-2,575*)	0,2334 (1,432)	-0,629 (-2,687**)	-0,0058 (-3,774**)
Edad del jefe	0,162 (2,239*)	0,0554 (1,589)	-0,123 (-2,367*)	-0,072 (-2,651*)
R ²	0,348	0,164	0,153	0,120
N	577	577	577	577

Valores estadísticos t entre paréntesis

El valor del coeficiente de determinación (R^2) es muy bajo para los distintos grupos de cortes de carne vacuna aún cuando cabe esperar que lo sean para datos de corte transversal debido a la gran variabilidad en los gastos de los hogares. No obstante el poder explicativo del modelo para el grupo agregado de carnes resultó relativamente más alto (0,34).

Se observan cambios interesantes en los signos y en el nivel de significación de los coeficientes. El gasto total resultó significativo para explicar los gastos totales en carne y en el grupo de mayor calidad y precio. Si bien no resultó significativo para explicar los cortes C, su signo negativo es el esperado teniendo en cuenta que estos cortes se comportan como bienes inferiores.

Los preparados de carne si bien se comportan como sustitutos de los cortes de carne vacuna, sólo resultan significativos en el grupo de mayor calidad y precio, debido a que compiten en la distribución del gasto de las familias que consumen cortes caros. Su comportamiento con respecto al total de carnes es también muy significativo pero actúa, en este caso, como un bien complementario.

Las frutas y verduras resultaron altamente significativas en todos los grupos y su signo indica que complementan a los gastos en consumo tanto de carnes como de cortes de diferente calidad.

El pescado se comporta como un bien sustituto de la carne vacuna pero no resulta significativo estadísticamente ni en los gastos totales ni en los distintos cortes. El pollo complementa las dietas aunque sólo parecen explicar las decisiones de gastos en el grupo B y en todas las carnes vacunas agregadas.

La variable educación del jefe a excepción de los cortes de mayor calidad tuvo el signo esperado indicando que hay una tendencia a diversificar la dieta. Dada la estrecha vinculación entre altos niveles de educación y altos ingresos podría inferirse que los hogares con mejores estándares de vida aumentan los consumos de cortes A.

Finalmente la edad del jefe explica significativamente los gastos en los gastos de carnes agregadas y en los cortes B y C. Se observa que cambia su signo, es positivo para el total de carnes y el grupo A y negativo para los del grupo B y C reflejando probablemente el consumo de alimentos más sanos y con menor contenido graso como son los cortes de alta calidad.

Típicamente las muestras de corte transversal como la utilizada en este trabajo presentan problemas de heteroscedasticidad debido a las grandes variaciones entre los niveles de gasto de los hogares. Se realizó la prueba de White (Maddala, 1996) y si bien los resultados obtenidos no son concluyentes para determinar su existencia, los bajos coeficientes de determinación en todos los casos permiten desconfiar de estos resultados.

IV.1. Modelos de elección binaria

Al dividir el consumo de carne en los tres grupos considerados, resulta interesante investigar las elecciones de las familias; en función de qué variables basan su deseo o capacidad para adquirir carne de un tipo determinado. Como un enfoque alternativo se estimaron modelos cuya variable dependiente es del tipo dicotómica, tendrá valor cero si no adquiere carne del grupo considerado o valor uno, si ha adquirido alguna cantidad positiva. Lo que se modeliza entonces es la probabilidad de adquirir un tipo determinado de carne, bajo el supuesto de una distribución de los errores de tipo normal o logística, según que se utilice un modelo probit o logit.

Ambos modelos difieren en el valor de sus coeficientes ³, pero sus resultados son similares si se comparan las derivadas parciales de las funciones de probabilidad con respecto a cada una de las variables evaluadas en los valores promedio, esto es si se

³ Los coeficientes del modelo Logit resultan iguales a los del Probit multiplicados aproximadamente por 1,61 en concordancia con los resultados esperados. Greene W. (Op.cit)

calculan los efectos marginales de un cambio en las variables sobre la probabilidad de compra.

Es interesante ver que no todas las variables que resultaron significativas al explicar el gasto en cada grupo de carnes por mínimos cuadrados ordinarios, son igualmente buenas para predecir la probabilidad que una familia adquiera esos bienes.

Resultados de las Estimaciones Probit y Logit para los cortes tipo A.

Variable	MODELO PROBIT			MODELO LOGIT		
	β	<i>t</i>	<i>Derivada</i>	β	<i>t</i>	<i>Derivada</i>
Constante	-1.6582	-4.276		-2.6912	-4.170	
Gasto Total	0.000147	1.427	0.000057	0.00024	1.338	0.000057
Integrantes	0.26217	2.187	0.05012	0.42804	2.147	0.0514
Integrantes^2	-0.02029	-1.479		-0.03288	-1.446	
Frutas y Verduras	0.00712	3.099	0.00277	0.01163	3.017	0.00282
Embutidos y Fiambres	0.01040	2.127	0.004056	0.01686	2.028	0.00408
Pollo	0.00534	1.355	0.002081	0.00878	1.354	0.002131
Pescado	-0.001316	-0.208	-0.000512	-0.00188	-0.183	-0.00046
Edad del jefe	0.007978	2.115	0.00310	0.01307	2.097	0.00317
Educación del jefe⁴	-0.000523	-0.032	-0.000204	-0.00211	-0.077	-0.00051
Preparados	-0.03627	-3.552	-0.01413	-0.0632	-3.405	-0.01537

En la tabla anterior, para el Grupo A se observa que si bien el signo de los coeficientes no cambia, -indicando que las mismas variables que contribuyen a un mayor o menor gasto, implican también una mayor o menor probabilidad de adquisición- cae significativamente el valor “t” correspondiente al gasto total, al gasto en pescado y la educación del jefe de familia.

Esta última variable sí presenta un cambio de signo, lo que permitiría preguntarnos qué representa. Se la utiliza muchas veces para aproximar el estrato social al que pertenece la familia, indicando mejor calidad de vida para los profesionales y en ese sentido es esperable que mayor educación se correlacione con mayor gasto total, pero desde el punto de vista de la probabilidad de compra, podría permitir la hipótesis que familias de este tipo poseen freezer para almacenar este tipo de productos, lo que disminuiría la frecuencia de compra y con ello aumenta la probabilidad de observaciones cero en la semana de relevamiento de los datos.

⁴ Debido a la escasa significación de esta variable, los coeficientes en ambos modelos no cumplen la relación prevista y tampoco las derivadas son coincidentes.

Aunque no se presentan detallados los resultados de otras estimaciones, se probó la incidencia de otras variables para mejorar el número de aciertos clasificados como valor cero o uno según que la probabilidad resultara menor o mayor de 0,5. En todos los casos los aciertos no superan el 65% del total.

La inclusión de variables dummy para indicar tanto la existencia en la familia de una persona encargada de las tareas de “ama de casa” como la presencia de adultos mayores de 60 años, presentó los signos esperados para este tipo de producto, -carnes que necesitan mayor preparación para ser consumidas y resultan de mayor calidad y menor tenor graso-, sin resultar significativas.

Finalmente el mejor modelo, indica que una familia tiene mayor probabilidad de adquirir carne del grupo A, cuanto mayores son su presupuesto de gastos totales, el promedio de la edad de sus miembros, sus gastos en frutas y verduras, en fiambres y embutidos y cuanto menor su gasto en carnes ya preparadas para su consumo. También aumenta con el número de miembros pero en forma menos que proporcional como lo indica el signo negativo de la variable al cuadrado.

Resultados de la mejor estimación Probit para los cortes tipo A.

VARIABLE	MODELO PROBIT		
	β	T	Derivada
Constante	-1.8033	-4.818	
Gasto Total	0.000168	1.785	0.000065
Integrantes	0.35571	2.707	0.070
Integrantes^2	-0.02677	-1.912	
Embutidos y Fiambres	0.01047	2.119	0.004082
Preparados	-0.03528	-3.473	-0.01375
Edad promedio de la familia	0.008850	2.352	0.00345
Frutas y Verduras	0.007553	3.378	0.002945

Con respecto al Grupo B, los resultados para el modelo completo presentan problemas en los valores “t” de los coeficientes similares a los comentados para el grupo anterior. Al igual que en la estimación por mínimos cuadrados, la variable edad de jefe presenta signo negativo. La probabilidad de adquirir estos cortes disminuye a medida que aumenta la edad del jefe de familia, ya que debido a su rápida preparación son los preferidos por familias más “jóvenes” en edad activa.

El único cambio de signo que se verifica al comparar estos resultados con los coeficientes de MCO es el correspondiente a la variable gasto en pescado; a medida que

éste aumenta, disminuye el gasto en carne tipo B -actuando como sustitutos-, pero aumenta complementariamente la probabilidad de su adquisición.

Resultados de las Estimaciones Probit y Logit para los cortes tipo B.

VARIABLE	MODELO PROBIT			MODELO LOGIT	
	β	t	Derivada	β	t
Constante	0.42884	1.157		0.68676	1.129
Gasto Total	0.000107	1.039	0.000042	0.000179	1.020
Integrantes	0.20455	1.767	0.008955	0.32661	1.692
Integrantes^2	-0.02765	-2.070		-0.04448	-1.977
Frutas y Verduras	0.00503	2.212	0.00197	0.008153	2.114
Embutidos y Fiambres	0.005925	1.640	0.002324	0.012711	1.619
Pollo	0.01106	2.701	0.004338	0.018259	2.686
Pescado	0.002803	0.442	0.001099	0.004691	0.446
Edad del jefe	-0.00854	-2.324	-0.003350	-0.01390	-2.317
Educación del jefe	-0.05944	-3.587	-0.023314	-0.09672	-3.561
Preparados	-0.01137	-1.243	-0.004463	-0.01816	-1.212

Pierde importancia la variable gasto en preparados a base de carne, y esto es esperable ya que los productos agrupados en B son mucho menos sustitutos del tipo de preparados que comúnmente se comercializan.

Otras variables que se probaron y merecen algún comentario a pesar de no contribuir en mucho a la predicción del modelo fueron: la presencia de un ama de casa, que resultó con signo negativo tal como es de esperar para estos productos de rápida preparación (asados, bifés), el número de miembros adultos entre 45 y 60 años con signo positivo y una dummy para jefes de familia jubilados con signo negativo.

El número de aciertos no es mayor que en el caso anterior, pero aquí la distribución es distinta, como el porcentaje de familias que consume B es mayor que en el caso de A, tanto el probit como el logit predicen relativamente mejor los unos en este caso y los ceros en el caso A.

Ninguno de los probit ensayados para explicar los cortes B, arrojó estimaciones con parámetros totalmente satisfactorios como para ser presentados en este trabajo. Sin embargo resultaron ser significativas en todos los casos: el número de integrantes y su

cuadrado, el gasto en verduras y el gasto en pollo –que aumentan la probabilidad - y la edad del jefe y su nivel de educación, que la disminuyen.

Para el Grupo de carnes C, el cuadro siguiente presenta las estimaciones Probit y Logit para las mismas variables seleccionadas en los grupos anteriores y para mínimos cuadrados, a efectos de efectuar comparaciones.

Resultados de las Estimaciones Probit y Logit para los cortes tipo C.

VARIABLE	MODELO PROBIT			MODELO LOGIT	
	β	t	Derivada	β	T
Constante	0.14720	0.395		0.21201	0.346
Gasto Total	-0.000141	-1.346	-0.000055	-0.00023	-1.314
Integrantes	0.33671	2.801	0.0531	0.55069	2.795
Integrantes^2	-0.030813	-2.200		-0.05030	-2.214
Frutas y Verduras	0.007313	3.262	0.00289	0.01192	3.189
Embutidos y Fiambres	0.006696	1.621	0.00265	0.01078	1.615
Pollo	-0.000702	-0.183	-0.000278	-0.00105	-0.167
Pescado	0.001901	0.325	0.000753	0.00311	0.321
Edad del jefe	-0.008646	-2.354	-0.003423	-0.01386	-2.292
Educación del jefe	-0.07632	-4.499	-0.030216	-0.12306	-4.396
Preparados	-0.01418	-1.519	-0.005616	-0.0230	-1.475

Al comparar estos signos con los obtenidos para explicar el gasto por MCO, el único cambio se verifica en pollo, de la misma manera que explicáramos para el gasto en pescado con el grupo B.

Relacionados con la probabilidad de adquirir este tipo de carne, considerado de inferior calidad, están las variables que indican calidad de vida de las familias: menor nivel de educación del jefe, familias más numerosas y más jóvenes y con menor presupuesto de gastos totales.

De acuerdo con lo manifestado en el párrafo anterior, otras variables ensayadas arrojaron respuestas en la misma dirección: la educación promedio de la familia, la presencia de un miembro “ama de casa” y aún una dummy para indicar jefe de familia desocupado, resultó positiva.

El modelo probit con mejor valor predictivo para el Grupo C, que se presenta en la tabla siguiente, indicó que la probabilidad de adquirir estos productos se relaciona

inversamente con el nivel de gastos totales de las familias, con su educación promedio, con la edad del jefe y la cantidad de productos ya preparados -incluyendo en ese grupo las hamburguesas- y directamente con el número de integrantes y el gasto en frutas y verduras y en fiambres y embutidos.

Resultados de la mejor estimación Probit para los cortes tipo C.

VARIABLE	MODELO PROBIT		
	β	<i>t</i>	Derivada
Constante	0.34676	0.897	
Gasto Total	-0.000125	-1.222	-0.0000496
Integrantes	0.35969	2.983	0.05554
Integrantes^2	-0.03343	-2.383	
Educación promedio de la familia	-0.09954	-4.903	-0.0394
Frutas y Verduras	0.007922	3.654	0.003136
Preparados + hamburguesas	-0.007578	-1.182	-0.002999
Ebutidos y Fiambres	0.007536	1.808	0.002983
Edad del jefe	-0.009425	-2.550	-0.003731

A modo de síntesis y comparando el efecto de cada variable sobre la probabilidad de adquirir carne de cada uno de los grupos podemos concluir que:

- A medida que se incrementa el presupuesto de la familia, aumenta la probabilidad de adquirir cortes de alta calidad (A) y disminuye la de los de calidad inferior (C).
- El aumento en el tamaño de la familia aumenta en mayor medida la probabilidad de adquirir C y A, respecto a B.
- Similar comportamiento se observa a medida que aumenta el gasto en frutas y verduras –relacionado más con el número de integrantes que con la mayor calidad de vida, dada la disponibilidad de muchos vegetales en conserva con precios relativos en disminución.
- El gasto en fiambres y embutidos, en cambio incrementa mucho más la probabilidad de adquirir A.
- El incremento en los gastos de pollo y pescado es complementario y tiene mayor efecto sobre la probabilidad de adquirir carne tipo B, que se caracteriza por responder mayoritariamente a las elecciones de los adultos.
- La edad del jefe disminuye en mayor medida la probabilidad de comprar C y B y aumenta la de A.
- El nivel de educación disminuye mucho más las chances de elegir C y B, tal como era de esperar a medida que mejora la calidad de la dieta alimentaria.
- La adquisición de preparados de carne, es mucho más sustitutiva de las compras de carne A que de las restantes.

V. Conclusiones

Los resultados logrados en este primer intento de aplicación empírica, de ninguna manera agotan las posibilidades de estimación tal como expresáramos en el apartado correspondiente al marco teórico, sino que sólo son el inicio de una línea de investigación en la que estamos interesadas.

Como se desprende de la revisión bibliográfica, en estos últimos tiempos existe una serie de alternativas de estimación, con abundante aplicación empírica al caso de los alimentos con resultados que pueden parecer contradictorios y que están, en muchos casos, condicionados al tipo de datos disponibles.

Por este motivo hemos probado otros modelos, como el Tobit simple, el modelo en dos etapas de Heckman y testeado el proceso de decisión en dos etapas de Cragg, que utiliza un probit más un modelo truncado para explicar la parte positiva del consumo. A pesar que no tenemos aún resultados concluyentes que pudieran ser expuestos en el presente trabajo, nos parece interesante continuar en esta última línea.

Los resultados hasta aquí encontrados presentan diferencias en cuanto a los determinantes del comportamiento de las familias para decidir si consumen o no, y qué cantidad consumirán. Sumado a esto, el tipo de datos de la encuesta de gastos de los hogares releva siempre compra y no consumo, con lo cual el enfoque de Cragg aparece como un próximo objetivo razonable de probar.

VI. Bibliografía

- BURTON, M. ; TOMLINSON, M. ; YOUNG, T. (1994)** "Consumer's Decisions Whether or Not to Purchase Meat: A Double Hurdle Analysis of Single Adult Household" **Journal of Agricultural Economics**. **45(2)** 202-212
- CALATRAVA, J. ; NAVARRO, L. (1991)** "Los modelos Tobit en el análisis del consumo de productos agroalimentarios" **Revista de Investigación Agraria**. **6(1)**. España.
- CORNICK, J. ; COX, T. ; GOULD, B (1994)** "Fluid Milk Purchases: A Multivariate Tobit Analysis". **American Journal of Agricultural Economics**. **76**. Feb.1994 74-82
- COX, T. ; WOHLGENANT, M. (1986)**: "Price and quality effects in Cross-sectional Demand Analysis". **American Journal of Agricultural Economics**. **Vol 68 Nro.4**
- CHERNICHOVSKY, D. ; MEESOOK, O. (1982)**: "Patterns of Food Consumption and Nutrition in Indonesia". **The world Bank**.
- CRAMER, J.S. (1973)**: "Interaction of Income and Price in Consumer Demand". **International Economics Review**. **Vol 14. Nro.2, June 1973**.
- DEATON, A. (1978)**: "Specification and Testing in Applied Demand Analysis". **Economic Journal**, **88 (351)**, **September 1978**, pag 524-536.
- DEATON, A. ; IRISH, M. (1982)**: "Statistical Models for Zero Expenditures in Households budgets" **Journal of Public Economics** **23 (1984) 59-80**
- DEATON, A. (1987)**: "Estimation of Own-and Cross-Price Elasticities from Household survey data". **Journal of Econometrics** **Nro. 36**.
- DEATON, A. (1988)** : "Quality, quantity, and spatial variation of price". **American Economic Review**; **78(3)**, **June 418-30**.
- DE JANVRY, A. ; NUÑEZ, A. (1970)**. "Estimación de sistemas de ecuaciones de gastos y demanda". **Económica**. **Año XVI. Nro.1. Abril 1970**.
- FORSYTH, F.G. (1960)**: "The Relationship between Family Size and Family Expenditure". **Royal Statistical Society**, **May 1960**.
- GREENE, W. (1993)**: "Econometric Analysis". Second Edition. Prentice Hall. NJ 07632
- GOURIEROUX, C. (1989)** "Econometrie des variables qualitatives" 2da. Edition. Ed. **Económica**. Paris.
- HAINES, P. ; GUILKEY, D. ; POPKIN, B. (1988)** "Modeling Food Consumption Decisions as a Two-Steps Process". **American Journal of Agricultural Economics**. **August 1988**.

INTRILIGATOR, M. (1978) "Econometrics models, techniques, and applications". Prentice Hall, Inc. New Jersey

JANSEN H. ; GEURTS, J. AND TILBURG A. (1997): "Analysis of domestic food demand in Costa Rica" Paper presentado en la **XXIII International Conference of Agricultural Economists. August 10-16, 1997, Sacramento, California**

LANTERI, L.; MARIN, F. (1985): "Comportamiento de la Demanda Interna de Carne Vacuna en el período 1979/1985". **Anales de la Asociación Argentina de Economía Política". Vol.6. Universidad Nacional de Cuyo.**

LESER, C. (1963): "Forms of Engel functions". **Econométrica. 1964. 32, pag. 1-38.**

MADDALA, G.S. (1990) "Limited –dependent and qualitative variables in econometrics". Cambridge University Press. Reprinted 1990.

MADDALA, G.S. (1996) "Introducción a la Econometría" De. Prentice Hall. México. 1996

MC.DONALD, J. ; MOFFITT, R (1980): "The Uses of Tobit Analysis". **The Review of Economics and Statistics. 1980 318-321**

PITT, M. (1982): "Food Preferences and Nutrition in Rural Bangladesh". **Review of Economics and Statistics. February 1982. 65,105-114.**

POLLAK, R. ; WALES, T. (1980): "Comparation of the Quadratic Expenditures System an Translog Demand Systems with Alternative Specifications of Demographic Effects". **Econométrica Vol. 48 Nro. 3 April 1980.**

PRAIS, S. ; HOUTHAKKER, H. (1955). "The analysis of family budgets". **New York: Cambridge University Press.**

REYNOLDS, A. (1990): "Analysing Fresh Vegetable Consumption From Household Survey Data". **Southern Journal of Agricultural Economics. Vol 22, Nro.2. Dec.1990.**

SAKONG, Y. y HAYES, D. (1993): "Testing the Stability of Preferences: A Nonparametric Approach". **American Journal of Agricultural Economics. Nro.75.May1993.**

SADOULET, E. ; DE JANVRY A. (1995): "Quantitative Development Policy Analysis". **The John Hopkins University Press. Baltimore and London**

THRAEN, J.W.; HAMMOND, J. Y BUXTON (1978): "Estimating components of Demand elasticities from Cross-Sectional Data". **American Journal of Agricultural Economics. Pags. 674-677.**

TIMMER, P. (1981): "Is there 'Curvature' in the Slutsky Matrix". **Review of Economic Statistics. August 1981, 63,395-402.**