

Este documento ha sido descargado de:
This document was downloaded from:



**Portal *de* Promoción y Difusión
Pública *del* Conocimiento
Académico y Científico**

<http://nulan.mdp.edu.ar>



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLIX Reunión Anual

Noviembre de 2014

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-2-2

ESTIMACIONES DE ELASTICIDADES DE
DEMANDA PARA CARNES Y PESCADO EN
ARGENTINA

Pace Guerero, Ignacio
Berges, Miriam
Casellas, Karina

ESTIMACIONES DE ELASTICIDADES DE DEMANDA PARA CARNES Y PESCADO EN ARGENTINA

Pace Guerrero, Ignacio, Berges, Miriam y Casellas, Karina

Instituto de Economía (IE) – Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA)

Universidad Nacional de Mar del Plata

pace.ignacio@inta.gob.ar mberges@mdp.edu.ar kcasellas@gmail.com

Resumen

El objetivo del trabajo es analizar los cambios en el consumo de carne a través de la estimación de un sistema completo de demanda para los principales tipos de carnes. El modelo propuesto es el QUAIDS, cuadrático en el logaritmo del ingreso. La estimación se realiza en dos etapas, de acuerdo con la propuesta de Shonkwiler y Yen (1999), a fin de contemplar el gran número de hogares con consumo cero en cada categoría de gasto. Siguiendo a Cox y Wohlgenant (1986) se emplean precios implícitos ajustados por calidad y finalmente se corrige la endogeneidad en la variable gasto estimando por variables instrumentales. Los datos corresponden a las ENGH para Argentina de 1996/7, 2004/5 y 2012/3. Se calculan las elasticidades precio y gasto para cada periodo y se analizan los cambios en el comportamiento de consumo de los hogares.

Palabras Claves: Consumo de carne – Elasticidades precio y gasto - Modelo QUAIDS - Sistema de Ecuaciones de Demanda.

Códigos JEL: C3- D12

Abstract

The aim of this article is to analyze the changes in household consumption of beef, poultry, pork and fish by estimating a complete demand system. The functional form used was Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS). The model was estimated using Household's Expenditures Survey (ENGHO) between 1996/7 and 2012/13. Estimation employs the Shonkwiler and Yen (1999) method to account for zero consumption, the Wohlgenant and Cox (1986) approach to define implicit prices adjusted for quality and instrumental variables to correct endogeneity in the expenditure variable. Price and expenditure' elasticities were calculated for each period, analyzing the changes in consumption.

Key words: Meat consumption – Price and expenditure Elasticities- QUAIDS Model- Demand System Equations

Introducción

La carne es uno de los alimentos de mayor consumo en Argentina y su precio ha sufrido grandes cambios en el periodo transcurrido entre los años 1996 y 2013. Gran parte de estos cambios han sido consecuencia de políticas aplicadas al sector productivo, que modificaron la oferta pero, particularmente, en los últimos años el foco de muchas de las intervenciones del gobierno ha estado relacionado con la demanda. El alza del precio de la carne ha sido una preocupación que trasciende el ámbito de los hogares para ser también un tema institucional, en virtud de las preferencias de los consumidores argentinos y el lugar privilegiado que aún mantiene en la dieta de la mayoría de los hogares.

En el periodo transcurrido entre los años 1996 y 2013, los precios de los bienes medidos a nivel del consumidor experimentaron un incremento general del 245,75% pero, en particular, el aumento fue proporcionalmente mayor (321.29%) en el rubro de gastos correspondiente a "Alimentos y Bebidas"¹. Un aumento de precios de tal magnitud supone un deterioro en las condiciones de compra que no afecta por igual a todos los tipos de hogares. Las familias relativamente más pobres y con mayor número de hijos menores son las que, en concordancia con las previsiones de la Ley de Engel, destinan una mayor fracción de sus gastos a alimentos y, debido a ello, estarán más afectadas en términos reales. Los alimentos en general son bienes de primera necesidad, razón por la cual el no-consumo constituye una alternativa no viable y los hogares han debido desarrollar alguna estrategia de consumo que les permitiera adaptarse a las nuevas condiciones del mercado. La hipótesis es que, seguramente, se han producido cambios en los patrones de consumo de las familias como respuesta a los cambios en el contexto. Es de esperar que existan sustituciones entre alimentos, en la medida que eso sea posible, y se consuma relativamente más de aquellos cuyos precios hayan aumentado proporcionalmente menos que el resto.

Si se acepta que el nivel óptimo de consumo de los hogares es el resultado del supuesto que postula que los individuos en el hogar maximizan su función de utilidad sujeta a las restricciones impuestas por el ingreso y los precios del mercado, la teoría de la demanda provee las herramientas adecuadas para analizar los cambios en el comportamiento del consumidor. Las ecuaciones de demanda estimadas y sus elasticidades permiten entender y explicar algunos de estos cambios. Sin embargo, cuando se emplean varios conjuntos de bienes, resulta más eficiente estimar un sistema de demandas, cuyas estimaciones son más consistentes respecto de las obtenidas en forma independiente, ecuación por ecuación, y permite a su vez una mejor comprensión del fenómeno.

No obstante, la estimación de un sistema de demanda no es una tarea sencilla. La teoría no indica cuál es la mejor forma funcional a emplear en las estimaciones aunque sí establece el conjunto de propiedades que todo sistema derivado de una estructura de preferencias debería poseer, vale decir las propiedades de homogeneidad, aditividad y simetría. El investigador debe escoger, entonces, la forma funcional que considere adecuada, así como debe seleccionar también las categorías o grupos de bienes que conforman el sistema de demanda.

Si bien, en Argentina, la estimación de sistemas completos de demandas de alimentos ha sido escasa, se encuentran algunos trabajos con diferentes formas funcionales. Entre ellos se puede mencionar el sistema LA-AIDS (Aproximación Lineal al Sistema de Demanda Casi Ideal) estimado por Rossini *et. al.* (2008), el sistema LES (Sistema de Gasto Lineal) estimado por Berges y Casellas (2007.a), el sistema LINQUAD de Depetris Guiguet *et.*

¹Los porcentajes corresponden a la variación del Índice de Precios al Consumidor para el periodo comprendido entre el primer trimestre del 1996 y último trimestre del 2013.

al.(2008)² y Lema *et. al.* (2008) y el sistema QUAIDS (Sistema Cuadrático de Demanda Casi Ideal) estimado para carnes por Monzani y Robledo (2011). Todos ellos emplean información de la Encuesta de Gastos de los Hogares (ENGH) correspondiente al periodo 1996/97 y, sólo los dos últimos sistemas son cuadráticos en el logaritmo del gasto, tal como sugieren Banks *et. al.* (1997).

El presente trabajo se propone estimar un sistema completo de demanda de tipos de carnes para Argentina con el objetivo de analizar y comparar los resultados para el período comprendido entre 1996-97 y 2012-13. Los cortes de carnes empleados se agrupan en cuatro rubros: carne vacuna, carne de pollo, carne porcina y pescados. Las estimaciones contienen un término cuadrático en precios e ingreso y se emplean datos de las tres ENGH disponibles para Argentina, 1996-97, 2004-05 y 2012-13. También se emplea el procedimiento de Shonkwiler y Yen (1999) para corregir el sesgo en las estimaciones ocasionado por el exceso de observaciones con cero en el monto de consumo y se corrige la endogeneidad del gasto total con una estimación por variables instrumentales. Los precios implícitos ajustados por calidad empleados en la estimación se obtienen con la metodología de Cox y Wohlgemant (1986). Finalmente, se calculan y presentan las elasticidades gasto y precios (compensadas y no-compensadas) para cada período.

Metodología

El sistema de Demanda

El modelo QUAIDS, desarrollado por Blundell *et. al.* (1993) y Banks *et. al.* (1997), se origina en la necesidad de lograr una mejor aproximación a las curvas de Engel subyacentes en los datos empíricos. Los autores demuestran, a través de estimaciones no paramétricas, la existencia de relaciones no lineales entre cantidades consumidas e ingreso y fundamentan la necesidad de incluir un término no lineal en el logaritmo del ingreso o gasto en las ecuaciones de demanda de los distintos bienes. El modelo QUAIDS contempla modelos lineales como el AIDS de Deaton y Muellbauer (1980) o el Translog de Jorgenson y Lawrence (1975), pero a diferencia de ellos y en virtud de incluir una expresión cuadrática para la variable ingreso, es compatible con la existencia de bienes que se comportan como bienes de lujo a determinados niveles de ingreso y como bienes necesarios a niveles superiores de ingreso.

El sistema se estima a partir de la participación (*share*) del gasto en cada tipo de carne sobre el total de gasto en carne (w_i), de sus precios (p_i) y del ingreso o gasto total (m)³. Los parámetros a estimar son los $\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i$ y λ_i . El sistema QUAIDS para los n bienes se escribe como⁴:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{m}{a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde $a(p)$ y $b(p)$ tienen la misma expresión que en el modelo AIDS, esto es:

² Este trabajo se aplica sólo a productos lácteos.

³ Se emplea el gasto total en los rubros empleados en el sistema de ecuaciones para que el sistema sea completo, es decir, se cumple la restricción presupuestaria. Esto se justifica asumiendo que se cumple el supuesto de separabilidad débil de las preferencias, bajo el cual las preferencias por los bienes en cada grupo son independientes de las cantidades consumidas de los productos que no pertenecen a ese grupo. Las funciones de utilidad definidas de esta manera implican que la relación marginal de sustitución entre dos productos de un mismo grupo es independiente del cálculo entre todos los demás productos que no pertenecen a dicho grupo (Deaton y Muellbauer, 1980).

⁴ Banks *et. al.* (1997) prueban que una función de utilidad indirecta compatible con este sistema podría ser de la forma: $\ln V = \left\{ \left[\frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + \lambda(p) \right\}^{-1}$.

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (2)$$

$$b(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} \quad (3)$$

Se advierte que el modelo AIDS es un caso particular del modelo QUAIDS, en el que $\lambda_i = 0^5$. Así mismo el modelo QUAIDS preserva todas las cualidades del modelo AIDS, es decir su flexibilidad y consistencia en la agregación de consumidores.

Para garantizar la consistencia con la teoría de la demanda, las restricciones impuestas sobre los parámetros del QUAIDS son las siguientes:

a) Aditividad

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 0; \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0; \sum_{i=1}^n \beta_i = 0; \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad (4)$$

b) Homogeneidad

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (5)$$

c) Simetría

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (6)$$

Para determinar las elasticidades gasto y precio de la demanda, se obtienen las derivadas del modelo QUAIDS respecto a m y p_j , respectivamente (Banks *et. al.* 1997):

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\} \quad (7)$$

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (8)$$

Las elasticidades-gasto están dadas por:

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1 \quad (9)$$

Las elasticidades precio no compensadas están dadas por:

$$e_{ij} = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (10)$$

Siendo $\delta_{ij} = 0 \forall i \neq j$ y $\delta_{ij} = 1 \forall i = j$

Finalmente, por medio de la ecuación de Slutsky, se calcula el conjunto de elasticidades compensadas:

$$e_{ij}^* = e_{ij} + e_i w_j \quad (11)$$

Precios ajustados

La fuente de información –la ENGH- es una encuesta que no releva los precios de cada uno de los productos que adquiere el hogar, sólo pregunta y registra las cantidades y los gastos en los distintos bienes, como así también la información socio-demográfica correspondiente al hogar. Por este motivo, se calculan los precios implícitos (surgidos del cociente entre el gasto total y la cantidad consumida para cada uno de los productos ó grupos de productos). Sin embargo, el empleo de estos precios crea problemas adicionales debido a que reflejan “efectos de calidad” que deberían ser corregidos antes de efectuar las estimaciones. Las fuentes de variación de los precios en corte transversal son: diferencias en las regiones y

⁵ En el caso en que el vector λ sea estadísticamente igual a cero, el conjunto de bienes considerados poseen curvas de Engel lineales y el sistema de ecuaciones de demanda QUAIDS queda reducido al modelo AIDS.

discriminación de precios (cambios en la oferta); servicios comprados con la mercancía; efectos estacionales y diferencias en calidad ocasionadas por la agregación de bienes no homogéneos (Cox y Wohlgénant, 1986).

Siguiendo el enfoque de Cox y Wohlgénant (1986), se intenta captar estas diferencias mediante una estimación de los precios de cada uno de los grupos de carnes, ajustados en función de variables que aproximen “el efecto calidad” que le corresponde a cada hogar. Las variables explicativas que se seleccionaron -siguiendo a Berges y Casellas (2007)- son las incluidas en la siguiente expresión:

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 edad + \beta_2 sexo + \beta_3 Dmedia + \beta_4 Dalta + \beta_5 tamañohogar + \beta_6 ingreso + \beta_7 ingreso^2 + \beta_8 ingreso * tamaño + \beta_9 conduct + \beta_{10} Dsreg2 + \dots + \beta_{11} Dsreg12 + \varepsilon_i \quad (12)$$

P_i es el precio implícito para cada grupo j de carnes; *edad* indica la edad del jefe del hogar; *sexo* es una variable *dummy* que indica el sexo del jefe del hogar (vale 1 si el jefe del hogar es una mujer); *Dmedia* y *Dalta* son variables *dummies* que valen 1 si el jefe del hogar posee educación secundaria y universitaria o terciaria respectivamente; *tamañohogar* corresponde al número de integrantes del hogar; *ingreso* corresponde al ingreso del hogar –que se incluye también al cuadrado-; *Ingreso*tamaño* corresponde al producto entre ingreso del hogar y tamaño del hogar; *conduct* corresponde a la condición de actividad del jefe del hogar (toma el valor 1 si el jefe es ocupado); *Dsreg2* a *Dsreg12* son variables *dummy* para cada una de las subregiones que se reportan en la encuesta⁶.

El precio ajustado por calidad para los hogares es \hat{P}_i . Finalmente, en el caso de los hogares con gasto o cantidades consumidas iguales a 0, el precio ajustado es igual a $\hat{\beta}_0$ más el coeficiente estimado correspondiente a la variable *dummy* que indica la subregión a la que pertenece dicho hogar (*Dsreg*).

Corrección por sesgo y endogeneidad del gasto total

En los datos de corte transversal, en especial cuando se trabaja con microdatos tales como los datos de la ENGH0, aparece comúnmente un problema de respuestas censuradas, conocido como *sesgo de selección*, debido a que los hogares reportan un consumo cero durante el período de la encuesta (Davidson y MacKinnon, 1993). Las principales causas de observar gastos de consumo cero se debe a la infrecuencia de compra, dada por el corto período de la encuesta⁷; las preferencias de los consumidores que determinan que, en algunos casos, se elija no consumir algunos bienes; y que los consumidores no adquieran ciertos bienes a los precios y niveles de ingreso dados, lo que es conocido como soluciones de esquina (Berges y Casellas, 2002).

Debido a que la variable considerada se encuentra censurada⁸, es decir sólo contiene valores mayores o iguales a cero, es importante diferenciar el consumo nulo de los hogares debido a la no adquisición del producto en el periodo de referencia, de aquel consumo nulo que indica que habitualmente el hogar no consume dicho bien.

⁶ Las subregiones son: (1) Ciudad Autónoma de Buenos Aires; (2) Partidos del Gran Buenos Aires; (3) Córdoba y La Pampa; (4) Santa Fé y Entre Ríos; (5) Buenos Aires; (6) Jujuy, Salta y Tucumán; (7) La Rioja, Catamarca y Santiago del Estero; (8) Misiones y Corrientes; (9) Formosa y Chaco; (10) San Juan, Mendoza y San Luis; (11) Neuquén y Río Negro; (12) Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego.

⁷ Sólo se pregunta por el consumo de alimentos en la semana de referencia.

⁸ Se distinguen los datos censurados de los datos truncados en tanto que, una muestra se considera truncada cuando ciertas observaciones son sistemáticamente excluidas de la muestra. En el caso de los datos censurados ninguna observación es excluida, pero cierta información en la misma es sistemáticamente alterada.

Metodológicamente es posible, o bien utilizar solamente los casos con consumo positivo para estimar los parámetros del modelo, o bien incluir todos los casos. La primera de las opciones resulta en la eliminación de muchas observaciones dado que en este caso, al estimar las demandas como sistema, implicaría incluir sólo los hogares que reportan consumo mayor a cero para todos los bienes empleados en la estimación. Además, los resultados no se pueden extender a aquellos consumidores que no consumen alguno de los bienes ya que poseen características que los diferencian de aquellos que eligen consumir y por tanto sus comportamientos son sistemáticamente diferentes y, por ende, requieren de una modelación distinta.

La segunda de las opciones, es la incorporación del total de los datos. Para ello se requiere de un procedimiento que permita modelar simultáneamente la decisión de comprar o no un determinado bien y las cantidades consumidas del mismo. El procedimiento que permite realizar esta estimación fue propuesto por Shonkwiler y Yen (1999), que constituye una extensión al caso multiecuacional del procedimiento en dos etapas de Heckman (1979). Estos autores parten del siguiente sistema de ecuaciones con variables dependientes limitadas:

$$\begin{aligned} q_{ij}^* &= f(\eta_i, X_{ij}) + \omega_{ij} \\ d_{ij}^* &= z_{ij}'\theta_i + v_{ij} \end{aligned} \quad (13)$$

$$d_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{ij}^* > 0 \\ 0 & \text{si } d_{ij}^* \leq 0 \end{cases}; \quad q_{ij} = d_{ij}q_{ij}^* \quad (14)$$

con $i = 1, 2, \dots, M$ y $j = 1, 2, \dots, N$, donde i indica la ecuación y j el hogar; q_{ij} y d_{ij} son las variables dependientes observadas; q_{ij}^* y d_{ij}^* son las correspondientes variables latentes; X_{ij} y z_{ij} son los vectores de variables exógenas; η_i y θ_i son los vectores de parámetros; ω_{ij} y v_{ij} son los términos de errores. En este caso se asume que la censura en cada una de las variables dependientes está gobernada por un proceso estocástico independiente, posteriormente Yen (2004) y Yen y Biing-Hwan (2005) proponen un procedimiento de censura en dos etapas multivariado⁹.

El procedimiento en dos etapas consiste en la estimación de una ecuación de selección a través de un modelo Probit, con lo que se obtienen las estimaciones de los parámetros $\hat{\theta}_i$. Posteriormente, se calculan las funciones de densidad y distribución acumulada de una normal estándar, $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ respectivamente. Asumiendo que el término de error para cada ecuación i $[\omega_{ij}, v_{ij}]'$ tiene distribución normal bivariada con $cov(\omega_{ij}, v_{ij}) = \gamma_i$, entonces la media condicional de y_{ij} (Wales y Woodland, 1980) es:

$$E(q_{ij}|x_{ij}, z_{ij}; v_{ij} > -z_{ij}'\theta_i) = f(\eta_i, X_{ij}) + \delta_i \frac{\phi(z_{ij}'\theta_i)}{\Phi(z_{ij}'\theta_i)} \quad (15)$$

Dado que $E(q_{ij}|x_{ij}, z_{ij}; v_{ij} \leq -z_{ij}'\theta_i) = 0$, la media no condicional de q_i es:

$$E(q_{ij}|x_{ij}, z_{ij}) = \Phi(z_{ij}'\theta_i)f(\eta_i, X_{ij}) + \delta_i\phi(z_{ij}'\theta_i) \quad (16)$$

Sobre la base de la ecuación (16) para cada i , el sistema de ecuaciones (13) y (14) se puede escribir como:

$$q_{ij} = \Phi(z_{ij}'\theta_i)f(\eta_i, X_{ij}) + \delta_i\phi(z_{ij}'\theta_i) + \xi_{ij} \quad (17)$$

con $i = 1, 2, \dots, M; j = 1, 2, \dots, N$, donde $\xi_{ij} = q_{ij} - E(q_{ij}|x_{ij}, z_{ij})$. El sistema (17) se puede estimar con un procedimiento en dos etapas empleando todas las observaciones: 1) Obtener las estimaciones de $\hat{\theta}_i$ con un modelo Probit empleando como variable dependiente

⁹ Modelo que logra mejoras en la eficiencia de los estimadores.

d_{ij} para cada i^{10} y 2) Calcular $\phi(z'_{ij}\hat{\theta}_i)$ y $\Phi(z'_{ij}\hat{\theta}_i)$ y estimar los parámetros η_i y δ_i en el sistema:

$$q_{ij} = \Phi(z'_{ij}\hat{\theta}_i)f(\eta_i, X_{ij}) + \delta_i\phi(z'_{ij}\hat{\theta}_i) + \xi_{ij} \quad (18)$$

Finalmente, dado que la estimación Probit de $\hat{\theta}_i$ es consistente, la estimación de las ecuaciones del sistema (18) será consistente en la segunda etapa. η_i es el vector de parámetros de la ecuación de demanda, en el caso particular del sistema QUAIDS, $\eta_i = [\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i, \lambda_i]$.

De acuerdo al procedimiento de Shonkwiler y Yen (1999), las ecuaciones de demanda del sistema QUAIDS corregidas por consumo cero a ser estimadas presentan la siguiente expresión:

$$w_i = \Phi(z'_{ik}\hat{\theta}_i) \left[\alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{m}{a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right] + \delta_i \phi(z'_{ik}\hat{\theta}_i) + \varepsilon_i \quad (19)$$

Donde i representa la ecuación (bienes) y k cada una de las observaciones (hogares). Z_{ij} son las variables explicativas empleadas en la primera etapa de la estimación (Modelo Probit), es decir aquellas variables que afectan la decisión de consumir o no, pero no necesariamente el volumen del consumo¹¹.

La propiedad de aditividad genera un problema de singularidad en la matriz de varianzas y covarianzas de los modelos de demanda, por lo cual no es posible la estimación de las n ecuaciones del sistema (Pudney, 1989). Sin embargo, la corrección por sesgo propuesta elimina este problema de estimación y resulta factible la estimación del conjunto completo de ecuaciones del sistema (Yen *et al.*, 2002).

Finalmente, se debe considerar el problema de endogeneidad de la variable gasto total en las ecuaciones de demanda. La elección de esa variable, gasto total, se debe al hecho de que satisface la propiedad de aditividad (posibilitando la estimación de un sistema completo de demanda) y su empleo, además, es recomendable para construir un sistema derivado de una estructura de preferencias determinada y que presenta mayor estabilidad en el componente permanente. Por otro lado, la hipótesis de separabilidad débil permite trabajar con el gasto total en un determinado grupo de interés, ya que se asumen decisiones separadas de los otros elementos del gasto (Deaton y Muellbauer, 1980). Sin embargo, la utilización del gasto total presenta el problema de endogeneidad en la estimación, aunque lo mismo se podría argumentar con respecto al uso de la variable ingreso (Coelho, 2006). Por este motivo se realiza una estimación por variables instrumentales que permite corregir la endogeneidad en el gasto total¹².

Elasticidades con corrección de sesgo

¹⁰ La estimación de modelos Probit separados implica la restricción $E(v_{ij}v_{kj}) = 0 \forall i \neq k$, si este supuesto no se cumple se debería estimar un Probit multivariado. Sin embargo, las estimaciones serían consistentes, aunque menos eficientes.

¹¹ Las variables empleadas en la ecuación de selección son las mismas que las detalladas en el cálculo de los precios implícitos ajustados por calidad, con el agregado de una variable *dummy* que toma el valor 1 si hay menores de 14 años en el hogar (0 en c.c.) y una variable *dummy* que toma el valor 1 si hay mayores de 65 años en el hogar (0 en c.c.).

¹² Adicionalmente se realiza una estimación robusta de los parámetros para lidiar con la posible presencia de heterocedasticidad en los errores del modelo.

La incorporación de la corrección por el sesgo en la estimación del sistema modifica las ecuaciones empleadas en el cálculo de las elasticidades. Las nuevas expresiones para el cálculo de las elasticidades gasto vienen dadas por:

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \Phi(Z_{ij}\theta_i) \left[\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\} \right] \quad (20)$$

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1 \quad (21)$$

Las expresiones correspondientes a las elasticidades precio no-compensadas son ahora:

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \Phi(Z_{ij}\theta_i) \left[\gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right] \quad (22)$$

$$e_{ij} = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (23)$$

Donde $\delta_{ij} = 0 \forall i \neq j$ y $\delta_{ij} = 1 \forall i = j$.

Las elasticidades precio compensadas (e_{ij}^*) se obtienen a partir de la ecuación de Slutsky:

$$e_{ij}^* = e_i w_j + e_{ij} \quad (24)$$

Los Datos

La ENGH fue realizada por el Instituto de Estadísticas y Censos (INDEC) con alcance nacional en tres períodos, los correspondientes a los años 1996/97, 2004/05 y 2012/13. El análisis realizado abarca a la totalidad del país y se circunscribe a aquellos hogares que presentan consumo positivo en al menos uno de los tipos de carnes analizadas: 1) Carne vacuna; 2) Carne Aviar; 3) Carne Porcina y 4) Carne de pescado, todas ellas medidas en kilos. La categoría carne vacuna incluye todos los cortes vacunos tanto frescos como congelados; pollo incluye pollo entero, en presas frescos y congelados; carne porcina incluye sólo cerdo y pescados incluye pescados (de agua dulce y salada) y mariscos frescos y congelados.

En el cuadro 1 se presentan el total de hogares relevados por las tres ENGH y de ellos, cuantos presentan gastos positivos en alguno de los tipos de carnes analizadas. Dado que la metodología de relevamiento de los gastos no ha variado en el tiempo, cada hogar de la muestra registra los gastos de alimentos correspondientes a la semana en que es entrevistado, es posible inferir una tendencia decreciente en la cantidad de hogares que adquieren carnes. En el primer período entre encuestas, la disminución es de 3 puntos porcentuales, mientras que en segundo período es de 1 punto, pero en los casi veinte años transcurridos se verifica un 4,3% de hogares más que no declaran haber adquirido algún tipo de carne.

Cuadro 1: Número de hogares con gasto positivo en carnes.

Subregión	1996/97		2004/05		2012/13	
	Nº Hogares	%	Nº Hogares	%	Nº Hogares	%
Total de hogares con gasto en carnes	24978	91,63	25488	88,51	18304	87,33
Total de hogares ENGH	27260	100,00	28796	100,00	20960	100,00

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH (1996-97, 2004-05 y 2012-13).

En el cuadro 2 se presentan los hogares que presentan consumo para cada uno de los grupos de carnes analizadas en cada período. La carne vacuna es el tipo de carne que presenta mayor número de observaciones, aunque su participación cae en el período

considerado. A esto lo sigue la carne de pollo, cuyo consumo se ha difundido en los últimos años abarcando un número superior de hogares, pasando del 50% de los hogares en los años 1996/97 al 70% para 2012/13. En tercer lugar se ubica la carne de pescado que abarca un número de hogares relativamente estable (alrededor del 15% de los hogares en los tres periodos). Finalmente, el consumo de carne porcina se encuentra en el 6,70% de los hogares en el periodo 1996/97, su participación cae al 4% para el 2004/05 y vuelve a alcanzar al 6% de los hogares para el último periodo.

Cuadro 2: Número de hogares con consumo según tipo de carne

Tipo de Carne	1996/97 (n=24978)		2004/05 (n=25488)		2012/13 (n=18304)	
	Hogares con consumo	%	Hogares con consumo	%	Hogares con consumo	%
Carne Vacuna	23997	96,07	24062	94,41	16795	91,76
Pollo	12658	50,68	13295	52,16	12898	70,47
Carne Porcina	1675	6,71	1066	4,18	1167	6,38
Pescados	3844	15,39	3734	14,65	2907	15,88

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH (1996-97, 2004-05 y 2012-13).

Se trata de tres periodos diferentes de la historia de Argentina, 1996-97 transcurre en el marco del Plan de Convertibilidad y se caracteriza por la estabilidad de precios, mientras que 2004-05 se corresponde con importantes cambios macroeconómicos e inflación inercial post devaluación de la moneda en el año 2001. Finalmente, el periodo 2012/13 se enmarca en un proceso inflacionario sostenido, cuya magnitud es discutida en virtud de la ausencia de una cifra oficial nacional creíble y una gran dispersión de otras mediciones privadas y públicas no suficientemente generales. Las variables de gastos, medidas en unidades monetarias, se presentan expresadas a precios constantes correspondientes al último período de cada una de las encuestas¹³.

Para cada uno de los grupos de carnes se calcularon los precios implícitos y con ellos los precios ajustados por calidad, como se explica en la metodología. En los cuadros 3 a 5 se presentan, para el total de la muestra y por tipo de carne, los gastos, los precios ajustados y la cantidad promedio consumida por hogar.

Se observa una fuerte caída del gasto en carnes para los años 2004/05¹⁴ respecto al correspondiente al periodo 1996/97, y luego una recuperación para los años 2012/13. El gasto con mayor peso relativo dentro del rubro analizado corresponde a la carne vacuna, aunque su participación se ha reducido en el periodo de análisis (76%, 74% y 68%). Esto se compensa con un incremento en el gasto en carnes de pollo (15,86%, 18,65% y 24,42%) y en menor medida de carne porcina (3%, 3,18% y 3,54%). En cuanto al gasto en pescados la participación cae durante todo el periodo (6,63%, 4,12% y 3,63%).

¹³ Para ello se empleó el IPC (con apertura a dos dígitos), llevando los gastos de los hogares incluidos en cada una de las ENGH al final del periodo de cada encuesta, esto es marzo 1997, diciembre 2005 y marzo 2013 respectivamente.

¹⁴ La caída en el gasto real correspondiente a este período es consecuente con otros resultados que comparan el consumo de alimentos en pesos constantes entre ENGH 1996/97 y ENGH 2004/5.

Cuadro 3: Gastos promedio mensuales de los hogares de la muestra en pesos constantes diciembre 2013

Tipo de Carne	1996/97 (n=24978)		2004/05 (n=25488)		2012/13 (n=18304)	
	Media	S.D.	Media	S.D.	Media	S.D.
Carne Vacuna	448,38	348,45	178,00	161,67	412,36	379,59
Pollo	93,36	125,90	44,85	60,50	147,19	157,20
Carne Porcina	17,63	93,22	7,64	94,18	21,33	157,02
Pescados	39,04	99,14	9,90	35,00	21,86	72,73
Carnes	588,41	433,63	240,40	215,29	602,74	477,30

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH (1996-97, 2004-05 y 2012-13).

En términos de cantidades, todos los consumos se reducen en la primera mitad del período mientras que en el segundo, se observa por un lado, un incremento en las cantidades medias consumidas de pollo cercano al 50% y, por otro un comportamiento de consumo relativamente estable en las otras carnes -leve caída en carne vacuna y pequeño aumento en cerdo y pescado-.

Cuadro 4: Cantidades promedio mensuales en kilos consumidos en los hogares de la muestra

Tipo de Carne	1996/97 (n=24978)		2004/05 (n=25488)		2012/13 (n=18304)	
	Media	S.D.	Media	S.D.	Media	S.D.
Carne Vacuna	17,13	13,24	12,67	11,39	12,18	44,26
Pollo	5,53	7,46	4,94	6,87	7,79	8,73
Carne Porcina	0,68	3,77	0,59	9,66	0,60	5,39
Pescados	0,89	3,01	0,54	3,05	0,56	2,19

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH (1996-97, 2004-05 y 2012-13).

Por su parte, los precios ajustados medios se mantienen relativamente estables en los dos primeros periodos (1996/97 – 2004/05) a excepción del precio del pescado que muestra un incremento del 34%. Pero en el periodo 2012/13 se observa un marcado incremento en los precios (393%, 357%, 426% y 390% para cada tipo de carne respecto al 2004/05).

Tomando como referencia el precio de la carne vacuna (elección basada sólo en la importancia relativa de este tipo de carne dentro de la canasta de consumo de la población argentina), los precios relativos (PR) para el pollo y cerdo son inferiores a la unidad, mientras que para el pescado supera la unidad. La evolución de estos precios relativos indica –ver cuadro 5- que aunque en el primer período se abarata el cerdo y se encarecen el pollo y el pescado, en el segundo período se reacomodan en valores no muy alejados de los encontrados al inicio (teniendo en cuenta que el precio relativo pollo/carne vacuna y cerdo/carne vacuna está influido también por los cambios más recientes en la modalidad de comercialización de pollo y cerdo, cortes y presas con mayor valor agregado).

Cuadro 5: Precios ajustados promedio para cada tipo de carne

Tipo de Carne	1996/97			2004/05			2012/13		
	Media	S.D.	PR	Media	S.D.	PR	Media	S.D.	PR
Carne Vacuna	7,51	1,31	1	7,38	1,15	1	37,03	6,19	1
Pollo	4,80	0,52	0.64	5,07	0,53	0.68	21,97	3,35	0.59
Carne Porcina	6,92	1,00	0.92	6,41	0,86	0.87	36,40	4,34	0.98
Pescados	9,27	1,11	1.23	12,43	0,81	1.68	45,47	5,19	1.23

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH (1996-97, 2004-05 y 2012-13).

Nota: PR indica los precios relativos calculados con respecto a la carne vacuna.

Frente a estos cambios de precios, las familias han reaccionado con cambios en la canasta de consumo para ajustarse a las nuevas condiciones del mercado. Una herramienta que contribuye al análisis de los cambios experimentados en los patrones de consumo correspondientes a los períodos analizados es la estimación de las elasticidades precio y gasto de la demanda. Sin embargo, tampoco sus resultados pueden ser fácilmente interpretados. Algunas consideraciones que merecen ser incorporadas a su análisis son, por un lado, que el cambio en los precios es lo suficientemente alto como para que el concepto de elasticidad, que implica cambios infinitesimales, sea directamente aplicable a un cambio discreto de tal magnitud.

Por otro lado, el plazo de tiempo transcurrido entre las encuestas es muy largo y coincide además con períodos de grandes cambios en el contexto macroeconómico y político argentino. La primera ENGH se realizó en el marco de estabilidad cambiaria y de precios basado en el plan de convertibilidad de la década de los noventa, mientras que la segunda fue realizada luego de la crisis de finales del 2001, que implicó el fin de la convertibilidad y el comienzo del proceso inflacionario que caracterizó al país en la última década. Finalmente la tercera fue realizada en un periodo altamente inflacionario y con fuertes intervenciones sobre el mercado cárnico (fundamentalmente el vacuno). Por este motivo, se calculan las elasticidades correspondientes a cada uno de los periodos por separado bajo el supuesto que las preferencias se mantienen constantes.

Resultados

La estimación de las ecuaciones de participación (primera etapa) se realizó por medio de un modelo probitunivariado. La estimación del sistema de ecuaciones de demanda (segunda etapa) se realizó por medio de variables instrumentales, a fin de contemplar la endogeneidad en la variable gasto total¹⁵. En el cuadro 6 se presentan los parámetros estimados para el sistema de ecuaciones de demanda para cada uno de los periodos analizados.

Los parámetros λ_i resultan estadísticamente significativos en todos los periodos, lo que indica que los gastos analizados no poseen un comportamiento lineal en el ingreso y por tanto las ecuaciones deben contener el término cuadrático correspondiente (lo que implica que las Curvas de Engel subyacentes serían no lineales).

¹⁵Las variables empleadas como instrumentos del gasto total son: edad del jefe del hogar, condición de actividad del jefe del hogar, sexo del jefe del hogar, educación del jefe del hogar, cantidad de miembros del hogar, ingreso total del hogar, cuadrado del ingreso total y dummies subregionales.

Cuadro 6: Parámetros estimados para el sistema QUAIDS¹⁶

Parámetro	1996/97		2004/05		2012/13	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
α_1	0,9734***	0,0070	0,6059***	0,0152	0,4380***	0,0355
α_2	0,0014	0,0181	0,4904***	0,0336	0,6789***	0,0412
α_3	-0,0275**	0,0120	0,1046***	0,0099	0,3152***	0,0189
α_4	0,0526**	0,0227	-0,2009***	0,0234	-0,4323***	0,0191
β_1	-0,0061	0,0062	-0,1089***	0,0115	-0,1802***	0,0155
β_2	0,0531***	0,0178	0,2530***	0,0240	0,2948***	0,0182
β_3	0,0236**	0,0118	0,0338***	0,0065	0,0712***	0,0143
β_4	-0,0828**	0,0337	-0,3958***	0,0352	-0,5462***	0,0291
γ_{11}	-0,0327***	0,0013	0,0286***	0,0107	0,0242	0,0274
γ_{12}	0,0332***	0,0028	-0,0589**	0,0236	-0,0678*	0,0350
γ_{13}	0,0238***	0,0016	-0,0295***	0,0048	-0,1063***	0,0112
γ_{14}	-0,0243***	0,0024	0,0598***	0,0105	0,1499***	0,0085
γ_{21}	0,0332***	0,0028	-0,0589**	0,0236	-0,0678*	0,0350
γ_{22}	-0,0543***	0,0068	0,1327***	0,0491	0,1198***	0,0444
γ_{23}	-0,0282***	0,0033	0,0592***	0,0091	0,1328***	0,0141
γ_{24}	0,0493***	0,0060	-0,1330***	0,0221	-0,1847***	0,0117
γ_{31}	0,0238***	0,0016	-0,0295***	0,0048	-0,1063***	0,0112
γ_{32}	-0,0282***	0,0033	0,0592***	0,0091	0,1328***	0,0141
γ_{33}	0,0223***	0,0036	-0,0151***	0,0049	-0,0506***	0,0098
γ_{34}	-0,0180***	0,0045	-0,0144**	0,0059	0,0241**	0,0111
γ_{41}	-0,0243***	0,0024	0,0598***	0,0105	0,1499***	0,0085
γ_{42}	0,0493***	0,0060	-0,1330***	0,0221	-0,1847***	0,0117
γ_{43}	-0,0180***	0,0045	-0,0144**	0,0059	0,0241**	0,0111
γ_{44}	-0,0069	0,0074	0,0876***	0,0143	0,0106	0,0137
λ_1	-0,0036**	0,0014	-0,0143***	0,0020	-0,0183***	0,0026
λ_2	0,0159***	0,0041	0,0337***	0,0043	0,0303***	0,0032
λ_3	0,0068**	0,0027	0,0021*	0,0011	0,0058*	0,0030
λ_4	-0,0191***	0,0054	-0,0214***	0,0030	-0,0178***	0,0036
δ_1	0,6238***	0,0023	0,5384***	0,0031	0,6749***	0,0075
δ_2	0,1103***	0,0037	0,4371***	0,0109	0,2626***	0,0073
δ_3	0,0573***	0,0038	-0,0039	0,0033	-0,1068***	0,0054
δ_4	-0,0933***	0,0047	-0,1352***	0,0038	0,0616***	0,0063

1. Carne vacuna. 2. Pollo. 3. Carne porcina. 4. Carne de pescado.

* Significativo al 10%, ** Significativo al 5%, *** Significativo al 1%.

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH (1996-97, 2004-05 y 2012-13).

Los parámetros δ_i también resultan estadísticamente significativos, lo que muestra la necesidad del ajuste por observaciones cero. Se observa que cuanto mayor es el número de observaciones (hogares) que presentan consumo en una categoría de carne, mayor es el parámetro de ajuste por censura, lo que implica una mayor corrección en el nivel de

¹⁶Los errores estándares no se encuentran corregidos por la estimación en dos etapas de Shonkwiler y Yen (1999).

consumo (aumentando o disminuyendo el nivel de consumo de acuerdo al signo positivo o negativo) para esa ecuación.

El parámetro β de cada ecuación se encuentra asociado al término lineal en el ingreso, mientras que el parámetro λ está asociado al término cuadrático en el ingreso. De este modo, un incremento en el gasto real en carnes de los hogares produce un incremento ($\beta > 0$) en la participación en el presupuesto de carne (a ritmo creciente, $\lambda > 0$) de la carne de pollo y cerdo. Por el contrario, se disminuirá ($\beta < 0$) la participación en el presupuesto de carne (a ritmo decreciente, $\lambda < 0$) de la carne vacuna y pescados. Estas relaciones se mantienen para cada tipo de carne en los tres periodos analizados. La importancia (en valor absoluto) del término lineal en el ingreso aumenta en cada uno de los periodos, mientras que el término cuadrático se mantiene relativamente estable.

En el cuadro 7 se presentan las elasticidades precio (compensadas y no-compensadas) y gasto estimadas con el sistema de ecuaciones de demanda QUAIDS para los tres periodos (los errores estándares se calcularon por medio del método delta).

Las elasticidades gasto (e1-e4) son positivas para todos los tipos de carne en los tres periodos. En el caso de la carne vacuna se observa un incremento para 2012/13 cercano al 20%. En el caso del pollo la elasticidad gasto cae para el 2012/13 a un valor cercano al 40% del correspondiente al 1996/97, y para el pescado a un valor del 14%. Para el cerdo, la elasticidad gasto presenta una subida en el periodo 2004/05 y termina con un valor inferior al original en el 2012/13.

Las elasticidades precio-propias¹⁷ compensadas son negativas en todos los casos. La carne vacuna es el bien relativamente más inelástico, presentando una leve subida en el coeficiente de elasticidad para el 2012/13 luego de la caída del 2004/05. El pollo es el tipo de carne que ha experimentado uno de los cambios más grande en la elasticidad, cuyo valor muestra una caída cercana al 50% respecto del valor correspondiente al 1996/97. La demanda de carne porcina por el contrario ha pasado de ser relativamente elástica a ser inelástica, con un incremento del 25%. El pescado es el tipo de carne relativamente más elástico, con un incremento notable (cercano al 60%) en el coeficiente de elasticidad para el periodo de análisis.

En términos generales se observa que la carne vacuna, el pollo y el cerdo se comportan como bienes sustitutos en la canasta de consumo argentina. Dado que los datos de consumo de carne tienen base mensual, se puede pensar en la decisión de consumo mensual de carne por parte de los hogares. En este sentido, los hogares planifican su compra mensual combinando el consumo de carnes. Como principal sustituto de la carne vacuna aparece el pollo (e12c) y, para todos los tipos de carnes, la carne vacuna aparece como el principal sustituto (e21c, e31c, e41c) en la canasta de consumo.

¹⁷Las elasticidades precio no-compensadas se indican con el sufijo u y las compensadas con c.

Cuadro 7: Elasticidades Precio y Gasto

Parámetro	1996/97		2004/05		2012/13	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
e1	1,0119***	0,0009	1,0170***	0,0077	1,2020***	0,0443
e2	0,9502***	0,0057	0,9083***	0,0402	0,3697***	0,1016
e3	0,9817***	0,0051	1,0387***	0,0092	0,9061***	0,1175
e4	0,9995***	0,0460	0,2778***	0,0721	0,1477	0,2534
e11u	-1,0516***	0,0017	-0,9915***	0,0158	-1,1356***	0,0406
e12u	0,0418***	0,0034	-0,0405	0,0316	-0,0767*	0,0463
e13u	0,0302***	0,0020	-0,0332***	0,0059	-0,1639***	0,0172
e14u	-0,0321***	0,0030	0,0151	0,0183	0,0402	0,0322
e21u	0,1298***	0,0092	-0,042	0,0703	0,2832***	0,0894
e22u	-1,1814***	0,0212	-0,8223***	0,1401	-0,8160***	0,1019
e23u	-0,0943***	0,0104	0,1373***	0,0239	0,3612***	0,0380
e24u	0,1738***	0,0197	-0,0535	0,0820	0,0808	0,0880
e31u	0,0759***	0,0049	-0,0689***	0,0121	-0,2560***	0,0424
e32u	-0,0926***	0,0103	0,1338***	0,0226	0,3073***	0,0530
e33u	-0,9325***	0,0104	-1,0389***	0,0121	-1,1657***	0,0302
e34u	-0,0483***	0,0129	-0,0176	0,0160	0,2211***	0,0784
e41u	-0,0881***	0,0103	0,2045***	0,0344	0,4289***	0,0615
e42u	0,1908***	0,0213	-0,2534***	0,0775	-0,2869***	0,0627
e43u	-0,0569***	0,0148	-0,0197	0,0196	0,2023***	0,0436
e44u	-1,0493***	0,0246	-0,9619***	0,0599	-1,6060***	0,1204
e11c	-0,2687***	0,0016	-0,2319***	0,0144	-0,3412***	0,0348
e12c	0,2052***	0,0035	0,1555***	0,0317	0,2537***	0,0429
e13c	0,0520***	0,0020	-0,0159***	0,0059	-0,1377***	0,0169
e14c	0,0116***	0,0030	0,0592***	0,0181	0,0912***	0,0306
e21c	0,8649***	0,0088	0,6362***	0,0690	0,5276***	0,0826
e22c	-1,0280***	0,0213	-0,6471***	0,1404	-0,7143***	0,0984
e23c	-0,0738***	0,0104	0,1527***	0,0239	0,3693***	0,0378
e24c	0,2150***	0,0197	-0,0141	0,0813	0,0965	0,0842
e31c	0,8354***	0,0060	0,7068***	0,0116	0,3428***	0,0615
e32c	0,0658***	0,0104	0,3341***	0,0232	0,5565***	0,0775
e33c	-0,9113***	0,0104	-1,0213***	0,0121	-1,1459***	0,0311
e34c	-0,0058	0,0129	0,0273*	0,0158	0,2595***	0,0739
e41c	0,6851***	0,0309	0,4120***	0,0727	0,5265***	0,1295
e42c	0,3522***	0,0217	-0,1998***	0,0716	-0,2462**	0,1100
e43c	-0,0353**	0,0149	-0,015	0,0198	0,2055***	0,0463
e44c	-1,0060***	0,0251	-0,9498***	0,0615	-1,5997***	0,1130

1. Carne vacuna. 2. Pollo. 3. Carne porcina. 4. Carne de pescado.

* Significativo al 10%, ** Significativo al 5%, *** Significativo al 1%.

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH (1996-97, 2004-05 y 2012-13).

Conclusión

Los cambios macroeconómicos ocurridos en el país en el periodo comprendido entre los años 1996 y 2013, han provocado fuertes aumentos en los precios implicando un deterioro del poder adquisitivo de los hogares y una caída en el gasto real en alimentos. Esto ha repercutido en las decisiones de consumo de los hogares, que han adaptado su estructura de consumo a las nuevas condiciones de mercado (precios e ingreso). En términos de cantidades, cae el consumo de casi todas las categorías de carnes a excepción del pollo. Aunque los precios de los alimentos en general han aumentado un 321,29%¹⁸ promedio en el periodo, las carnes han aumentado más que el nivel general (en todos los casos superan el 350%¹⁹).

La estimación del sistema de demanda QUAIDS indica que el término cuadrático en el ingreso es estadísticamente significativo y se infiere la no linealidad de las curvas de Engel subyacentes. A medida que aumenta el ingreso real de los hogares, disminuye la participación en el presupuesto de carnes –a ritmo decreciente- de la carne vacuna y de los pescados. Por el contrario, aumentan (a ritmo creciente) las correspondientes a las carnes de pollo y cerdo.

Las elasticidades gasto son todas positivas, mientras que las precio propias son todas negativas. En el periodo analizado, surgen algunos cambios de magnitud significativos. El primero de ellos, el aumento de la elasticidad gasto de carne vacuna y la disminución de la elasticidad gasto de la carne de pollo. En alguna medida, esto implica que cuanto mayor es el gasto en carnes, aumenta relativamente más el consumo de carne vacuna (que actúa como bien de lujo en el grupo) y aumenta relativamente menos el consumo de pollo (que se comporta como bien necesario). El segundo, el relacionado con la mayor elasticidad precio compensada de la demanda de carne vacuna, porcina y pescados, y la caída de la elasticidad precio de la carne de pollo. Esto implica que el efecto precios relativos, en un contexto de precios crecientes, ha impactado en las elecciones del consumidor que se muestra más elástico a los cambios en los precios de los bienes relativamente más caros del grupo, y más inelástico a los cambios del bien más barato en términos relativos.

Los distintos tipos de carne se comportan como bienes sustitutos en las preferencias del consumidor. En particular, una variación en el precio de la carne vacuna, modifica en mayor magnitud el consumo de otro tipo de carnes que lo que se modifica el consumo de carne vacuna frente a una variación en cualquiera de los otros precios.

Bibliografía

- Banks, J.; Blundell, R; Lewbel, A. (1997) "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXIX N° 4, pp. 527-539.
- Berges, M.; Casellas, K. (2002) "A Demand System Analysis of Food for Poor and non-Poor Households. The Case of Argentina". X EAAE Congress "Exploring Diversity in the European Agri-Food System", Zaragoza (España).
- 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.
- Blundell, R.; Pashardes, P.; Weber, G. (1993) "What do we Learn about Consumer Demand Patterns from Microdata". *American Economic Review*, Vol. 83, N° 3, pp. 570-597.

¹⁸Variación del IPC para el periodo considerado.

¹⁹Variación del precio de la carne (desagregación a dos dígitos del IPC).

- Coelho, A. (2006) "A Demanda de Alimentos no Brasil, 2002/2003". Tese Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, 233p.
- Cox, T.; Wohlgenant, M. (1986) "Prices and Quality Effects in Cross – Sectional Demand Analysis". *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 68, N° 4.
- Davidson, R; MacKinnon, J. (1993) "Estimation and Inference in Econometrics". Russell, New York, Oxford University Press.
- Deaton, A.; Muellbauer, J. (1980) "Economic and Consumer Behavior". New York: Cambridge University Press.
- Depetris Guiguet, E.; Rossini, G.; Villanueva, R. (2008) "Estimación de Elasticidades de Diferentes Productos Lácteos en las Provincias de Santa Fe y Entre Ríos". *Revista de Economía y Estadística*, Vol. XLVI, N° 1 pp.31-44. Instituto de Economía y Finanzas – Facultad de Ciencias Económicas – Universidad Nacional de Córdoba – Argentina.
- Heckman, J.J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* Vol. 47, pp. 153-162.
- Jorgenson, D.; Lawrence, J. (1975) "The Structure of Consumer Preferences". *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol 4 N° 1, pp. 49-101.
- Lema, D.; Brescia, V.; Berges, M.; Casellas, K. (2008) "Econometric Estimation of Food Demand Elasticities from Household Surveys in Argentina, Bolivia and Paraguay". *Anales de Reunión XLII de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Monzani, F. y Robledo, W. (2011) "Un análisis econométrico sobre el consumo de carnes en la región metropolitana argentina (ENGH 1996/97): la demanda y sus elasticidades en la década del 90" Trabajo presentado en el 3er. Congreso Regional de Economía Agraria en la ciudad de Valdivia, Chile. 9 al 11 de noviembre de 2011.
- Pudney (1989) "Modeling Individual Choices: The Econometrics of Corners, Kins and Holes". Cambridge, UK: Blackwell Publishers.
- Rossini, G.; Depetris Guiguet, E. (2008) "Demanda de Alimentos en la Región Pampeana Argentina en la Década de 1990: Una Aplicación del Modelo LA-AIDS". *Revista Agroalimentaria* N° 27, pp. 55-65.
- Shonkwiler, J.S.; Yen, S.T. (1999) "Two-Step Estimation of a Censored System of Equations." *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 81, N° 4, 972-982.
- Wales, T.; Woodland, A. (1980) "Sample Selectivity and the Estimation of Labor Supply Functions". *International Economic Review*, Vol. 21, N° 2, pp. 437 - 468.
- Yen, S.; Kan, K.; Su, S. (2002) "Household Demand of Fats and Oil: Two-step Estimation of a Censored Demand System". *Applied Economics* Vol. 34, N° 14, pp. 1799-1806.
- Yen, S. (2004) "A Multivariate Sample-Selection Model: Estimating Cigarette and Alcohol Demands with Zero Observation". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 87, N° 2, pp. 453 - 466.
- Yen, S.; Biing-Hwan, L. (2005) "A Sample Selection Approach to Censored Demand Systems". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 88, N° 3, pp. 742 - 749.