

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>**

**CAMBIOS EN EL COMPORTAMIENTO DE CONSUMO DE ALIMENTOS DE LOS HOGARES EN EL PERIODO 1996/7 – 2004/5**

*Pace Guerrero Ignacio<sup>369</sup>; Miriam Berges<sup>370</sup>; Karina Casellas<sup>371</sup>*

**RESUMEN**

La década que transcurre entre los años 1996 y 2005 se ha caracterizado por cambios importantes en el contexto macroeconómico, que han repercutido incrementando el precio de los alimentos por sobre el promedio general de los precios de los bienes y servicios que consumen las familias. A nivel micro, los hogares han reorganizado sus gastos en alimentos como respuesta no sólo a los cambios de precios relativos y del poder adquisitivo, sino también a las modificaciones en preferencias y hábitos de consumo asociadas con cambios en el estilo de vida de los individuos. El objetivo del trabajo es analizar estos cambios a través de la estimación de un sistema completo de demanda de alimentos. El modelo propuesto es el QUAIDS, cuadrático en el logaritmo del ingreso, cuya estimación se realiza en dos etapas en el contexto de modelos censurados para tener en cuenta el gran número de hogares con consumo cero en cada categoría de alimento. Los datos empleados en la estimación corresponden a la ENGH para las regiones Río Negro y Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) y los años 1996/7 y 2004/5. Se calculan las elasticidades precio y gasto para cada periodo y se analizan los cambios en el comportamiento de consumo de los hogares en función de la región geográfica y otras variables socio-demográficas.

**Palabras clave:** Consumo de alimentos– Elasticidades precio y gasto - Modelo QUAIDS - Sistema de Ecuaciones de Demanda.

**ABSTRACT**

The decade comprise between 1996 y 2005 was characterized by important changes in the macroeconomic context. One of their consequences was an increase in food prices higher than those experimented by the average price of the goods consumed by the families. At the microeconomic level, households have reorganized their food expenditures not only as a response to changes in relative prices and purchasing power, but also to changes in consumption habits and preferences according with new lifestyle. The objective of this study is to analyze these changes through the estimation of a complete system of demand for food. The proposed model is the QUAIDS, quadratic in the logarithm of income, which was estimated in two stages in the context of censored models to account for the large number of zero consumption in each food category. The source of the data is the National Survey of Household Expenditures corresponding to the regions of Rio Negro and the city of Buenos Aires and to the years 1996/7 and 2004/5. Price and income elasticities are calculated for each period. The analysis discusses the changes in consumption behavior of the households related to some socio-demographic variables.

**Keywords:** Food Consumption - Demand System - Price and Income Elasticities – QUAIDS Model.

---

<sup>369</sup> Becario Iniciación. UNMDP.

<sup>370</sup> Prof. Adjunto Microeconomía I y II. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. UNMDP.

<sup>371</sup> JTP. Economía Agraria. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. UNMDP.

## INTRODUCCIÓN

El gasto en alimentos representa una importante proporción del presupuesto familiar en los sectores más vulnerables de la sociedad. Por ese motivo, los cambios en el comportamiento de consumo de alimentos son fundamentales para el diseño y la evaluación de políticas económicas que afecten a estos sectores. En el periodo transcurrido entre los años 1997 y 2005, los precios de los bienes medidos a nivel del consumidor experimentaron un incremento general del 68,2% pero, en particular, el aumento fue proporcionalmente mayor (86,3%) en el rubro de gastos correspondiente a "Alimentos y Bebidas". 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 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. Adicionalmente, los nueve años transcurridos entre los años mencionados, representan un período lo suficientemente amplio como para que los hábitos y gustos alimenticios de las familias pudieran haberse modificado.

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 *et. al.* (2007.a), el sistema LINQUAD de Depetris Guiguet *et. al.* (2008)<sup>372</sup> 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 alimentos para la Argentina con el objetivo de analizar y comparar los resultados para el período comprendido entre 1996-97 y 2004-05. Como innovación respecto de otros trabajos, se incluyen todos los alimentos consumidos en el hogar, las estimaciones contienen un término cuadrático en precios e ingreso y se emplean datos de la última ENGH 2004-05 realizada en Argentina. También se emplea el procedimiento de Shonkwiler *et. al.* (1999) para corregir el sesgo en las estimaciones ocasionado por el exceso de observaciones con cero en el monto de consumo. La fuente de información proviene de la ENGH, correspondiente a los periodos 1996/97 y 2004/05 para la provincia de Río Negro y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

Se calculan y presentan las elasticidades precio e ingreso para cada período, incorporando los cambios en el consumo como función de la región geográfica y otras variables socio-demográficas empleadas en las estimaciones y se comparan las elasticidades obtenidas con las correspondientes a otros trabajos para Argentina. Finalmente, se efectúan algunos comentarios y sugerencias acerca de los cambios en el

---

<sup>372</sup> Este trabajo se aplica sólo a productos lácteos.

comportamiento de consumo de alimentos de las familias que podrían ser considerados en la formulación de los programas públicos con foco en mejorar la calidad de vida de la población más vulnerable.

### Los Datos

La ENGH fue realizada por el Instituto de Estadísticas y Censos (INDEC) con alcance nacional solamente en dos períodos, los correspondientes a los años 1996/97 y 2004/05. Aunque los datos para el primer período están disponibles, no sucede lo mismo con el segundo. El análisis realizado se circunscribe entonces, debido a la información obtenida para esta investigación, a la provincia de Río Negro y a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA). El total de observaciones es de 6.115. De ellas, 2.684 corresponden al primer período - 1.313 pertenecientes a CABA- y 3.431 corresponden al segundo período -con 2.795 pertenecientes a CABA.

Se trata de dos períodos diferentes de la historia de Argentina, 1996-97 transcurre en el marco del Plan de Convertibilidad y se caracteriza por una gran 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. Las variables medidas en unidades monetarias (ingresos y gastos) se presentan expresadas a precios constantes de diciembre del 2005.

Del conjunto de alimentos se excluyen del sistema las comidas fuera del hogar porque, para este rubro, no es posible disponer de una unidad de medida homogénea para las cantidades tal como el kilo, lo que impide su tratamiento con la misma metodología aplicada en el resto de los grupos. En definitiva, los alimentos agregados que componen el sistema son: 1) Aceites y grasas; 2) Bebidas alcohólicas; 3) Bebidas no alcohólicas; 4) Carnes; 5) Cereales y derivados; 6) Frutas, verduras y legumbres; 7) Infusiones; 8) Huevos; 9) Productos lácteos; 10) Leche; 11) Pollo; 12) Azúcar y dulces y 13) Comidas listas y otros alimentos<sup>373</sup>.

Para cada uno de estos grupos se calcularon los precios implícitos y con ellos los precios ajustados por calidad, como se explica en la metodología.

En el cuadro 1 se presentan, para el total de la muestra y por rubro de alimentos, los gastos, los precios ajustados y el número de hogares que reportan consumo. En los cuadros 2 y 3 se presentan, respectivamente, el gasto y la cantidad promedio mensual desagregados por períodos y por región.

**Cuadro 1: Estadísticos para el total de la muestra (n=6.115)**

Grupo de Alimentos	Gastos mensuales por hogar (\$ dic. 2005)		Precios Ajustados (\$ dic. 2005)		Número de Hogares con Consumo Positivo
	Media	S.D.	Media	S.D.	
<b>Aceites y grasas</b>	8,58	17,31	4,6	0,51	1972
<b>Bebidas alcohólicas</b>	16,70	45,85	2,77	0,46	2159
<b>Bebidas no alcohólicas</b>	29,12	36,95	3,50	0,18	4647
<b>Carnes</b>	120,02	122,31	9,38	0,87	5270

<sup>373</sup> El grupo 1 incluye aceites comestibles de origen vegetal y animal, margarina, grasas de origen vegetal y animal, etc. El grupo 2 incluye las bebidas alcohólicas consumidas en el hogar. El grupo 3 contiene todas las bebidas sin alcohol que se consumen en el hogar. El grupo 4 está compuesto por carnes vacuna, porcina, pescados y sus derivados como embutidos, etc. El grupo 5 incluye productos de panadería, pastas, harina, arroz, etc. El grupo 6 contiene frutas, verduras y hortalizas frescas y en conserva. El grupo 7 incluye café, te, yerba, etc. El grupo 8 contiene huevos. El grupo 9 incluye yogurt, crema, manteca, quesos, etc. El grupo 10 contiene leche fluida y en polvo. El grupo 11 incluye carne de pollo. El grupo 12 incluye golosinas, azúcar, miel, chocolates, etc. El grupo 13 contiene productos listos para consumir en el hogar (pizzas, empanadas, postres, etc.), sopas, caldos, condimentos y especias.

<b>Cereales y derivados</b>	62,03	55,90	6,41	0,68	5832
<b>Frutas, verduras y legumbres</b>	54,31	53,15	2,07	0,09	5533
<b>Infusiones</b>	11,31	18,51	9,77	1,16	2856
<b>Huevos</b>	6,85	9,64	0,26	0,04	3168
<b>Productos lácteos</b>	40,21	49,11	11,14	0,99	4568
<b>Leche</b>	19,64	28,21	2,92	0,92	4015
<b>Pollo</b>	23,35	32,95	5,39	0,12	2835
<b>Azúcar y dulces</b>	16,17	27,02	7,20	0,90	3834
<b>Comidas listas y otros alimentos</b>	44,45	71,42	48,27	9,67	3726
<b>Total de alimentos consumidos en el hogar</b>	452,73	347,84	-	-	6.115
<b>Total de alimentos consumidos fuera del hogar</b>	109,48	213,50	-	-	2.688

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH (1996-97 y 2004-05)

Los gastos en alimentos con mayor peso en el presupuesto de las familias argentinas son los grupos correspondientes a Carnes (26%), Cereales y derivados (13,7%), Frutas, verduras y legumbres (12%) y Comidas listas y otros alimentos (9,8%). Los Huevos (1,5%) y los Aceites y grasas (1,9%) son, a su vez, los grupos con menor participación en el presupuesto alimentario.

Una cuestión más interesante surge al considerar por separado la información para ambos períodos y regiones (cuadro 2). A excepción del gasto realizado en comidas listas y otros alimentos en la ciudad de Buenos Aires, todos los gastos reales en alimentos han disminuido en el periodo analizado. El cambio se verifica, además, en ambas regiones. Analizando el tamaño de los hogares no se observan cambios significativos capaces de explicar esa caída del gasto, la cantidad de integrantes promedio en CABA disminuye de 2,80 a 2,68 y la provincia de Río Negro de 3,75 a 3,62 (lo que equivale a hogares un 10% más pequeños). ¿Qué implicancias pueden derivarse de estos estadísticos?

Una primera es que existe evidencia de un cambio de hábitos, mientras que cae el gasto real en alimentos consumidos en el hogar, aumenta el correspondiente a comidas fuera del hogar. A pesar de ello el aumento en este último rubro no alcanza a compensar la caída del primero, motivo por el cual los gastos totales en alimentos caen en términos reales.

**Cuadro 2: Gasto mensual promedio por hogar desagregado por región y año de la encuesta (pesos de diciembre 2005)**

Grupo de Alimento	Hogares CABA				Hogares Río Negro			
	1996/97 (n=1313)		2004/05 (n=2795)		1996/97 (n=1371)		2004/05 (n=636)	
	Media	S.D.	Media	S.D.	Media	S.D.	Media	S.D.
<b>Aceites y grasas</b>	11,02	19,59	6,09	13,95	12,16	21,33	6,81	13,57
<b>Bebidas alcohólicas</b>	21,78	68,05	16,68	41,71	15,31	33,07	9,26	23,34
<b>Bebidas no alcohólicas</b>	42,35	49,41	26,87	31,84	25,38	34,61	19,79	23,53

<b>Carnes</b>	122,84	122,39	107,03	119,94	145,56	130,85	116,21	103,3
<b>Cereales y derivados</b>	70,99	60,78	53,7	48,29	74,21	65,16	53,84	46,64
<b>Frutas, verduras y legumbres</b>	68,4	58,26	50,7	48,96	55,62	58,58	38,27	38,8
<b>Infusiones</b>	13,28	21,51	10,91	17,79	11,4	18,38	8,82	14,39
<b>Huevos</b>	8,89	10,95	4,67	6,62	10,38	13,17	4,57	4,26
<b>Productos lácteos</b>	47,01	54,69	43,13	48,64	32,87	44,45	29,18	44,7
<b>Leche</b>	24,72	28,69	16,06	24,51	25,02	35,38	13,24	20,08
<b>Pollo</b>	28,48	36,06	20,7	31,25	24,55	33,86	21,8	30,09
<b>Azúcar y dulces</b>	19,17	30,88	15,94	24,28	16,46	31,61	10,34	15,96
<b>Comidas listas y otros alimentos</b>	48,06	85,27	55,65	73,07	28,99	59,67	21,11	35,66
<b>Total de alimentos consumidos en el hogar</b>	526,99	395,54	428,14	318,82	477,92	369,98	353,21	271,62
<b>Total de alimentos consumidos fuera del hogar</b>	150,38	259,74	153,04	226,04	17,33	87,85	32,22	146,72

Fuente: Elaboración propia con datos de ENGH 1996-97 y 2004-05

Una segunda implicancia es que, mientras cae el gasto real en todas las categorías, las cantidades promedio consumidas por los hogares no se comportan de la misma manera (cuadro 3). Específicamente no disminuyen las correspondientes a Productos lácteos, Azúcar y dulces, Infusiones y a Comidas listas y otros alimentos. Esto puede ser consecuencia de los cambios en los precios relativos y de los efectos sustitución que se derivan de los mismos.

Aunque los precios de los alimentos en general han aumentado un 86,3% promedio en el período, al desagregar por categoría de alimentos, cada uno de los rubros ha experimentado cambios mayores o menores que el promedio general. Tal como puede observarse en el cuadro 4, los aceites, las carnes, la leche y sus derivados y los dulces han aumentado más que el nivel general, mientras que los cereales, las frutas y verduras y las bebidas sin alcohol son los rubros que han experimentado un menor incremento de precios en términos relativos.

**Cuadro 3: Cantidades mensuales promedio por hogar desagregado por región y año.**

Grupo de Alimento	Hogares CABA				Hogares Río Negro			
	1996/97 (n=1313)		2004/05 (n=2795)		1996/97 (n=1371)		2004/05 (n=636)	
	Media	S.D.	Media	S.D.	Media	S.D.	Media	S.D.
<b>Aceites y grasas</b>	2,38	4,25	1,50	3,13	2,86	4,95	1,99	3,74
<b>Bebidas alcohólicas</b>	6,18	15,02	3,87	9,21	6,07	11,70	3,14	7,77

<b>Bebidas no alcohólicas</b>	29,45	36,65	18,31	25,09	14,47	21,88	12,81	17,66
<b>Carnes</b>	12,27	13,06	9,28	10,67	15,34	13,78	12,47	10,72
<b>Cereales y derivados</b>	15,61	13,49	13,10	12,57	28,05	33,62	20,50	23,01
<b>Frutas, verduras y legumbres</b>	36,01	29,06	27,83	28,73	40,57	50,22	26,66	30,26
<b>Infusiones</b>	1,53	2,38	2,33	4,77	1,67	2,64	1,67	2,90
<b>Huevos</b>	31,78	39,50	22,76	32,51	35,96	46,39	27,57	35,28
<b>Productos lácteos</b>	4,76	5,99	4,98	5,73	3,58	5,22	4,15	5,61
<b>Leche</b>	13,75	15,57	9,48	13,10	8,85	13,56	6,84	10,47
<b>Pollo</b>	5,70	7,14	4,03	6,36	4,85	6,71	4,22	5,84
<b>Azúcar y dulces</b>	9,24	19,86	10,41	22,34	9,83	19,23	11,47	22,58
<b>Comidas listas y otros alimentos</b>	3,56	6,68	6,58	12,82	2,14	4,41	3,81	8,36

Fuente: Elaboración propia con datos de ENGH 1996-97 y 2004-05

**Cuadro 4: Variación de los precios en el período por rubro de gastos de alimentos.**

Grupo de Alimento	IPC	IPC	Variación Porcentual
	Dic. 1997 Base 1999	Dic. 2005 Base 1999	
<b>Aceites y grasas</b>	102,1	226,5	122,0
<b>Bebidas alcohólicas</b>	102,9	179,7	74,6
<b>Bebidas no alcohólicas</b>	107,8	172,6	60,0
<b>Carnes</b>	104,7	225,7	115,5
<b>Cereales y derivados</b>	102,6	159,5	55,4
<b>Frutas, verduras y legumbres</b>	108,6	167,3	54,1
<b>Infusiones</b>	107,5	184,5	71,5
<b>Huevos</b>	108,3	183,5	69,5
<b>Productos lácteos</b>	100,5	206,4	105,4
<b>Leche</b>	102,7	215,2	109,6
<b>Pollo</b>	114,8	197,3	71,8
<b>Azúcar y dulces</b>	105,8	226,7	114,2
<b>Comidas listas y otros alimentos</b>	102,6	184,3	79,7

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC

Frente a estos cambios de precios, las familias han adoptado diversas estrategias para ajustarse a las nuevas condiciones del mercado. Primero, en aquellos grupos de bienes cuyo consumo en cantidades ha aumentado es posible que se haya producido una sustitución al interior de la propia categoría reemplazando los bienes consumidos originalmente por otros de inferior calidad o marcas secundarias. Se destina un menor gasto para adquirir una mayor cantidad de unidades, este es el caso por ejemplo de los grupos de productos lácteos, azúcar y dulces e infusiones.

Segundo, se ha producido una fuerte caída en las cantidades consumidas de alimentos necesarios como la leche (31% en CABA y del 23% en Río Negro), las carnes (24% y 18% respectivamente), los cereales (16% y 27% respectivamente), el pollo (30% y 13% respectivamente) y las frutas y verduras (23% y 34% respectivamente). Consecuentemente con ello, se reduce el gasto en términos reales en estos grupos de alimentos, pero la disminución es proporcionalmente menor en el caso de las carnes debido a las preferencias de la población del país.

Tercero, el incremento en el consumo de comidas preparadas o listas se puede explicar, en parte, por los cambios en el estilo de vida de la población tales como la incorporación de la mujer al mercado laboral y el incremento en el número de personas que viven solas (los hogares unipersonales representaban el 17,7% en 1996/97 y el 21,6% en 2004/05). Es probable que muchos de los alimentos básicos se consuman ahora como alimentos ya preparados o listos para consumir.

Una herramienta que contribuye al análisis de los cambios experimentados en los patrones de consumo correspondientes a ambos períodos 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 dos encuestas es muy largo y coincide además con un período de grandes cambios en el contexto macroeconómico 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. Por este motivo, se calculan las elasticidades correspondientes a cada uno de los períodos por separado, incluyendo la variable año en cada una de las etapas de la estimación del modelo. Las preferencias o gustos pueden haberse modificado, y con ellos las decisiones de consumo, provocando desplazamientos en las demandas de los bienes.

## 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 distintos bienes. El modelo QUAIDS contempla modelos lineales como el AIDS de Deaton *et. al.* (1980) o el Translog de Jorgenson *et. al.* (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*) de los alimentos sobre el total de gasto ( $w_i$ ), de sus precios ( $p_i$ ) y del ingreso o gasto total ( $m$ ). Los parámetros a estimar son los  $\alpha_i$ ,  $\gamma_{ij}$ ,  $\beta_i$  y  $\lambda_i$ . El sistema QUAIDS para los  $n$  bienes se escribe como<sup>374</sup>:

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

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

<sup>374</sup> 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  $\lambda_i = 0$ , como se ha resaltado anteriormente<sup>375</sup>. Así mismo el modelo QUAIDS preserva todas las cualidades del modelo AIDS, es decir su flexibilidad, su facilidad de estimación y la 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 a los distintos bienes, como así también la información socio-demográfica correspondiente al hogar. Por este motivo, se calculan los precios implícitos o los 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 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 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 *et. al.* 1986).

Siguiendo el enfoque de Cox *et. al.* (1986), se intenta captar estas diferencias mediante una estimación de los precios de cada uno de los grupos de alimentos, 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 *et. al.* (2007)- son las incluidas en la siguiente expresión:

<sup>375</sup> En el caso en que el vector  $\lambda$  sea estadísticamente igual a cero, el conjunto de alimentos considerados poseen curvas de Engel lineales y el sistema de ecuaciones de demanda QUAIDS queda reducido al modelo AIDS.

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 \text{región} + \beta_2 \text{año} + \beta_3 D_{\text{quin}2} + \beta_4 D_{\text{quin}3} + \beta_5 \text{tamañohogar} + \beta_6 \text{sexo} + \beta_7 D_{\text{media}} + \beta_8 D_{\text{alta}} + \beta_9 \text{edad} + \beta_{10} \text{gastohiper} + \varepsilon_i \quad (12)$$

$P_i$  es el precio implícito para cada grupo  $j$  de alimentos; *región* es una variable *dummy* que indica la región geográfica a la que pertenece el hogar, adopta el valor 0 si el hogar pertenece a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y 1 si pertenece a Río Negro; *año* es una variable *dummy* que toma el valor 0 si el hogar fue encuestado en el período 1996/97 y 1 si fue encuestado en el período 2004/05; *Dquin2* y *Dquin3* son variables *dummies* correspondientes a los quintiles de ingresos medios y altos respectivamente (La primera vale 1 si el hogar pertenece al segundo, tercero o cuarto quintil y la segunda vale 1 si pertenece al quinto y último quintil de ingreso); *tamañohogar* corresponde al número de integrantes 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; *edad* indica la edad del jefe del hogar; y *gastohiper* mide la proporción del gasto en alimentos realizado en supermercados e hipermercados.

**Cuadro 5. Precios ajustados para hogares sin consumo en el grupo de alimentos considerado**

Período de la Encuesta	Región Geográfica	Precio Ajustado
Período 1996/97	CABA	$\widehat{\beta}_0$
Período 1996/97	Río Negro	$\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1$
Período 2004/05	CABA	$\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_2$
Período 2004/05	Río Negro	$\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$

Finalmente, en el caso de los hogares con gasto o cantidades consumidas iguales a 0, el precio ajustado es igual a  $\widehat{\beta}_0$  más los coeficientes estimados correspondientes a las variables *dummy* *región* y *año*. De este modo, si por ejemplo un hogar de Río Negro encuestado en el periodo 1996/97 posee consumo 0 para el bien  $i$ , el precio ajustado que le corresponde es  $\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1$ . Si, en cambio, fue encuestado en el periodo 2004/05 el precio ajustado correspondiente es  $\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$ . En el cuadro 5 se presentan todos los casos posibles.

### Corrección del sesgo

La utilización de microdatos de gastos de corte transversal genera, en las estimaciones de consumo, un sesgo de selección en la variable dependiente. Existe una elevada proporción de respuestas que son cero en gastos (ver en cuadro 1 la cantidad de hogares con consumo positivo), debido a infrecuencia de compra, a las preferencias de los consumidores y a soluciones de esquina.

Esta situación divide la muestra en dos grupos de consumidores, por un lado se encuentran los que han decidido comprar el bien y, por el otro, aquellos que no lo han hecho, aunque ello no implica necesariamente que no lo consuman. La existencia de dos regímenes de comportamiento al interior de la muestra requiere de una estimación en dos etapas del sistema de demanda. En la primera se contempla la decisión de comprar o no un bien (etapa de participación), y luego, en la segunda, cuanto gastar en cada uno de los bienes. Heckman (1979) desarrolló un procedimiento que consiste en la estimación de dos ecuaciones para este tipo de casos. La primera ecuación estima la probabilidad de participación y ese resultado se utiliza luego en la estimación de la segunda ecuación de gasto. Con este procedimiento se obtienen estimadores consistentes y eficientes. A partir de este modelo, Shonkwiler *et. al.* (1999) proponen un procedimiento alternativo en dos etapas aplicable a la estimación de sistemas de ecuaciones de demanda. En la primera, se estima el modelo de participación (al igual que en el modelo de Heckman) en el consumo a través de un modelo Probit de elección binaria:

$$Pr_i = F(Z_i v) \quad (13)$$

En este caso se llega a un modelo no lineal como el siguiente:

$$Y_i = F(Z_i v) + u_i \quad (14)$$

En esta función las variables explicativas afectan a la variable dependiente a través de un índice lineal ( $Z_i v$ ) que luego es transformado por la función  $F(\cdot)$  de manera tal que los valores de la misma están acotados entre 0 y 1. Si  $F(\cdot)$  es la función de distribución Normal (FDN), la especificación corresponde al modelo Probit (Wooldridge, 2002), tal que:

$$Pr_i = F(Z_i v) = \Phi(Z_i v) = \int_{-\infty}^{Z_i v} \phi(s) ds \quad (15)$$

y  $\phi(\cdot)$  es la función de densidad normal estándar.

A partir del modelo Probit se obtienen las funciones de densidad,  $\phi(Zv)$ , y la acumulada,  $\Phi(Zv)$ , de la FDN. En la segunda etapa se pondera la función de interés por la FDN acumulada (se multiplican todas las variables explicativas por  $\Phi$ ), y se agrega una nueva variable explicativa: la densidad probabilística  $\phi$  de la FDN.

$$q_{ij} = \Phi(Z_{ij} v_i) f(\beta_i X_{ij}) + \gamma_i \phi(Z_{ij} v_i) + \varepsilon_{ij} \quad \forall i = 1, \dots, m \quad \forall j = 1, \dots, n \quad (16)$$

Siendo  $q_{ij}$  la cantidad demandada para el bien  $i$  por el hogar  $j$ ,  $f(\beta_i X_{ij})$  la función de interés y  $\varepsilon_{ij}$  el término de error, el que se asume con distribución normal.

La aplicación del procedimiento de Shonkwiler *et al.* (1999) a la forma funcional del modelo QUAIDS, la ecuación (1), implica que las ecuaciones del sistema corregidas por el sesgo asociado al gasto cero presentan la siguiente expresión:

$$w_i = \Phi(Z_{ij} v_i) \left[ \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left( \frac{m}{a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right] + \delta_i \phi(Z_{ij} v_i) + \varepsilon_i \quad (17)$$

Las  $Z_{ij}$  son las variables explicativas empleadas en la primera etapa de la estimación (Modelo Probit), es decir, aquellas variables que afectan la decisión de consumo pero no necesariamente el volumen del mismo.

### El sistema finalmente estimado

El modelo QUAIDS puede ser ampliado mediante la incorporación de variables socio-demográficas ( $X_k$ ) con el objetivo de capturar la heterogeneidad entre los consumidores y en tal caso las ecuaciones vienen dadas por la expresión (18):

$$w_i = \Phi(Z_{ij} v_i) \left[ \sum_{k=1}^n \theta_{ik} X_k + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left( \frac{m}{a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right] + \delta_i \phi(Z_{ij} v_i) + \varepsilon_i \quad (18)$$

Finalmente, al tratarse de un sistema de ecuaciones de demanda que están relacionadas, es posible estimar las demandas de sólo  $n-1$  bienes. Se debe escoger uno de los bienes como residual de forma que el sistema que contiene a las restantes ( $n-1$ ) ecuaciones esté identificado. Para obtener los parámetros de la  $n$ ésima ecuación (la que corresponde al "bien residual") se recurre a la propiedad de aditividad de las ecuaciones de demanda:

$$w_n = 1 - \sum_{k=1}^{n-1} [f_k(X_{in}; \beta_n) + \varepsilon_k] = f_n(X_{in}; \beta_n) + \varepsilon_n \quad (19)$$

Siendo  $f(X_{in}; \beta_i)$  la forma funcional de la demanda

$$f_n(X_{in}; \beta_i) = 1 - \sum_{k=1}^{n-1} [f_k(X_{in}; \beta_n)] \quad (20)$$

$$\varepsilon_n = - \sum_{k=1}^{n-1} \varepsilon_k \quad (21)$$

### Elasticidades con corrección de sesgo y variables socio-demográficas

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:

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \Phi(Z_{ij} v_i) \left[ \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\} \right] \quad (22)$$

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1 \quad (23)$$

Las expresiones correspondientes a las elasticidades precio no-compensadas<sup>376</sup> son ahora:

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \Phi(Z_{ij}v_i) \left[ \gamma_{ij} - \mu_i \left( \alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right] \quad (24)$$

$$e_{ij} = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (25)$$

Por último, la incorporación de variables socio-demográficas en el sistema de ecuaciones de demanda permite el cálculo de elasticidades respecto a ellas. Sin embargo, se encuentran dos tipos de variables, las que intervienen en ambas etapas de la estimación (ecuación de participación y de gasto), y aquéllas que sólo lo hacen en las ecuaciones de gasto.

Para las variables presentes en ambas etapas, el cálculo de las elasticidades se efectúa de acuerdo a la siguiente expresión (Lazaridis, 2004; y Yen *et. al.*, 2002):

$$e_{i,x_k} = \left[ \Phi(Z_{ij}v_i)v_{x_k}\hat{w}_i + \Phi(Z_{ij}v_i)\theta_{ik} - \delta_i\Phi(Z_{ij}v_i)(Z_{ij}v_i)v_{x_k} \right] \frac{x_k}{\hat{w}_i} \quad (26)$$

Siendo  $e_{i,x_k}$  la elasticidad del bien  $i$  en relación a la variable  $x_k$ ;  $v_{x_k}$  el coeficiente de la variable  $x_k$  en la primera etapa;  $\hat{w}_i$  es la participación del bien  $i$  estimada en el punto escogido (en los valores medios);  $\theta_{ik}$  el coeficiente de la variable  $x_k$  en la segunda etapa;  $\delta_i$  el coeficiente de la función de densidad normal (en los valores medios) y  $\bar{w}_i$  la participación del bien  $i$  en el punto escogido (en los valores medios).

En el caso de las variables que aparecen sólo en la segunda etapa de la estimación, el primero y tercer términos dentro del corchete de la fórmula anterior se anulan, y las elasticidades se calculan de la siguiente forma:

$$e_{i,x_k} = \left[ \Phi(Z_{ij}v_i)\theta_{ik} \right] \frac{x_k}{\bar{w}_i} \quad (27)$$

## Resultados

La estimación del sistema de ecuaciones de demanda (segunda etapa) se realizó a través de un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SUR). La ecuación excluida corresponde al grupo Aceites y grasas cuyos parámetros se estiman por medio de las relaciones de aditividad expuestas en la metodología.

Las variables socio-demográficas empleadas en la segunda etapa de la estimación son: tamaño del hogar, la presencia de hijos en el hogar (medida por una variable *dummy* que toma valor uno para los hogares con hijos y cero en caso contrario), el nivel educativo universitario o terciario del jefe del hogar (*Dalta*), el año de la encuesta (*año*) y la región o zona a la que pertenecen los hogares (*región*)<sup>377</sup>.

En el cuadro 6 se presentan los parámetros estimados para el sistema de ecuaciones de demanda. De los 186 parámetros estimados, 128 de ellos resultaron estadísticamente significativos al 10% (lo que representa el 69%).

No resultan significativos los  $\beta$  relacionados con bebidas alcohólicas y no alcohólicas, carnes e infusiones, lo que indica la poca importancia de la variable ingreso real para explicar la participación de estos alimentos en el presupuesto de los hogares. El parámetro estimado para  $\lambda$ , y por lo tanto la existencia de relaciones no lineales para las curvas de Engel, resultó significativo para las categorías de alimentos que incluyen a cereales, frutas y verduras, huevos, productos lácteos, leche, pollo, azúcar y dulces. En el caso de  $\beta > 0$  aumenta la participación en el presupuesto a medida que aumenta el ingreso real y con  $\lambda < 0$  implica que aumenta a ritmo decreciente – como se verifica para la leche, los productos lácteos, los huevos, las frutas y verduras y el pollo-. Por el contrario,  $\beta < 0$  indica que la participación disminuye a medida que aumenta el ingreso real, lo que se verifica para los cereales, los dulces y las comidas listas, indicando que quienes destinan una mayor fracción de su ingreso a este

<sup>376</sup> La relación de Slutsky para obtener las elasticidades precio compensadas se mantiene igual.

<sup>377</sup> Las variables utilizadas en la primera etapa de la estimación (modelo Probit) son: Nivel de educación del jefe del hogar (modelada con dos *dummies*: *Dalta* y *Dmedia*), el género del jefe del hogar (*Sexo*), la región geográfica a la que pertenece el hogar (*región*), el año de realización de la encuesta (*año*), *tamañohogar*, la edad del jefe del hogar (*Edad*), el nivel de Ingreso del hogar, la cantidad de miembros del hogar mayores a los 65 años de edad, la cantidad de miembros del hogar menores a los 14 años de edad y el ingreso elevado al cuadrado (se utiliza para captar el comportamiento no lineal del ingreso. sobre la probabilidad de consumir). Nivel de ingreso multiplicado por Tamaño del hogar (mide el efecto de la interacción del nivel de ingreso y tamaño del hogar, sobre la probabilidad de consumir un determinado bien).

tipo de bienes, son los hogares relativamente más pobres. En los dos primeros casos  $\lambda > 0$ , lo que indica que la participación disminuye a ritmo creciente a medida que aumenta el ingreso. Para el tercer grupo, las comidas listas para consumir,  $\lambda$  es no significativo, evidenciando una relación lineal, entre su participación en el presupuesto y el gasto real.

Analizando el signo de los coeficientes de la variable tamaño del hogar, se observa que aumenta la participación en el presupuesto de los gastos en comidas listas, carnes, leche y cereales y derivados a medida que aumenta el número de integrantes en el hogar, lo que resulta coherente dado que las familias con mayor número de miembros suelen ser también las conformadas por un número mayor de niños. La variable tamaño resulta más significativa, en términos generales, que la que indica la presencia de niños menores en el hogar. Cuando existen niños en el hogar disminuye la importancia relativa en el presupuesto de alimentos de las bebidas alcohólicas, del pollo y de las frutas y verduras, mientras que aumenta la correspondiente a carnes y leche. Consistentemente con ello, los hogares con menor número de integrantes gastan relativamente más en bebidas alcohólicas, frutas y verduras, infusiones, productos lácteos, huevos y pollo.

A mayor nivel de educación del jefe del hogar, aumenta la participación de comidas listas, bebidas de todo tipo y productos lácteos y disminuye la de cereales, carnes y verduras. Este comportamiento resulta coherente con suponer menos tiempo en el hogar para la preparación de los alimentos a partir de insumos frescos.

Las variables año y región dan cuenta, la primera de los cambios más generales tales como preferencias y gustos asociados al paso del tiempo y la segunda de las diferencias culturales y de consumo en relación con el lugar geográfico en el que habitan los hogares. Las familias gastan más en el último período en carnes y pollo y menos en bebidas alcohólicas, cereales y leche. En Río Negro respecto de la ciudad de Buenos Aires, los hogares gastan menos en comida lista para consumir, en productos lácteos, bebidas sin alcohol y frutas y verduras y relativamente más en bebidas alcohólicas, en carnes y en cereales y pollo.

La variable que introduce la corrección del sesgo por no consumo es positiva y significativa en todos los casos a excepción de las estimaciones correspondientes al pollo y los huevos, lo que indica valores más altos para las participaciones corregidas.

En el cuadro 7 se presentan las elasticidades precio y gasto estimadas con el sistema de ecuaciones de demanda QUAIDS para ambos períodos. Como se observa en el cuadro, en ambos casos, todas las elasticidades gasto son positivas y varían en un rango entre 0,67 y 1,15, resultados similares a los obtenidos por Coelho (2006). Todos los grupos de alimentos se clasifican como "bienes normales". Más específicamente, las comidas listas, las carnes, los cereales y sus derivados, los productos lácteos y la leche se clasifican como bienes necesarios (cuyos coeficientes de elasticidad gasto varían entre cero y uno) en ambos períodos, mientras que el resto de los bienes, cuyos valores de elasticidad son mayores a 1, serían considerados "bienes de lujo".

Los valores de elasticidad gasto estimados para ambos períodos son muy similares en casi todos los casos. El cambio relativamente más importante se verifica en comidas listas para ser consumidas, cuyo coeficiente disminuye, indicando que para los hogares, estos alimentos son más necesarios en el último período.

Cuadro 6. Parámetros estimados del sistema de ecuaciones de demanda QUAIDS (Segunda Etapa) para cada grupo de alimento.

Variable	Comidas listas		Bebidas alcohólicas		Bebidas no alcohólicas		Carnes		Cereales		Frutas, verd y L	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
Constante	0,3684***	0,0260	-0,0107	0,0339	0,0212	0,0178	0,0812***	0,0302	0,3433***	0,0204	-0,0406*	0,0229
Tamañohogar	0,0091***	0,0017	-0,0041***	0,0015	0,0006	0,0010	0,0084***	0,0017	0,0049***	0,0011	-0,0090***	0,0011
Hijos	-0,0014	0,0047	-0,0150***	0,0046	0,0037	0,0027	0,0115**	0,0048	0,0028	0,0033	-0,0122***	0,0032
Edu alta jefe	0,0365***	0,0053	0,0285***	0,0049	0,0112***	0,0030	-0,0461***	0,0059	-0,0120***	0,0036	-0,0121***	0,0038
Año	0,0048	0,0063	-0,0454***	0,0053	-0,0050*	0,0030	0,0259***	0,0052	-0,0141***	0,0035	0,0013	0,0036
Región	-0,0700***	0,0062	0,0171***	0,0054	-0,0278***	0,0036	0,0848***	0,0057	0,0235***	0,0038	-0,0166***	0,0039
Pcom listas	-0,0327***	0,0022	-0,0005	0,0022	0,0035***	0,0013	0,0005	0,0022	-0,0042**	0,0018	0,0116***	0,0018
Pbeb al	-0,0005	0,0022	0,1308***	0,0054	-0,0069***	0,0022	-0,0131***	0,0035	-0,0062*	0,0033	-0,0073**	0,0033
Pbeb noal	0,0035***	0,0013	-0,0069***	0,0022	-0,0342***	0,0017	-0,0046**	0,0020	0,0100***	0,0018	0,0081***	0,0018
Pcarnes	0,0005	0,0022	-0,0131***	0,0035	-0,0046**	0,0020	0,0394***	0,0045	-0,0141***	0,0029	-0,0146***	0,0028
Pcereales	-0,0042**	0,0019	-0,0062*	0,0033	0,0100***	0,0018	-0,0142***	0,0029	-0,0008	0,0035	0,0031	0,0026
Pfrutas	0,0116***	0,0018	-0,0073**	0,0033	0,0081***	0,0018	-0,0146***	0,0028	0,0031	0,0026	-0,0021	0,0036
Phuevos	0,0039***	0,0009	-0,0050**	0,0019	0,0062***	0,0010	-0,0032**	0,0015	0,0006	0,0016	-0,0083***	0,0016
Pinfus	-0,0016	0,0012	-0,0050**	0,0022	0,0025**	0,0012	0,0012	0,0019	-0,0032*	0,0019	0,0044**	0,0018
Placteos	0,0045**	0,0019	-0,0004	0,0031	0,0004	0,0017	0,0165***	0,0026	0,0110***	0,0024	-0,0043*	0,0024

XLIII REUNION ANUAL AAEA  
Corrientes, 9-10-11 de octubre de 2012

<b>Pleche</b>	0,0080***	0,0014	-0,0069***	0,0027	0,0054***	0,0015	-0,0047**	0,0022	0,0007	0,0022	-0,0021	0,0022
<b>Ppollo</b>	0,0132***	0,0024	-0,0287***	0,0046	0,0026	0,0025	-0,0202***	0,0039	0,0194***	0,0038	-0,0060	0,0037
<b>Pdulces</b>	-0,0047***	0,0014	0,0011	0,0022	0,0028**	0,0012	0,0014	0,0019	-0,0038**	0,0015	0,0113***	0,0016
<b>Beta (<math>\beta</math>)</b>	-0,0518***	0,0096	0,0138	0,0129	0,0078	0,0072	0,0019	0,0123	-0,0723***	0,0083	0,0564***	0,0088
<b>Lambda (<math>\lambda</math>)</b>	0,0005	0,0011	-0,0001	0,0014	-0,0003	0,0008	-0,0004	0,0014	0,0051***	0,0010	-0,0033***	0,0009
<b>Delta (<math>\delta</math>)</b>	0,0809***	0,0133	0,1167***	0,0108	0,1081***	0,0097	0,2747***	0,0193	0,1683***	0,0226	0,1809***	0,0170

Continúa en la página siguiente.

Continuación – Cuadro 6.

Variable	Huevos		Infusiones		Productos Lácteos		Leche		Pollo		Azúcar y Dulces	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
<b>Constante</b>	-0,0491***	0,0162	0,0465**	0,0220	0,0030	0,0211	-0,0235	0,0204	-0,0285	0,0359	0,1002***	0,0244
<b>Tamañohogar</b>	-0,0019**	0,0008	-0,0039***	0,0010	-0,0057***	0,0011	0,0059***	0,0010	-0,0087***	0,0015	0,0014	0,0012
<b>Hijos</b>	-0,0002	0,0014	-0,0043*	0,0025	0,0045	0,0031	0,0054**	0,0026	-0,0141***	0,0043	0,0029	0,0024
<b>Edu alta jefe</b>	-0,0019	0,0018	0,0016	0,0028	0,0139***	0,0033	-0,0043	0,0029	-0,0055	0,0053	0,0066**	0,0026
<b>Año</b>	-0,0036*	0,0020	0,0027	0,0028	0,0020	0,0037	-0,0176***	0,0030	0,0365***	0,0051	0,0016	0,0025
<b>Región</b>	0,0057***	0,0018	-0,0047	0,0033	-0,0127***	0,0043	-0,0160***	0,0047	0,0193***	0,0056	-0,0145***	0,0036
<b>Pcom listas</b>	0,0039***	0,0009	-0,0017	0,0012	0,0045**	0,0018	0,0081***	0,0014	0,0132***	0,0024	-0,0047***	0,0014
<b>Pbeb al</b>	-0,0049**	0,0019	-0,0050**	0,0022	-0,0004	0,0031	-0,0069***	0,0027	-0,0288***	0,0046	0,0011	0,0022

XLIII REUNION ANUAL AAEA  
Corrientes, 9-10-11 de octubre de 2012

<b>Pbeb noal</b>	0,0062***	0,0010	0,0026**	0,0012	0,0004	0,0017	0,0055***	0,0015	0,0026	0,0025	0,0028**	0,0012
<b>Pcarnes</b>	-0,0032**	0,0015	0,0012	0,0019	0,0165***	0,0026	-0,0047**	0,0022	-0,0202***	0,0039	0,0014	0,0019
<b>Pcereales</b>	0,0006	0,0016	-0,0032*	0,0018	0,0110***	0,0025	0,0007	0,0022	0,0195***	0,0038	-0,0038**	0,0015
<b>Pfrutas</b>	-0,0083***	0,0016	0,0044**	0,0018	-0,0043*	0,0024	-0,0021	0,0022	-0,0061	0,0037	0,0114***	0,0016
<b>Phuevos</b>	-0,0077***	0,0027	0,0037***	0,0010	0,0019	0,0015	0,0013	0,0014	0,0006	0,0025	0,0029***	0,0008
<b>Pinfus</b>	0,0037***	0,0010	-0,0107***	0,0017	-0,0006	0,0017	0,0055***	0,0015	0,0077***	0,0025	-0,0051***	0,0012
<b>Placteos</b>	0,0019	0,0015	-0,0006	0,0017	-0,0241***	0,0034	-0,0103***	0,0021	-0,0014	0,0036	0,0030***	0,0015
<b>Pleche</b>	0,0013	0,0014	0,0055***	0,0015	-0,0103***	0,0021	-0,0027	0,0027	-0,0015	0,0031	0,0039***	0,0013
<b>Ppollo</b>	0,0006	0,0025	0,0077***	0,0025	-0,0014	0,0036	-0,0015	0,0031	-0,0025	0,0076	0,0072***	0,0023
<b>Pdulces</b>	0,0029***	0,0008	-0,0051***	0,0012	0,0029***	0,0015	0,0039***	0,0013	0,0072***	0,0023	-0,0170***	0,0015
<b>Beta (<math>\beta</math>)</b>	0,0190***	0,0046	-0,0057	0,0071	0,0412***	0,0082	0,0202***	0,0075	0,0531***	0,0131	-0,0472***	0,0056
<b>Lambda (<math>\lambda</math>)</b>	-0,0015***	0,0005	0,0011	0,0008	-0,0039***	0,0009	-0,0019**	0,0008	-0,0037***	0,0014	0,0049***	0,0007
<b>Delta (<math>\delta</math>)</b>	0,0097	0,0077	0,0511***	0,0138	0,0749***	0,0119	0,0753***	0,0110	-0,0154	0,0145	0,1414***	0,0399

\* Parámetro estadísticamente significativo al 10%, \*\* parámetro estadísticamente significativo al 5%, \*\*\* parámetro estadísticamente significativo al 1%.



Interpretando las elasticidades gasto estimadas (utilizando los valores del período 1996/97) surge que, ante un incremento del 100% del gasto promedio de los hogares destinado al consumo de alimentos aumentarán en mayor porcentaje las cantidades consumidas promedio de bebidas alcohólicas (109%), bebidas sin alcohol (106%), frutas y verduras (114%), huevos (107%), infusiones (114%), pollo (111%), dulces (114%) y de aceites y grasas (105%). Frente al mismo incremento del gasto, las cantidades consumidas aumentarán aproximadamente en igual porcentaje en el caso de carnes (99%), productos lácteos (97%) y leche (98%) mientras que lo harán en un porcentaje menor para las categorías de comidas listas (75%) y cereales y derivados (90%).

En el cuadro 7 se presentan las elasticidades-precio correspondientes a las demandas compensadas, para cada grupo de alimento. En la diagonal principal de la tabla se encuentran las elasticidades-precio propias, las que presentan en todos los casos el signo negativo esperado. Las elasticidades cruzadas se leen de forma tal que las variables correspondientes a las cantidades consumidas se ubican en columna y las variables que indican los precios de cada uno de los grupos de alimentos en filas.

En ambos períodos, resulta relativamente inelástico (con coeficientes de elasticidad precio inferior a la unidad en valor absoluto) el consumo de bebidas alcohólicas, carnes, cereales, frutas y verduras, leche, pollo y aceites y grasas. El resto de los grupos de alimentos presentan demandas compensadas más elásticas en ambos períodos. Los valores de las elasticidades se modifican muy poco en el intervalo de tiempo transcurrido y, por lo general, si se verifican cambios la elasticidad aumenta. Los aceites y grasas y las bebidas alcohólicas son los grupos cuya elasticidad precio propia se modifica en mayor medida, desde -0,48 a -0,60 y desde -0,03 a -0,14 respectivamente.

Para interpretar el coeficiente de elasticidad, que en el caso de comidas listas, por ejemplo, es -1,06 en 1996-97, significa que ante una caída del 1% en su precio la cantidad consumida aumentará casi proporcionalmente, un 1,06%, compensando al individuo por el cambio en su ingreso real. Sin embargo, dado que las elasticidades en este trabajo están medidas en los valores medios de la muestra sería más apropiado interpretarla del siguiente modo: por cada punto porcentual que cae el precio del kilo de comidas listas respecto de su valor promedio (\$48,27) la cantidad mensual consumida aumentará 1,06% respecto de su promedio (2,83kilos).

Con respecto a las elasticidades precio cruzadas se observan valores, que aproximadamente en el 44% de los casos superan el valor 0.10 (con independencia del signo). Al comparar las elasticidades estimadas para ambos períodos se verifica que su signo se mantiene estable. Es decir que, los grupos de alimentos que se revelan como sustitutos (signo positivo del coeficiente de elasticidad) o complementarios (signo negativo del coeficiente) en el primer período, continuaban siéndolo en el segundo.

Algunas de las relaciones que vale la pena resaltar son:

- Las comidas listas para consumir presentan una alta relación de sustitución con aquellos alimentos destinados a la elaboración de comidas en el hogar, tales como carnes, cereales, pollo, huevos y verduras y legumbres.
- Las infusiones, las bebidas no alcohólicas y la leche se comportan como bienes sustitutos en el consumo.
- El consumo de productos lácteos y leche resulta complementario pero ambos bienes son sustitutos de otros alimentos básicos como carnes, cereales, frutas, verduras y legumbres.

Cuadro 7. Elasticidades precio y gasto estimadas con el Sistema de Demanda QUAIDS.

Alimento		Comidas listas y otros alimentos	Bebidas alcohólicas	Bebidas no alcohólicas	Carnes	Cereales	Frutas, verduras y legumbres	Huevos	Infusiones	Productos lácteos	Leche	Pollo	Azúcar, chocolates y dulces	Aceites y grasas
Comidas listas y otros Alimentos	1996/97	-1,0625	0,0139	0,0706	0,2119	0,1348	0,1541	0,0306	0,0126	0,0884	0,0739	0,1061	0,0129	0,0316
	2004/05	-1,0970	0,0056	0,0732	0,2081	0,1462	0,1616	0,0341	0,0101	0,0896	0,0815	0,1225	0,0096	0,0469
Bebidas alcohólicas	1996/97	0,0949	-0,0342	0,0222	0,1760	0,1141	0,0880	-0,0161	-0,0093	0,0906	0,0016	-0,1468	0,0445	-0,3562
	2004/05	0,0958	-0,1771	0,0289	0,1878	0,1206	0,0940	-0,0111	-0,0041	0,0899	0,0083	-0,1164	0,0433	-0,2987
Bebidas no alcohólicas	1996/97	0,1279	-0,0439	-1,3296	0,2039	0,2597	0,2322	0,0910	0,0538	0,0965	0,1133	0,0874	0,0654	0,0559
	2004/05	0,1275	-0,0422	-1,3203	0,2052	0,2575	0,2298	0,0892	0,0531	0,0963	0,1117	0,0865	0,0648	0,0552
Carnes	1996/97	0,0982	-0,0137	0,0497	-0,6163	0,1034	0,0777	0,0061	0,0282	0,1420	0,0295	-0,0163	0,0398	0,0704
	2004/05	0,0982	-0,0132	0,0498	-0,6175	0,1038	0,0782	0,0062	0,0281	0,1414	0,0297	-0,0156	0,0398	0,0698
Cereales	1996/97	0,1070	-0,0221	0,1227	0,1491	-0,8101	0,1127	0,0107	0,0055	0,1338	0,0360	0,1521	0,0322	-0,0318
	2004/05	0,1068	-0,0218	0,1225	0,1495	-0,8105	0,1128	0,0107	0,0056	0,1336	0,0361	0,1516	0,0322	-0,0317
Frutas, verduras y legumbres	1996/97	0,1414	-0,0062	0,1329	0,1588	0,1335	-0,8525	-0,0340	0,0553	0,0768	0,0449	0,0310	0,1004	0,0282
	2004/05	0,1413	-0,0060	0,1324	0,1597	0,1340	-0,8527	-0,0336	0,0551	0,0768	0,0449	0,0312	0,0999	0,0283
Huevos	1996/97	0,1912	-0,1207	0,2809	0,1574	0,1296	-0,1098	-1,2279	0,1466	0,1774	0,1065	0,1064	0,1047	0,0900
	2004/05	0,1811	-0,1027	0,2553	0,1692	0,1337	-0,0815	-1,1987	0,1321	0,1665	0,0991	0,0999	0,0968	0,0822

XLIII REUNION ANUAL AAEA  
Corrientes, 9-10-11 de octubre de 2012

<b>Infusiones</b>	1996/97	0,0720	-0,0586	0,1194	0,2965	0,1087	0,2168	0,0863	-1,1758	0,0750	0,1527	0,1945	-0,0493	0,0352
	2004/05	0,0728	-0,0570	0,1184	0,2958	0,1098	0,2151	0,0850	-1,1720	0,0752	0,1506	0,1919	-0,0476	0,0351
<b>Productos lácteos</b>	1996/97	0,1194	0,0313	0,0713	0,3971	0,2246	0,1082	0,0405	0,0162	-1,1178	-0,0403	0,0592	0,0438	0,0406
	2004/05	0,1212	0,0312	0,0717	0,4063	0,2295	0,1070	0,0419	0,0158	-1,1304	-0,0457	0,0597	0,0444	0,0423
<b>Leche</b>	1996/97	0,2064	-0,0726	0,1523	0,1752	0,1395	0,1111	0,0437	0,1077	-0,0623	-0,9909	0,0447	0,0815	0,0592
	2004/05	0,1960	-0,0630	0,1444	0,1820	0,1403	0,1127	0,0412	0,1000	-0,0487	-0,9875	0,0454	0,0772	0,0551
<b>Pollo</b>	1996/97	0,1923	-0,2205	0,0983	0,0847	0,3023	0,1081	0,0322	0,0947	0,0975	0,0454	-0,9445	0,0840	0,0827
	2004/05	0,1820	-0,1896	0,0944	0,1062	0,2855	0,1105	0,0302	0,0861	0,0961	0,0453	-0,9450	0,0784	0,0757
<b>Azúcar, chocolates y dulces</b>	1996/97	0,0489	0,0472	0,1169	0,2948	0,1463	0,2995	0,0543	-0,0617	0,1095	0,1060	0,1398	-1,2311	-0,0207
	2004/05	0,0455	0,0481	0,1191	0,2960	0,1446	0,3072	0,0560	-0,0656	0,1105	0,1088	0,1437	-1,2433	-0,0233
<b>Aceites y grasas</b>	1996/97	0,1050	-1,0755	0,1506	0,5867	-0,0517	0,2220	0,0662	0,0525	0,1370	0,1027	0,2158	0,0093	-0,4854
	2004/05	0,1039	-0,8220	0,1312	0,5102	-0,0040	0,2004	0,0548	0,0461	0,1252	0,0896	0,1783	0,0156	-0,5988
<b>Elasticidad Gasto</b>	1996/97	0,7543	1,0892	1,0578	0,9919	0,8992	1,1385	1,0743	1,1367	0,9738	0,9844	1,1098	1,1434	1,0546
	2004/05	0,6775	1,0756	1,0564	0,9920	0,8997	1,1374	1,0654	1,1341	0,9722	0,9858	1,0962	1,1498	1,0421

- El consumo de azúcar y dulces aparece como un fuerte sustituto de la categoría de alimentos que contiene a las frutas.
- Existen pocos grupos de alimentos complementarios en el consumo, entre ellos infusiones con azúcar, los chocolates y los dulces, huevos con verduras y legumbres, aceites con cereales y bebidas alcohólicas con la mayoría de las categorías de alimentos.

También se verifican algunas relaciones entre grupos de alimentos que parecieran contradecir la teoría, por ejemplo la carne es un sustituto del pollo mientras que el pollo es un bien complementario de la carne. Este resultado no es posible en términos de elasticidades compensadas, sin embargo se explica por la falta de significación del gasto real en las estimaciones de la demanda de carne.

Finalmente, en los cuadros 8 y 9 se presentan las elasticidades respecto de las variables socio-demográficas incorporadas al modelo de demanda. En el primero, se leen los coeficientes de elasticidad de la variable *Hijos*, que indica la existencia o no de hijos en el hogar, que aparece sólo en la segunda etapa de la estimación (modelo QUAIDS, ecuación (28)). En el segundo, se leen los coeficientes de elasticidad de aquellas variables que aparecen en las dos etapas de la estimación (la de selección y la del modelo), que se corresponden con la ecuación (27). Estas variables son *Tamañohogar* que indica la cantidad de miembros del hogar, *Dalta* que indica la presencia de un jefe en el hogar con educación superior o universitaria y *Región*. En ambos cuadros está ausente el coeficiente correspondiente al grupo Aceites y Grasas (bien residual) ya que no es posible obtener los parámetros que corresponden a estas variables en la ecuación de demanda de este alimento.

La presencia o no de hijos en el hogar tiene aproximadamente el mismo impacto en los dos períodos observados. La elasticidad es positiva para el consumo de leche, azúcar y dulces, bebidas no alcohólicas, productos lácteos y carnes. Resulta negativa respecto del consumo de pollo, bebidas alcohólicas, huevos, infusiones y frutas y verduras.

**Cuadro 8. Elasticidad de las demandas respecto a la variable socio-demográfica *Hijos* presente sólo en la segunda etapa de la estimación.**

Alimentos	Elasticidad Hijos	
	1996-97	2004-05
Comidas listas y otros alimentos	-0,0035	-0,0046
Bebidas alcohólicas	-0,0517	-0,0438
Bebidas no alcohólicas	0,0210	0,0205
Carnes	0,0190	0,0188
Cereales y derivados	0,0089	0,0088
Frutas, verduras y legumbres	-0,0428	-0,0425
Huevos	-0,0037	-0,0032
Infusiones	-0,0398	-0,0391
Productos lácteos	0,0197	0,0209
Leche	0,0409	0,0372
Pollo	-0,0626	-0,0548
Azúcar y dulces	0,0259	0,0270

La elasticidad respecto al tamaño del hogar presenta cambios importantes entre los dos periodos de la encuesta en tres de las categorías de alimentos: bebidas no alcohólicas (que pasa de -0,08 a 0,04), huevos (cuyo coeficiente aumenta un 250%) y azúcar y dulces (cuyo coeficiente pasa de 0,01 a -0,02). Estos cambios posiblemente se relacionen con los cambios en los precios relativos, frente a los relativamente menores incrementos de precios de las dos primeras categorías, el efecto tamaño tiene un menor peso que frente al incremento de precio que experimenta la tercera.

La elasticidad es positiva al tamaño del hogar en el caso de leche, bebidas alcohólicas y comidas listas, cereales y carnes y es negativa en el caso de frutas, verduras y legumbres, pollo y productos lácteos.

**Cuadro 9. Elasticidad de las demandas respecto de las variables socio-demográficas presentes en las dos etapas de la estimación.**

Alimento	1996/97			2004/05		
	Tamaño	Región	EducS	Tamaño	Región	EducS
<b>Comidas listas y otros alimentos</b>	0,2348	-0,1467	0,0733	0,2434	-0,1742	0,0778
<b>Bebidas alcohólicas</b>	0,2421	0,0436	0,1177	0,2599	0,0375	0,1109
<b>Bebidas no alcohólicas</b>	-0,0082	-0,0993	0,0314	0,0047	-0,1000	0,0311
<b>Carnes</b>	0,0666	0,0932	-0,0384	0,0707	0,0927	-0,0382
<b>Cereales y derivados</b>	0,0959	0,0519	-0,0181	0,0954	0,0518	-0,0179
<b>Frutas, verduras y legumbres</b>	-0,2683	-0,0343	-0,0260	-0,2667	-0,0339	-0,0258
<b>Huevos</b>	0,0206	0,0544	0,0065	0,0702	0,0459	0,0110
<b>Infusiones</b>	-0,0951	-0,0445	0,0241	-0,0859	-0,0445	0,0246
<b>Productos lácteos</b>	-0,1358	-0,0468	0,0405	-0,1553	-0,0445	0,0376
<b>Leche</b>	0,2824	-0,0845	-0,0158	0,2846	-0,0949	-0,0080
<b>Pollo</b>	-0,1529	0,0413	-0,0169	-0,1285	0,0352	-0,0150
<b>Azúcar y dulces</b>	0,0102	-0,0677	0,0188	-0,0218	-0,0615	0,0144

La elasticidad de la demanda respecto a la región a la que pertenece el hogar no presenta grandes cambios entre ambos períodos. Es positiva y relativamente más sensible a la ubicación de los hogares en Río Negro, para el consumo de carnes y huevos y negativa para el consumo de comidas listas, bebidas sin alcohol, leche y dulces.

Finalmente, la sensibilidad de las demandas a la presencia de un jefe de familia con alto nivel de educación es mayor y positiva para el consumo de bebidas alcohólicas y algo menor pero también positiva para comidas listas, productos lácteos y bebidas sin alcohol. Es negativa para carnes, pollo, cereales y frutas y verduras.

#### **Comparación con resultados de otros trabajos**

En el cuadro 10 se presentan las elasticidades gasto y precio correspondientes a los modelos LES estimado por Berges *et. al.* (2007.a) y LA-AIDS estimado por Rossini *et. al.* (2008). El primero emplea la totalidad de los datos de la ENGH 1996/97 y el segundo sólo los correspondientes a la región pampeana de la misma encuesta. Se añaden los estimados por el modelo presentado en este trabajo para el mismo período y para CABA y Río Negro, a los efectos de visualizar las diferencias.

Esta comparación se presenta con el objetivo de detectar algunas diferencias o similitudes significativas, debido a que un análisis más exhaustivo excede los alcances de este trabajo. Hay que considerar que no sólo difieren de acuerdo al sistema de demanda estimado, sino por la cantidad de categorías incluidas y su composición. Adicionalmente, con LES y QUAIDS se emplean precios ajustados e idéntica corrección por sesgo pero no en el caso del LA-AIDS. Si bien la fuente de información es la misma, tampoco hay coincidencia con la región geográfica del país a la que pertenecen los hogares.

**Cuadro 10. Elasticidades estimadas con los sistemas LES, LA-AIDS y QUAIDS**

Grupo de Alimento	Sistema LES		Sistema LA-AIDS		Sistema QUAIDS	
	E Gasto	E Precio	E Gasto	E Precio	E Gasto	E Precio
<b>Aceites y grasas</b>	1,110	-0,871	1,009	-0,633	1,055	-0,485
<b>Bebidas c/ alcohol</b>	1,267	-0,299	-	-	1,089	-0,034
<b>Bebidas s/alcohol</b>	1,069	-0,914	-	-	1,058	-1,330
<b>Carnes</b>	0,895	-0,601	0,896	-0,697	0,992	-0,616
<b>Cereales</b>	1,012 <sup>(1)</sup>	-0,550 <sup>(1)</sup>	0,866	-0,679	0,899	-0,810
<b>Frutas</b>	0,966	-0,895	0,828	-0,745	1,139	-0,853
<b>Verduras</b>	0,876	-0,822	1,016	-0,569		
<b>Infusiones</b>	1,243	-0,974	-	-	1,137	-1,176
<b>Huevos</b>	0,716	-0,551	1,151	-0,569	1,074	-1,228
<b>Productos lácteos</b>	1,162	-1,005	0,702	-0,886	0,974	-1,118
<b>Leche</b>	0,797	-0,785			0,984	-0,991
<b>Pollo</b>	0,870	-0,711	0,973	-1,001	1,110	-0,944
<b>Azúcar</b>	0,910	-0,201	1,200	-0,599	1,143	-1,231
<b>Dulces</b>	1,417	-0,890				
<b>Comidas listas</b>	1,863	-0,626	1,367 <sup>(2)</sup>	-1,091 <sup>(2)</sup>	0,754	-1,063

(1) Esta categoría no es equivalente a la que lleva el mismo nombre en los otros dos sistemas. Se había desagregado en tres grupos: pan y galletitas, cereales y pastas. Lo que se reporta es el valor del segundo grupo.

(2) En la estimación se denomina otros alimentos e incluye todos los alimentos no considerados en las otras nueve categorías.

Las estimaciones de las elasticidades gasto muestran diferencias de orden menor que las que resultan para las elasticidades precio. Exceptuando las categorías de comidas listas y huevos, las diferencias entre el modelo que se presenta y los otros dos con los cuales se compara son menores que el 20%. Esto podría interpretarse como evidencia de la ausencia de fuertes relaciones no lineales con el gasto en las demandas de alimentos. Los coeficientes estimados para las elasticidades precio compensadas difieren en mayor magnitud, pero no puede establecerse un patrón determinado, debido a que los resultados del QUAIDS no son sistemáticamente mayores o menores que los obtenidos por los otros dos modelos.

## Conclusiones

Los hábitos de consumo de alimentos de las familias con residencia en la ciudad de Buenos Aires y en la provincia de Río Negro se han modificado en el período 1996/97 - 2004/05 asociados a los grandes cambios macroeconómicos que lo caracterizaron. La devaluación del 2001, luego de años de estabilidad de precios, y el proceso inflacionario que se inició en el 2002 implicaron un deterioro del poder adquisitivo de los hogares y una caída en el gasto real en alimentos. Se han producido fuertes cambios en los precios relativos de estos bienes, lo que a su vez coincide con cambios en las preferencias y en el estilo de vida de las familias.

Aumenta el gasto real en comidas fuera del hogar, lo que sustituye en parte la caída del gasto real en alimentos consumidos en el mismo. Dentro de este último, en términos de cantidades, cae el consumo de casi todas las categorías de alimentos a excepción de productos lácteos, dulces, infusiones y comidas listas para ser consumidas. Aunque los precios de los alimentos en general han aumentado un 86,3% promedio en el período, los aceites, las carnes, la leche y sus derivados y los dulces han aumentado más que el nivel general, mientras que los cereales, las frutas y verduras y las bebidas sin alcohol son los rubros cuyos precios han aumentado menos en términos relativos.

Para adaptarse a las nuevas condiciones del mercado, las familias han adoptado diversas estrategias de consumo, como adquirir productos de menor calidad o de segundas marcas (cuyos precios sean relativamente menores) o sustituir cantidades de alimentos básicos o insumos por alimentos ya preparados.

A medida que aumenta el ingreso real de los hogares, aumenta la participación en el presupuesto de alimentos –a ritmo decreciente- de la leche y sus derivados, de los huevos, de las frutas y verduras y del pollo. Por el contrario, disminuye la correspondiente a los cereales, los dulces y las comidas ya preparadas indicando que quienes destinan una mayor fracción de su ingreso a este tipo de bienes, son los hogares relativamente más pobres.

A medida que aumenta la cantidad de integrantes en el hogar, las familias gastan proporcionalmente más en comidas listas, carnes, leche y cereales. La presencia de niños disminuye la importancia relativa en el presupuesto de alimentos de las bebidas alcohólicas, del pollo y de las frutas y verduras, mientras que aumenta la correspondiente a carnes y leche. Consistentemente con ello, los hogares con menor número de integrantes gastan relativamente más en bebidas alcohólicas, frutas y verduras, infusiones, productos lácteos, huevos y pollo.

Al comparar el comportamiento de consumo por regiones, surge que los hogares en Río Negro gastan menos en comida lista para consumir, en productos lácteos, bebidas sin alcohol y frutas y verduras y relativamente más en bebidas alcohólicas, en carnes y en cereales y pollo, respecto de la ciudad de Buenos Aires.

Analizando las elasticidades calculadas para ambos períodos surgen pocos cambios de magnitud significativa. El primero de ellos, la disminución de la elasticidad gasto de las comidas listas para ser consumidas lo que indica que, para los hogares, estos alimentos son más necesarios en el último período. Segundo, el relacionado con la mayor elasticidad precio compensada de los aceites y grasas y las bebidas alcohólicas. Tercero, el cambio de signo experimentado por la elasticidad tamaño del hogar en bebidas sin alcohol y en azúcar y dulces, cambio explicado por la variación de precios relativos. Mientras que las bebidas sin alcohol aumentaron relativamente poco, lo que disminuye la importancia de un mayor número de integrantes en el hogar, el aumento de precios de la última categoría potencia el efecto tamaño.

Teniendo en cuenta estos resultados, una recomendación que surge con el objetivo de contribuir al diseño de políticas para mejorar el nivel de nutrición de las familias es reforzar el consumo de ciertas categorías de alimentos como frutas, verduras, lácteos y pollo en el caso de los hogares relativamente más pobres. A menores niveles de ingreso las familias basan su alimentación en cereales, carne y comidas listas, la mayor parte de las cuales consisten

en más cereales y carne. El mismo patrón se acentúa a medida que aumenta el tamaño del hogar y crece la participación de los alimentos en el presupuesto. En la misma dirección, indicando efectos no deseables, existe una relación inversa entre niños en el hogar y gastos destinados a pollo, frutas y verduras.

### 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. (2007.a) "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.
- Berges, M.; Casellas K.; Fernández, S. (2007) "Estimación de Sistemas de Demanda. Comparación y Discusión de Metodologías Utilizando LES y LINGUAD en Encuesta de Hogares". En: *Anales de la Asociación Argentina de Economía Agraria*, Mendoza 17-20/10.
- 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.
- 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.
- 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.
- Lazaridis, P. (2004) "Demand Elasticities Derived from Consistent Estimation of Heckman-type Models". *Applied Economic Letters*, Vol. 11, N° 8, pp. 523-527.
- Lema, D.; Brescia, V.; Berges, M.; Casellas, K. (2007) "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 consume 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.
- 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.
- Wooldridge, J. (2002) "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data". MIT Press.
- 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.