

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

XLVII Reunión Anual

Noviembre de 2012

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-0-8

LA UTILIZACIÓN DE PRECIOS IMPLÍCITOS O
DE PSEUDO PRECIOS IMPLÍCITOS EN LA
ESTIMACIÓN DE UN SISTEMA DE DEMANDAS
QUAIDS PARA ALIMENTOS

Berges Miriam
Pace Guerrero Ignacio
Echeverría Lucía

La utilización de precios implícitos o de pseudo precios implícitos en la estimación de un sistema de demandas QUAIDS para alimentos

Berges, Miriam, Pace Guerrero, Ignacio y Echeverría, Lucía

Universidad Nacional de Mar del Plata

Resumen

El objetivo del trabajo es comparar las estimaciones de un sistema de demanda de alimentos QUAIDS obtenidas empleando dos conjuntos de precios alternativos e información de corte transversal. Se estiman los valores unitarios o precios implícitos ajustados por calidad y los pseudo precios implícitos. La metodología para el cálculo de estos últimos emplea información de gastos de los hogares, sin datos de cantidades.

Los resultados muestran diferencias en las magnitudes y signos de los parámetros estimados por el sistema bajo ambas propuestas. Las elasticidades precio, propias y cruzadas, obtenidas con los precios ajustados por calidad arrojan valores más parecidos a los esperables en el caso de alimentos. La diferencia en términos de elasticidades gasto es bastante menor.

Abstract

The objective of this work is the comparison between two QUAIDS demand system of food estimated with two alternative sets of prices and cross section information. Unit values or implicit prices adjusted by quality and pseudo unit values are estimated. The methodology for obtaining these last prices uses households' expenditures without quantity information.

There are great differences in the magnitude and sign of the parameters estimated by both systems. The own and cross price elasticities from the system with adjusted prices estimates exhibit more plausible values for food. Expenditure elasticities estimates are relatively closer.

JEL Code: D12- C81- C31

La utilización de precios implícitos o de pseudo precios implícitos en la estimación de un sistema de demandas QUAIDS para alimentos

Estimar un sistema de demandas para alimentos constituye una tarea compleja. Aunque todos los sistemas más utilizados en la literatura cumplen las propiedades esperadas en términos de la teoría del consumo y las demandas son funciones como mínimo de los precios y del ingreso, existen múltiples opciones. Las relaciones funcionales pueden ser lineales o cuadráticas y pueden o no incluir variables demográficas. Usualmente la estimación se realiza a nivel del hogar, porque la información proviene de encuestas de gastos de los hogares y se incluyen variables demográficas que reflejen su composición y algunas características de sus miembros.

Sin embargo, elegir la forma funcional para el sistema no es el único de los problemas que deben ser resueltos. La información de consumo se obtiene por lo general para un cierto período de acuerdo al tipo de gastos. En el caso de alimentos, el período de referencia es una semana y existe una alta probabilidad de observar hogares sin consumo en alguna de las categorías, lo que introduce un sesgo en las estimaciones que debe ser corregido.

Adicionalmente las encuestas pueden proveer o no información sobre cantidades consumidas o adquiridas por los hogares y pueden o no coincidir con algún relevamiento de precios en el período y lugar de la encuesta. Disponer de la información de cantidades permite calcular los precios implícitos, dividiendo por ellas al gasto total mientras que disponer de los precios específicos evita el cálculo mencionado. En Argentina, los datos más apropiados para la estimación de sistemas de demanda provienen de la Encuesta Nacional de Gastos de los hogares (ENGH), cuyo relevamiento se extiende a lo largo de un año y de la cual sólo las correspondientes a los períodos abril 1996-marzo 1997 y octubre 2004-diciembre 2005, se han realizado en localidades de todo el país. Ambas relevaron gastos y cantidades pero no precios en las distintas localidades.

Los precios implícitos obtenidos en las encuestas de corte transversal, se denominan valores unitarios y hay que considerar que si bien suministran una información muy útil, difieren de los precios de mercado en muchos aspectos (Atella *et al*, 2004). El cociente entre gastos y cantidades compradas incluye información relativa a la calidad del producto que el consumidor elige (Deaton 1987, 1888, Perali 2003). El valor unitario puede tener niveles muy distintos aún para una misma mercancía, sobre todo cuando se trata de una mercancía compuesta. Los mismos bienes en el mercado son de calidades y tipos muy diversos y en el caso de mercancías compuestas, su precio depende de los bienes que las componen y de la participación relativa de los de alta calidad en el agregado.

Por otro lado, si las encuestas proveen información de gastos pero no las cantidades, pueden utilizarse precios índices agregados a nivel nacional pero se requiere disponer de varias encuestas de corte transversal para contar con la variabilidad de precios que la estimación del sistema necesita. Los precios índices suelen estar altamente correlacionados y la estimación de elasticidades puede presentar resultados no satisfactorios (Coondoo *et al*, 2001), Dagsvik y Brubakk, 1998, Lahatte *et al*, 1998). Este

tipo de problemas ha estimulado el desarrollo de una metodología para calcular pseudo precios implícitos, propuesta por Perali (en Atella *et al.*, 2004) en base al marco teórico presentado por Lewbel (1989). En ella los pseudo precios se construyen a partir de las participaciones presupuestarias de los bienes y las características demográficas de los hogares con la idea de reproducir la variabilidad de la distribución de los valores unitarios.

El objetivo de este trabajo es comparar las estimaciones de un sistema de demanda de alimentos QUAIDS (similar al sistema casi ideal de Deaton (AIDS) más un término cuadrático en ingreso) obtenidas empleando dos conjuntos de precios alternativos, los valores unitarios o precios implícitos ajustados por calidad y los pseudo precios implícitos de Perali. Los resultados de las estimaciones permiten calcular las elasticidades precio y gasto que son, por lo general, el objetivo final buscado al estimar los sistemas de demanda. Las implicancias de estos resultados arrojan nueva evidencia sobre el empleo de la última metodología mencionada, que posee un tratamiento relativamente escaso en la literatura (Atella *et al.*, 2004, Hoderlein *et al.*, 2008, Muñoz, 2009 y Ballesteros Moyano, 2011) pero que sin embargo resulta muy útil para trabajar con encuestas de gastos sin información de cantidades.

Las secciones siguientes revisan las características del sistema de demandas QUAIDS, las metodologías empleadas para corregir el sesgo introducido por observaciones cero en las categorías de alimentos, para el cálculo de los precios ajustados y para los pseudo precios implícitos. Luego se presentan algunas características descriptivas de los datos, los resultados de las estimaciones y se comparan las elasticidades obtenidas a partir de ambos conjuntos de precios. Finalmente, se presentan las conclusiones que surgen de esta aplicación empírica.

La estimación de un sistema de demanda para alimentos

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), el sistema LINGUAD de Depetris Guiguet *et al.* (2008)¹ 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

¹ Este trabajo se aplica sólo a productos lácteos.

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 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 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*) 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 α_i , γ_{ij} , β_i y λ_i . El sistema QUAIDS para los n bienes se escribe como²:

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

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

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

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

Se advierte que el modelo AIDS es un caso particular del modelo QUAIDS, en el que $\lambda_i = 0$, como se ha resaltado anteriormente³. 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

² Banks *et. al.* (1997) prueban que una función de utilidad indirecta compatible con este sistema podría ser de la forma: $\ln V = \left\{ \left[\frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + \lambda(p) \right\}^{-1}$

³ En el caso en que el vector λ 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.

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

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:

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

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 (12):

$$w_i = \sum_k \theta_{ik} X_k + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{m}{a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 + \varepsilon_i \quad (12)$$

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 enésima ecuación (la que corresponde al "bien residual") se recurre a la propiedad de aditividad de las ecuaciones de demanda:

$$w_n = 1 - \sum_{i=1}^{n-1} [f_i(Y_i; \beta_i) + \varepsilon_i] = f_n(Y_n; \beta_n) + \varepsilon_n \quad (13)$$

Siendo $f(Y; \beta)$ la forma funcional de la demanda.

$$f_n(Y_n; \beta_n) = 1 - \sum_{i=1}^{n-1} [f_i(Y_i; \beta_i)] \quad (14)$$

$$\varepsilon_n = - \sum_{i=1}^{n-1} \varepsilon_i \quad (15)$$

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 el 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 y Yen (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:

$$Pr_i = F(Z_i v) \quad (16)$$

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

$$Y_i = F(Z_i v) + u_i \quad (17)$$

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:

$$Pr_i = F(Z_i v) = \Phi(Z_i v) = \int_{-\infty}^{Z_i v} \phi(s) ds \quad (18)$$

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 Φ), y se agrega una nueva variable explicativa: la densidad probabilística ϕ de la FDN.

$$q_{il} = \Phi(Z_{il} v_i) f(\beta_i Y_{il}) + \gamma_i \phi(Z_{il} v_i) + \varepsilon_{il} \quad \forall i = 1, \dots, n \quad \forall l = 1, \dots, n' \quad (19)$$

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

La aplicación del procedimiento de Shonkwiler y Yen (1999) a la forma funcional del modelo QUAIDS, la ecuación (12), implica que las ecuaciones del sistema corregidas por el sesgo asociado al gasto cero presentan la siguiente expresión:

$$w_i = \Phi(Z_{il} v_i) \left[\sum_k \theta_{ik} X_k + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{m}{a(p)} \right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right] + \delta_i \phi(Z_{il} v_i) + \varepsilon_i \quad (20)$$

Las Z_{il} 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.

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:

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \Phi(Z_{il}v_i) \left[\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\} \right] \quad (21)$$

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1 \quad (22)$$

Las expresiones correspondientes a las elasticidades precio no-compensadas⁴ son ahora:

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \Phi(Z_{il}v_i) \left[\gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{\lambda_i \beta_j}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2 \right] \quad (23)$$

$$e_{ij} = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (24)$$

Precios ajustados y pseudo precios implícitos

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).

Estas diferencias pueden captarse incluyendo variables que permitan diferenciar la calidad de los bienes y la ubicación geográfica de los hogares o individuos. En particular, Deaton (1988) reconoce que la variabilidad de estructuras de precios entre hogares puede originarse por diferencias en la calidad de los bienes o por la localización espacial de los mismos, y propuso como alternativa que el tratamiento empírico de información de hogares sea hecho aislando las unidades espaciales con características similares y combinando el uso de valores unitarios. Este mismo autor concluye, sin embargo, que el alcance práctico y teórico del uso de los valores unitarios como proxy de precios de bienes consumidos por hogares es limitado, porque reconoce que tanto los índices de precios como las encuestas de hogares no han podido capturar el factor de la calidad de los bienes y los efectos de sustituibilidad.

⁴ La relación de Slutsky para obtener las elasticidades precio compensadas se mantiene igual.

Siguiendo el enfoque de Cox *et. al.* (1986), se explica en la metodología la forma en que 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.

Los pseudo valores unitarios constituyen precios implícitos que pueden ser obtenidos a partir de la información contenida en las encuestas de gasto de los hogares y, a su vez, empleados en las estimaciones de sistemas de demanda y de elasticidades. Lewbel (1989) propone este método para estimar la variabilidad de los valores unitarios o precios implícitos en encuestas de corte transversal. Su idea es emplear la información demográfica de la misma forma que si se construyeran escalas de equivalencia dentro de cada grupo de bienes. La aplicación de este método supone que las preferencias de los individuos pueden ser modeladas a partir de funciones de utilidad débil y homotéticamente separables entre grupos de bienes y que las funciones de sub-utilidad son de tipo Cobb-Douglas, permitiendo la separabilidad y agregación (Ballesteros Moyano, 2011, Atella et al., 2003).

De este modo, se define una función de utilidad con las propiedades mencionadas $U(u_1(q_1, d), \dots, u_n(q_n, d))$, donde $U(u_1, \dots, u_n)$ representa la función de utilidad “inter” grupos de bienes y $u_i(q_i, d)$ la función de sub-utilidad “intra” grupo. El índice $i = 1, \dots, n_i$ indica los grupos agregados de bienes con n_i bienes q en cada uno de ellos, mientras que d representa el vector de las características demográficas, que se incluye en la función de sub-utilidad “intra-grupo”. De este modo se define la escala de equivalencia del grupo i de bienes, siendo h el hogar de referencia, como:

$$M_i(q, d) = \frac{u_i(q, d)}{u_i(q, d^h)} \quad (25)$$

Si $Q_i(u_i, d^h)$ es un índice de cantidades y se reescribe la función de utilidad “inter” grupos de la misma forma que Barten (1964) cuando presenta su modelo introduciendo las escalas demográficas, se obtiene:

$$U(u_i, \dots, u_n) = U\left(\frac{Q_1}{M_1}, \dots, \frac{Q_n}{M_n}\right) \quad (26)$$

Definiendo a P_i como un precio índice para el grupo i calculado como el cociente del gasto m en ese grupo realizado por el hogar de referencia y la cantidad ($P_i = m_i^h / Q_i$), las demandas expresadas en forma de participaciones presupuestarias para cada hogar que se corresponden con la estructura de la función de utilidad de Barten son:

$$w_i = H_i(P_1 M_1, \dots, P_n M_n, m) \quad (27)$$

El hogar de referencia tiene la forma $w_i^h = H_i(P_1, \dots, P_n, m^h)$ con escalas $M_i = 1$. Bajo el supuesto de funciones homotéticas y separabilidad débil, se propone una decisión sobre el presupuesto en dos etapas, definiendo a la función de sub-utilidad V_i tal que $P_i = V_i(p_i, d^h)$. Por analogía con la definición de las escalas de equivalencia para el grupo, siendo $V_i = M_i P_i$, se obtiene:

$$M_i = \frac{V_i(p_i, d)}{V_i(p_i, d^h)} \quad (28)$$

Las escalas de cada grupo dependen solamente de los precios relativos dentro de él y de las características demográficas d . La participación presupuestaria para un bien individual $w_{ij} = h_{ij}(p_i, d, m_i)$ surge de maximizar $u_i(q_i, d)$ sujeta al gasto $p_i q_i = m_i$ en cada grupo i . Con demandas homotéticamente separables, las participaciones presupuestarias o *shares* no dependen del gasto y puede verificarse que $V_i = M_i P_i$, introduciendo esta información a nivel "inter" grupos en lugar de los precios para estimar $w_i = H_i(V_1, \dots, V_n, m)$.

Con funciones de sub-utilidad de tipo Cobb-Douglas y suponiendo que los parámetros correspondientes a las variables demográficas trasladan la función, se obtiene:

$$F_i(q_i, d) = k_i \prod_{j=1}^{n_i} q_{ij}^{M_{ij}(d)} \quad (29)$$

Lo que implica que las participaciones están dadas por las funciones demográficas y:

$$w_{ij} = h_{ij}(p_i, d) = M_{ij}(d) \quad (30) \quad \text{con} \quad \sum_{j=1}^{n_i} w_{ij}(d) = \sum_{j=1}^{n_i} M_{ij}(d) = 1 \quad (31)$$

La función indirecta de utilidad es:

$$V_i(p_i, d) = M_i P_i = \frac{1}{k_i} \prod_{j=1}^{n_i} \left(\frac{p_{ij}}{M_{ij}} \right)^{M_{ij}(d)} \quad (32)$$

donde $k_i(d)$ es la función de escalas que depende de la elección del hogar de referencia:

$$k_i(d) = \prod_{j=1}^{n_i} M_{ij}(d^h)^{-M_{ij}(d^h)} \quad (33)$$

Para estimar la variación de precios en los datos de encuestas sin información de cantidades se estiman las participaciones $\hat{w}_{ij} = \hat{h}_{ij} = M_{ij}(d) + \varepsilon_{ij}$. Suponiendo que $p_{ij} = P_i = 1$ para todo i y j , se puede obtener la información buscada a partir solamente de los datos demográficos empleando (30) y (31):

$$M_i P_i = M_i = \frac{1}{\hat{k}_i} \prod_{j=1}^{n_i} \left(\frac{1}{\hat{M}_{ij}} \right)^{\hat{M}_{ij}(d)} = \frac{1}{\hat{k}_i} \prod_{j=1}^{n_i} \hat{M}_{ij}^{-\hat{M}_{ij}} \quad (34)$$

$$\hat{k}_i(d) = \prod_{j=1}^{n_i} \hat{M}_{ij}(d^h)^{-\hat{M}_{ij}(d^h)}$$

Una aproximación a la expresión (34) se obtiene utilizando las *share* "intra" grupos observadas. En este esquema, los pseudo valores unitarios (\hat{P}_i) pueden ser obtenidos por medio de la siguiente expresión:

$$\hat{P}_i = M_i P_i = \frac{\prod_{j=1}^{n_i} w_{ij}^{-w_{ij}}}{\prod_{j=1}^{n_i} w_{ij}^*^{-w_{ij}^*}} \quad (35)$$

Donde $i = 1, \dots, n$ indica los distintos grupos de alimentos considerados; $j = 1, \dots, n_i$ los subgrupos de alimentos dentro de cada grupo i ; w_{ij} representa la participación del gasto del hogar del subgrupo j en el gasto total del grupo i y w_{ij}^* corresponde a la participación promedio de los hogares considerados en el cálculo.

Los pseudo índices calculados de este modo requieren de una transformación a los efectos de ser expresados en niveles nominales y, para ello, el índice obtenido se multiplica por el promedio del gasto en cada uno de los grupos de alimentos $-m_i-$. Perali en Atella et al. (2004) sostiene que no realizar la transformación anterior puede tener implicancias en las elasticidades cruzadas estimadas.

Los datos

La fuente de los datos para las estimaciones proviene de la ENGH, una encuesta de gastos de los hogares 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 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 para calcular los precios implícitos. 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) Productos lácteos; 9) Leche y huevos; 10) Azúcar y dulces y 11) Comidas listas y otros alimentos⁵.

⁵ 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, pollo y 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, té, yerba, etc. El grupo 8 incluye yogurt, crema, manteca, quesos, etc. El grupo 9 contiene huevos y leche fluida y en polvo. El grupo 10

En el cuadro 1 se presentan, para el total de la muestra y por rubro de alimentos, los gastos, el número de hogares que reportan consumo y para cada grupo los precios ajustados por calidad, los pseudo índices de valores unitarios y los pseudo precios implícitos expresados en valores nominales.

Los gastos en alimentos con mayor peso en el presupuesto de las familias argentinas son los grupos correspondientes a Carnes (27,5%), Cereales y derivados (12,7%), Frutas, verduras y legumbres (12,7%) y Bebidas sin alcohol (9,4%). Los Aceites y grasas (1,7%) y las infusiones (2,8%) son, a su vez, los grupos con menor participación en el presupuesto alimentario.

Cuadro 1: Estadísticos muestrales. (Valores monetarios en \$ dic. 2005) (n=6.115)

Grupo de Alimento		Gastos en alimentos (m_i)	Share (w_i)	Pi Ajustados	Pseudo Índice de v.unit	Pseudo pi v.nom	Hogares con consumo
Aceites y grasas	Media	8,62	0,016	4,73	0,93	8,03	1972
	SD	17,37	0,034	2,45	0,15	1,34	
Bebidas alcohólicas	Media	17,60	0,032	3,22	0,90	15,81	2159
	SD	46,64	0,070	2,09	0,14	2,39	
Bebidas no alcohólicas	Media	46,39	0,094	3,05	0,94	43,80	4647
	SD	64,75	0,108	4,64	0,11	4,91	
Carnes y Pollo	Media	133,36	0,275	10,78	0,87	116,63	5449
	SD	129,73	0,176	8,06	0,11	14,95	
Cereales y derivados	Media	65,33	0,155	5,03	0,89	58,06	5832
	SD	59,04	0,117	13,63	0,12	7,97	
Frutas, verduras y legumbres	Media	55,56	0,127	1,99	0,94	52,14	5533
	SD	55,12	0,108	1,44	0,09	4,72	
Infusiones	Media	13,39	0,028	10,60	0,96	12,92	2856
	SD	21,70	0,049	9,09	0,07	0,99	
Leche y Huevos	Media	27,26	0,063	1,28	0,95	25,81	4824
	SD	33,03	0,073	1,58	0,10	2,76	
Productos lácteos	Media	42,13	0,087	10,74	0,94	39,67	4568
	SD	51,78	0,088	5,08	0,08	3,46	
Azúcar y dulces	Media	20,81	0,044	6,39	0,90	18,82	3834
	SD	33,85	0,072	21,15	0,15	3,05	
Comidas listas y otros alimentos	Media	39,70	0,076	42,71	0,92	36,68	3726
	SD	75,42	0,125	96,78	0,14	5,60	

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 96-97 y 04-05 INDEC

incluye golosinas, azúcar, miel, chocolates, etc. El grupo 11 contiene productos listos para consumir en el hogar (pizzas, empanadas, postres, etc.), sopas, caldos, condimentos y especias.

Metodología de estimación

Para el ajuste de los precios implícitos o valores unitarios, se empleó una regresión por MCO incluyendo las variables explicativas -siguiendo a Berges y Casellas (2007)- que se leen en la siguiente expresión:

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 \text{región} + \beta_2 \text{año} + \beta_3 D_{\text{quin2}} + \beta_4 D_{\text{quin3}} + \beta_5 \text{tamañohogar} + \beta_6 \text{sexo} + \beta_7 D_{\text{media}} + \beta_8 D_{\text{alta}} + \beta_9 \text{edad} + \beta_{10} \text{gastohiper} + \varepsilon_i \quad (36)$$

P_i es el precio implícito para cada grupo i 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; D_{quin2} y D_{quin3} 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); D_{media} y D_{alta} 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.

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 *dummies* *región* y *año*. De este modo, si por ejemplo un hogar de Río Negro encuestado en el período 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 período 2004/05 el precio ajustado correspondiente es $\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$. En el cuadro 2 se presentan todos los casos posibles.

Cuadro 2: 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	$\widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2$

La metodología para obtener los pseudo valores unitarios se considera exigente en términos de la información que se necesita para lograr su estimación. En este sentido, su aplicación requiere, al menos, dos cuestiones. Por un lado, que las observaciones de

gasto de los hogares en los distintos subgrupos sean distintas de cero y, por otro lado, que cada grupo de bienes esté integrado por al menos dos subgrupos.

Las observaciones con gasto cero se deben, principalmente, a que el hogar no consumió el bien durante el período de referencia de la encuesta o a que el gasto no fue informado -valores *missing*-. A los efectos de superar tal restricción, se emplea un sistema de demanda *Working-Leser* para estimar los valores de las participaciones de los gastos de los subgrupos para los casos en que el gasto de los hogares sea cero (Ballesteros Moyano, 2011). De esta manera, se estima la siguiente ecuación para cada subgrupo de gasto mediante MCO.

$$w_{ji} = \beta_0 + \beta_1 \ln(gttotal) + \beta_2 (\ln(gttotal))^2 + \beta_3 región + \beta_4 año + \beta_5 Dquin2 + \beta_6 Dquin3 + \beta_7 tamañohogar + \beta_8 sexo + \beta_9 Dmedia + \beta_{10} Dalta + \beta_{11} edad + \beta_{12} gastohiper + \beta_{13} menores + \varepsilon_i \quad (37)$$

En esta expresión w_{jn} representa la participación estimada del gasto en el subgrupo j del gasto i del hogar; $\ln(gttotal)$ indica el logaritmo natural del gasto total del hogar y *menores* corresponde al número de menores de 14 años que integran el hogar. Las demás variables son las presentes también en la expresión (36).

De este modo, se reemplazan los valores estimados de las participaciones de los gastos de los subgrupos de los hogares en los casos en que sean cero o en los que no exista información disponible. Por lo tanto, a partir de la estimación de las participaciones no disponibles es posible calcular los pseudo índices de valores unitarios para los n grupos de alimentos.

Los pseudo índices calculados con la expresión (35) se transforman en pseudo precios implícitos o valores unitarios en niveles nominales, multiplicando los \hat{P}_i para cada hogar por el promedio del gasto en cada uno de los grupos de alimentos $-m_i-$. Los gastos están actualizados a diciembre 2005 utilizando el índice de precios al consumidor específico de cada subgrupo de alimentos. Dado que no existen índices regionales de precios, todos los hogares, ya sea localizados en Río Negro o en CABA se han actualizado con idénticos valores.⁶

La aplicación de ambas metodologías empleadas para el cálculo de los valores unitarios a utilizar en las estimaciones da lugar a los precios cuya media y desvío estándar se detallan en el cuadro 1.

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. Las k variables socio-demográficas incluidas en la estimación de las demandas de la expresión (12 y 20) (segunda etapa) son: tamaño del hogar, la presencia de hijos en el hogar (medida por una variable *dummy* que toma valor

⁶ La metodología original en Atella *et al*, (2004) emplea índices de precios regionales y calcula pseudo índices de valores unitarios regionales previo a la transformación en valores nominales.

uno para los hogares con hijos y cero en caso contrario), el nivel educativo universitario o terciario del jefe del hogar (*Delta*), el año de la encuesta (*año*) y la región o zona a la que pertenecen los hogares (*región*)⁷.

Resultados

Los resultados de las estimaciones del sistema de demandas con ambos conjuntos de precios (los valores unitarios ajustados o π y los pseudo valores unitarios expresados en niveles nominales o π_i) se leen en el cuadro 3. El ajuste obtenido con los últimos precios es mejor, indicado por un mayor número de coeficientes que resulta significativo al 1%. De los 190 parámetros estimados, son estadísticamente significativos al nivel indicado 109 con π y 133 con π_i . Sin embargo, aunque las w_i y el resto de las variables explicativas son las mismas, los efectos de estimar con uno u otro conjunto de precios alteran no sólo la magnitud de los coeficientes estimados sino sus signos en muchos de los casos.

Considerando que en el cálculo de las elasticidades intervienen todos los coeficientes, y las diferencias no son sistemáticas, en el sentido que pueda asegurarse que alguna de las dos estimaciones proporcione coeficientes con valores siempre más altos, se presentan en el cuadro 4 los resultados en términos de elasticidades precio no compensadas y gasto. La idea es que aunque los coeficientes fueran distintos, podrían obtenerse resultados similares en términos de elasticidades, dado que éstas suelen ser el objetivo final de la estimación de los sistemas de demanda.

Observando las elasticidades de los cuadros 4 y 5 (que proporciona las elasticidades precio compensadas), también se evidencian grandes diferencias. Dos resultados llamativos son: la magnitud tan elevada de las elasticidades precio propias estimadas con π_i y el efecto sustitución positivo para bebidas sin alcohol que contradice los resultados teóricos esperados. Dado que se trata de alimentos y es esperable un comportamiento más inelástico, considerando el nivel de agregación de los grupos, los resultados de la estimación con π parecen más plausibles y, al mismo tiempo, más próximos a otros obtenidos en trabajos ya citados entre los antecedentes para Argentina.

⁷ Las variables utilizadas en la primera etapa de la estimación (modelo Probit) son: Nivel de educación del jefe del hogar (modelada con dos *dummies*: *Delta* 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).

Cuadro 3 – Estimaciones del sistema de demanda utilizando valores unitarios ajustados (pi) o pseudo valores unitarios en niveles (spi)

Variable	Comidas listas y otros alimentos				Bebidas Alcohólicas				Bebidas no Alcohólicas				Carnes y Pollo	
	QUAIDS pi		QUAIDS spi		QUAIDS pi		QUAIDS spi		QUAIDS pi		QUAIDS spi		QUAIDS pi	
	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD.	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD
Constante	0,3542***	0,0263	0,1887***	0,0197	-0,0002	0,0326	-0,0293	0,0189	-0,0059	0,0171	-0,0944***	0,0191	0,1086***	0,0287
Cantmiembros	0,0109***	0,0016	-0,0041***	0,0014	-0,0038**	0,0015	-0,0097***	0,0014	0,0011	0,0010	0,0035***	0,0012	0,0030*	0,0017
Hijos	-0,0020	0,0047	-0,0158***	0,0040	-0,0147***	0,0046	-0,0179***	0,0045	0,0034	0,0027	0,0064*	0,0036	0,0024	0,0050
Edujefe	0,0390***	0,0053	0,0135***	0,0046	0,0289***	0,0049	0,0214***	0,0050	0,0110***	0,0029	0,0089**	0,0040	-0,0513***	0,0060
Año	0,0133**	0,0062	-0,0112**	0,0053	-0,0459***	0,0052	-0,0056	0,0045	-0,0051*	0,0029	0,0138***	0,0039	0,0307***	0,0053
Región	-0,0667***	0,0061	0,0085	0,0054	0,0127**	0,0052	-0,0121**	0,0052	-0,0260***	0,0035	-0,0265***	0,0045	0,0804***	0,0056
lpclistas	-0,0340***	0,0025	-0,4995***	0,0116	-0,0001	0,0024	0,0652***	0,0082	0,0041***	0,0014	-0,0163*	0,0093	0,0078***	0,0024
Lpbal	-0,0001	0,0024	0,0652***	0,0082	0,1215***	0,0053	-0,2933***	0,0114	-0,0080***	0,0022	0,0295***	0,0086	-0,0152***	0,0037
lpbnoal	0,0041***	0,0014	-0,0162*	0,0093	-0,0080***	0,0022	0,0295***	0,0086	-0,0338***	0,0017	0,2762***	0,0161	-0,0007	0,0021
lpcarnes	0,0078***	0,0024	0,0744***	0,0095	-0,0152***	0,0037	-0,0264***	0,0092	-0,0007	0,0021	-0,0038	0,0100	0,0048	0,0049
lpcereales	-0,0046**	0,0018	-0,0023	0,0076	-0,0076**	0,0031	-0,0291***	0,0071	0,0096***	0,0017	-0,0685***	0,0087	-0,0035	0,0030
lpfrutas	0,0121***	0,0019	0,0621***	0,0083	-0,0115***	0,0032	-0,0021	0,0075	0,0072***	0,0018	-0,0447***	0,0102	-0,0141***	0,0029
lplechue	0,0086***	0,0013	0,0585***	0,0062	-0,0080***	0,0020	0,0381***	0,0055	0,0061***	0,0011	-0,0136*	0,0081	-0,0099***	0,0019
Lpinfus	-0,0011	0,0013	0,056***	0,0077	-0,0048**	0,0021	0,0595***	0,0067	0,0033***	0,0012	-0,0542***	0,0102	0,0038*	0,0020
lp lacteos	0,0053***	0,0019	0,1132***	0,0078	-0,0037	0,0030	0,0441***	0,0070	0,0006	0,0017	-0,0196*	0,0103	0,0157***	0,0027
lp dulces	-0,0055***	0,0014	0,0391***	0,0062	0,0008	0,0021	0,0231***	0,0058	0,0029**	0,0012	-0,0135*	0,0074	0,0065***	0,0020
Beta	-0,0600***	0,0098	0,0143***	0,0052	0,0161	0,0126	0,0069	0,0062	0,0101	0,0070	-0,0024	0,0048	0,0311**	0,0123
Lambda	0,0015	0,0011	0,0017	0,0014	-0,0008	0,0014	0,0079***	0,0016	-0,0004	0,0008	0,0002	0,0013	-0,0024*	0,0014
Delta	0,0992***	0,0132	0,0630***	0,0129	0,1057***	0,0106	0,1204***	0,0109	0,1122***	0,0093	0,1386***	0,0109	0,2176***	0,0189

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

Continuación Cuadro 3

Variable	Carnes y Pollo		Cereales				Frutas, Verduras y Legumbres				Leche y Huevos			
	QUAIDS spi		QUAIDS pi		QUAIDS spi		QUAIDS pi		QUAIDS spi		QUAIDS pi		QUAIDS spi	
	Coef.	SD	Coef.	SD.	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD
Constante	0,5232***	0,0206	0,3374***	0,0194	0,2476***	0,0144	-0,0144	0,0219	0,2154***	0,0164	-0,0272	0,0173	-0,0695***	0,0144
Cantmiembros	0,0057***	0,0016	0,0053***	0,0011	0,0060***	0,0011	-0,0095***	0,0011	-0,0061***	0,0011	0,0047***	0,0011	0,0048***	0,0010
Hijos	0,0090*	0,0047	0,0030	0,0033	0,0053	0,0033	-0,0119***	0,0032	-0,0062*	0,0032	0,0057**	0,0024	0,0039*	0,0022
Edujefe	-0,0340***	0,0058	-0,0112***	0,0036	-0,0044	0,0037	-0,0079**	0,0038	0,0047	0,0039	-0,0070**	0,0028	-0,0062**	0,0027
Año	-0,0309***	0,0047	-0,0127***	0,0035	-0,0058*	0,0033	0,0021	0,0035	-0,0107***	0,0033	-0,0176***	0,0027	-0,0128***	0,0024
Región	0,0577***	0,0054	0,0205***	0,0037	0,0076**	0,0038	-0,0172***	0,0037	-0,0335***	0,0039	-0,0090***	0,0033	-0,008***	0,0033
lpclistas	0,0744***	0,0095	-0,0046**	0,0018	-0,0023	0,0076	0,0121***	0,0019	0,0621***	0,0083	0,0086***	0,0013	0,0585***	0,0062
Lpbal	-0,0264***	0,0092	-0,0076**	0,0031	-0,0291***	0,0071	-0,0115***	0,0032	-0,0021	0,0075	-0,0080***	0,0020	0,0381***	0,0055
lpbnoal	-0,0038	0,0100	0,0096***	0,0017	-0,0685***	0,0087	0,0072***	0,0018	-0,0447***	0,0102	0,0061***	0,0011	-0,0136*	0,0081
lpcarnes	-0,2307***	0,0147	-0,0035	0,0030	0,0074	0,0086	-0,0141***	0,0029	0,0274***	0,0091	-0,0099***	0,0019	0,0514***	0,0066
lpcereales	0,0074	0,0086	-0,0002	0,0033	-0,0039	0,0097	0,0024	0,0026	0,0152*	0,0080	0,0028*	0,0016	0,0242***	0,0061
lpfrutas	0,0274***	0,0091	0,0024	0,0026	0,0152*	0,0080	-0,0022	0,0036	-0,1729***	0,0129	-0,0068***	0,0016	0,0488***	0,0074
lplechue	0,0514***	0,0066	0,0028*	0,0016	0,0242***	0,0061	-0,0068***	0,0016	0,0487***	0,0074	0,0039***	0,0015	-0,3125***	0,0086
Lpinfus	0,0300***	0,0082	-0,0021	0,0017	0,0172**	0,0076	0,0046***	0,0018	0,0203**	0,0094	0,0036***	0,0011	0,0322***	0,0077
lp lacteos	0,0484***	0,0086	0,0096***	0,0023	0,0290***	0,0076	-0,0048**	0,0024	0,0286***	0,0092	-0,0043***	0,0015	0,0384***	0,0074
lpdulces	0,0560***	0,0069	-0,0037**	0,0015	-0,0019	0,0058	0,0109***	0,0016	0,0549***	0,0068	0,0048***	0,0011	0,0460***	0,0054
Beta	0,0298***	0,0058	-0,0679***	0,0082	-0,0800***	0,0041	0,0549***	0,0086	-0,0034	0,0041	0,0262***	0,0064	0,0113***	0,0030
Lambda	-0,0123***	0,0017	0,0045***	0,0010	0,0126***	0,0011	-0,0036***	0,0009	-0,0009	0,0011	-0,0019***	0,0007	-0,004***	0,0008
Delta	0,1554***	0,0189	0,1339***	0,0231	0,1299***	0,0232	0,1325***	0,0174	0,1041***	0,0174	0,0865***	0,0134	0,0668***	0,0129

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

Continuación Cuadro 3

Variable	Infusiones				Productos Lácteos				Azúcar, Chocolates y Dulces			
	QUAIDS pi		QUAIDS spi		QUAIDS pi		QUAIDS spi		QUAIDS pi		QUAIDS spi	
	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD	Coef.	SD
Constante	0,0361*	0,0212	-0,2380***	0,0228	0,0193	0,0199	0,1081***	0,0171	0,1206***	0,0245	-0,2703***	0,0275
Cantmiembros	-0,0041***	0,0009	-0,0033***	0,0010	-0,0070***	0,0011	-0,0081***	0,0010	0,0004	0,0012	0,0058***	0,0013
Hijos	-0,0044*	0,0025	-0,0065**	0,0027	0,0040	0,0031	0,0019	0,0030	0,0022	0,0024	0,0012	0,0026
Edujefe	0,0005	0,0028	-0,0121***	0,0031	0,0128***	0,0033	0,022***	0,0033	0,0058**	0,0026	-0,0034	0,0029
Año	0,0038	0,0028	0,0248***	0,0029	0,0011	0,0036	0,0150***	0,0033	0,0008*	0,0025	0,0220***	0,0026
Región	-0,0004	0,0032	0,0008	0,0038	-0,0119***	0,0042	-0,0055	0,0042	-0,0117***	0,0036	-0,0052	0,0039
lpclistas	-0,0011	0,0013	0,056***	0,0077	0,0053***	0,0019	0,1132***	0,0078	-0,0055***	0,0014	0,0391***	0,0062
Lpbal	-0,0048**	0,0021	0,0595***	0,0067	-0,0037	0,0030	0,0441***	0,0070	0,0008	0,0021	0,0231***	0,0058
lpbnoal	0,0033***	0,0012	-0,0542***	0,0102	0,0006	0,0017	-0,0197*	0,0103	0,0029**	0,0012	-0,0135*	0,0074
lpcarnes	0,0038*	0,0020	0,0300***	0,0082	0,0157***	0,0027	0,0484***	0,0086	0,0065***	0,0020	0,0560***	0,0069
lpcereales	-0,0021	0,0017	0,0173**	0,0076	0,0096***	0,0024	0,0290***	0,0076	-0,0037**	0,0015	-0,0019	0,0058
lpfrutas	0,0046***	0,0018	0,0203**	0,0094	-0,0048**	0,0024	0,0286***	0,0092	0,0109***	0,0016	0,0549***	0,0068
lplechue	0,0036***	0,0011	0,0322***	0,0077	-0,0043***	0,0015	0,0384***	0,0074	0,0048***	0,0011	0,0460***	0,0054
Lpinfus	-0,0096***	0,0017	-0,2730***	0,0135	0,0003	0,0017	0,036***	0,0091	-0,0047***	0,0012	0,0284***	0,0067
lp lacteos	0,0003	0,0017	0,036***	0,0091	-0,0240***	0,0032	-0,3183***	0,0128	0,0024	0,0015	0,0180***	0,0065
lp dulces	-0,0047***	0,0012	0,0284***	0,0067	0,0024	0,0015	0,0180***	0,0065	-0,0170***	0,0015	-0,254***	0,0070
Beta	-0,0035	0,0069	0,0274***	0,0038	0,039***	0,0080	0,0273***	0,0039	-0,046***	0,0055	-0,0042	0,0032
Lambda	0,0011	0,0008	-0,0033***	0,0010	-0,004***	0,0009	-0,0038***	0,0010	0,0049***	0,0007	0,0035***	0,0009
Delta	0,0411***	0,0135	0,1046***	0,0152	0,0443***	0,0112	0,0183	0,0114	0,0889**	0,0407	0,2485***	0,0451

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

Cuadro 4. Elasticidades precio (no-compensadas) y gasto estimadas con el Sistema de Demanda QUAIDS. Año: 2004-05

Alimento		Comidas listas y otros alimentos	Bebidas alcohólicas	Bebidas no alcohólicas	Carnes y Pollo	Cereales	Frutas, verduras y legumbres	Leche y Huevos	Infusiones	Productos lácteos	Azúcar, chocolates y dulces	Aceites y grasas
Comidas listas y otros Alimentos	Pi	-1,1716	-0,0105	0,0295	0,0854	0,0405	0,0782	0,0522	-0,0025	0,0387	-0,0129	0,0723
	Spi	-5,3471	0,5719	-0,1480	0,6108	-0,0436	0,5180	0,5011	0,4927	0,9701	0,3506	0,3965
Bebidas alcohólicas	Pi	-0,0062	-0,2665	-0,0480	-0,0913	-0,0523	-0,0667	-0,0465	-0,0295	-0,0203	0,0015	-0,3823
	Spi	0,3777	-2,7255	0,1716	-0,1741	-0,1656	-0,0198	0,2199	0,3475	0,2496	0,1409	0,5302
Bebidas no alcohólicas	Pi	0,0304	-0,0888	-1,3839	-0,0142	0,0908	0,0850	0,0724	0,0365	0,0071	0,0259	0,0930
	Spi	-0,1280	0,2329	1,1845	-0,0280	-0,5389	-0,3523	-0,1070	-0,4296	-0,1548	-0,1079	-0,5622
Carnes y Pollo	Pi	0,0144	-0,0423	-0,0014	-0,9861	-0,0195	-0,0368	-0,0264	0,0105	0,0480	0,0139	0,0124
	Spi	0,2439	-0,0861	-0,0085	-1,7099	0,0259	0,0987	0,1689	0,0957	0,1648	0,1710	-0,0933
Cereales	Pi	0,0226	-0,0588	0,0599	-0,0118	-0,9418	-0,0014	0,0068	-0,0099	0,0532	0,0028	-0,0038
	Spi	-0,0095	-0,1918	-0,4210	0,0730	-0,9628	0,1211	0,1545	0,0895	0,1844	-0,0232	0,1282
Frutas, verduras y legumbres	Pi	0,0406	-0,0743	0,0536	-0,1108	-0,0355	-1,0008	-0,0392	0,0299	-0,0273	0,0551	0,0044
	Spi	0,4514	-0,0173	-0,3198	0,2109	0,1186	-2,2361	0,3539	0,1436	0,2112	0,3915	-0,2595
Leche y Huevos	Pi	0,0792	-0,0946	0,0798	-0,1253	0,0011	-0,0716	-0,9424	0,0440	-0,0452	0,0431	-0,0171
	Spi	0,7443	0,4766	-0,1661	0,6758	0,3033	0,6263	-4,9163	0,4062	0,4968	0,5685	-0,1277
Infusiones	Pi	-0,0262	-0,0914	0,0590	0,0528	-0,0474	0,0745	0,0641	-1,1805	-0,0045	-0,0856	0,1164
	Spi	0,8932	0,9578	-0,8734	0,4640	0,2364	0,3077	0,5143	-5,3564	0,5749	0,4619	0,7289
Productos lácteos	Pi	0,0325	-0,0296	0,0096	0,1659	0,0710	-0,0249	-0,0312	0,0021	-1,2147	0,0066	0,0304
	Spi	1,0652	0,4208	-0,1903	0,4414	0,2429	0,2562	0,3608	0,3495	-4,0074	0,1759	-0,1945
Azúcar, chocolates y dulces	Pi	-0,0713	0,0025	0,0442	0,0750	-0,0319	0,1531	0,0673	-0,0897	0,0031	-1,2883	0,0389
	Spi	0,5988	0,3653	-0,2184	0,8357	-0,0393	0,8390	0,7104	0,4461	0,2634	-4,9632	0,0359
Aceites y grasas	Pi	0,1131	-1,0308	0,1383	0,0652	-0,0471	0,0276	-0,0181	0,1077	0,0404	0,0455	-0,4873
	Spi	0,8251	1,4938	-1,1650	-0,5195	0,2321	-0,5958	-0,1820	0,7737	-0,2769	0,0544	-1,4933
Elasticidad Gasto	Pi	0,7006	1,0430	1,0613	1,0152	0,8790	1,1136	1,0622	1,1515	0,9784	1,1421	1,1665
	Spi	1,1908	1,2505	0,9883	0,9187	0,8540	0,9473	0,8890	1,1999	1,0971	1,1850	0,4639

Cuadro 5. Elasticidades precio (compensadas) estimadas con el Sistema de Demanda QUAIDS. Año: 2004-05

Alimento		Comidas listas y otros alimentos	Bebidas alcohólicas	Bebidas no alcohólicas	Carnes y Pollo	Cereales	Frutas, verduras y legumbres	Leche y Huevos	Infusiones	Productos lácteos	Azúcar, chocolates y dulces	Aceites y grasas
Comidas listas y otros Alimentos	Pi	-1,1044	0,0116	0,0755	0,2973	0,1467	0,1678	0,0960	0,0145	0,0987	0,0120	0,0841
	Spi	-5,2558	0,6103	-0,0355	0,9385	0,1414	0,6697	0,5761	0,5265	1,0736	0,4026	0,4164
Bebidas alcohólicas	Pi	0,0938	-0,2337	0,0205	0,2242	0,1058	0,0667	0,0188	-0,0042	0,0690	0,0386	-0,3647
	Spi	0,4736	-2,6852	0,2897	0,1702	0,0287	0,1395	0,2986	0,3830	0,3583	0,1955	0,5510
Bebidas no alcohólicas	Pi	0,1322	-0,0554	-1,3142	0,3069	0,2517	0,2207	0,1389	0,0622	0,0981	0,0636	0,1108
	Spi	-0,0522	0,2648	1,2778	0,2440	-0,3854	-0,2263	-0,0447	-0,4015	-0,0689	-0,0647	-0,5458
Carnes y Pollo	Pi	0,1118	-0,0103	0,0653	-0,6790	0,1344	0,0930	0,0372	0,0351	0,1350	0,0500	0,0295
	Spi	0,3143	-0,0565	0,0782	-1,4570	0,1686	0,2158	0,2268	0,1218	0,2447	0,2111	-0,0780
Cereales	Pi	0,1069	-0,0311	0,1177	0,2542	-0,8085	0,1110	0,0619	0,0114	0,1285	0,0341	0,0110
	Spi	0,0560	-0,1643	-0,3403	0,3081	-0,8301	0,2299	0,2083	0,1137	0,2586	0,0141	0,1424
Frutas, verduras y legumbres	Pi	0,1474	-0,0392	0,1267	0,2261	0,1333	-0,8584	0,0306	0,0570	0,0682	0,0947	0,0231
	Spi	0,5240	0,0133	-0,2303	0,4716	0,2657	-2,1154	0,4136	0,1704	0,2935	0,4329	-0,2437
Leche y Huevos	Pi	0,1811	-0,0611	0,1496	0,1960	0,1621	0,0642	-0,8759	0,0698	0,0458	0,0809	0,0007
	Spi	0,8125	0,5053	-0,0821	0,9206	0,4414	0,7396	-4,8603	0,4314	0,5741	0,6073	-0,1128
Infusiones	Pi	0,0842	-0,0551	0,1346	0,4011	0,1271	0,2217	0,1362	-1,1525	0,0942	-0,0446	0,1358
	Spi	0,9852	0,9965	-0,7600	0,7943	0,4228	0,4606	0,5899	-5,3224	0,6792	0,5142	0,7489
Productos lácteos	Pi	0,1263	0,0012	0,0739	0,4619	0,2193	0,1002	0,0301	0,0259	-1,1308	0,0414	0,0468
	Spi	1,1493	0,4562	-0,0867	0,7434	0,4133	0,3960	0,4299	0,3806	-3,9120	0,2238	-0,1762
Azúcar, chocolates y dulces	Pi	0,0382	0,0385	0,1192	0,4205	0,1412	0,2991	0,1389	-0,0620	0,1010	-1,2477	0,0581
	Spi	0,6896	0,4035	-0,1065	1,1619	0,1448	0,9900	0,7850	0,4797	0,3664	-4,9115	0,0556
Aceites y grasas	Pi	0,2250	-0,9940	0,2149	0,4180	0,1297	0,1767	0,0549	0,1360	0,1403	0,0870	-0,4677
	Spi	0,8607	1,5088	-1,1211	-0,3918	0,3041	-0,5367	-0,1528	0,7868	-0,2366	0,0746	-1,4856

Aunque en términos de elasticidades gasto, los valores obtenidos parecen más cercanos, su interpretación también difiere. Solamente las bebidas alcohólicas, las infusiones y los dulces serían clasificados como alimentos de lujo por ambos sistemas, lo mismo que serían alimentos necesarios los cereales. Para los grupos restantes, la clasificación relativa de los bienes dependería del conjunto de precios que se hubiera empleado en la estimación. Lahatte *et al.*(1998) en un trabajo empírico que compara dos conjuntos de precios calculados con metodologías distintas para estimar un mismo sistema de demanda encuentran resultados similares, en cuanto a que las diferencias en términos de elasticidades precios son mayores que las que se observan en las elasticidades gasto.

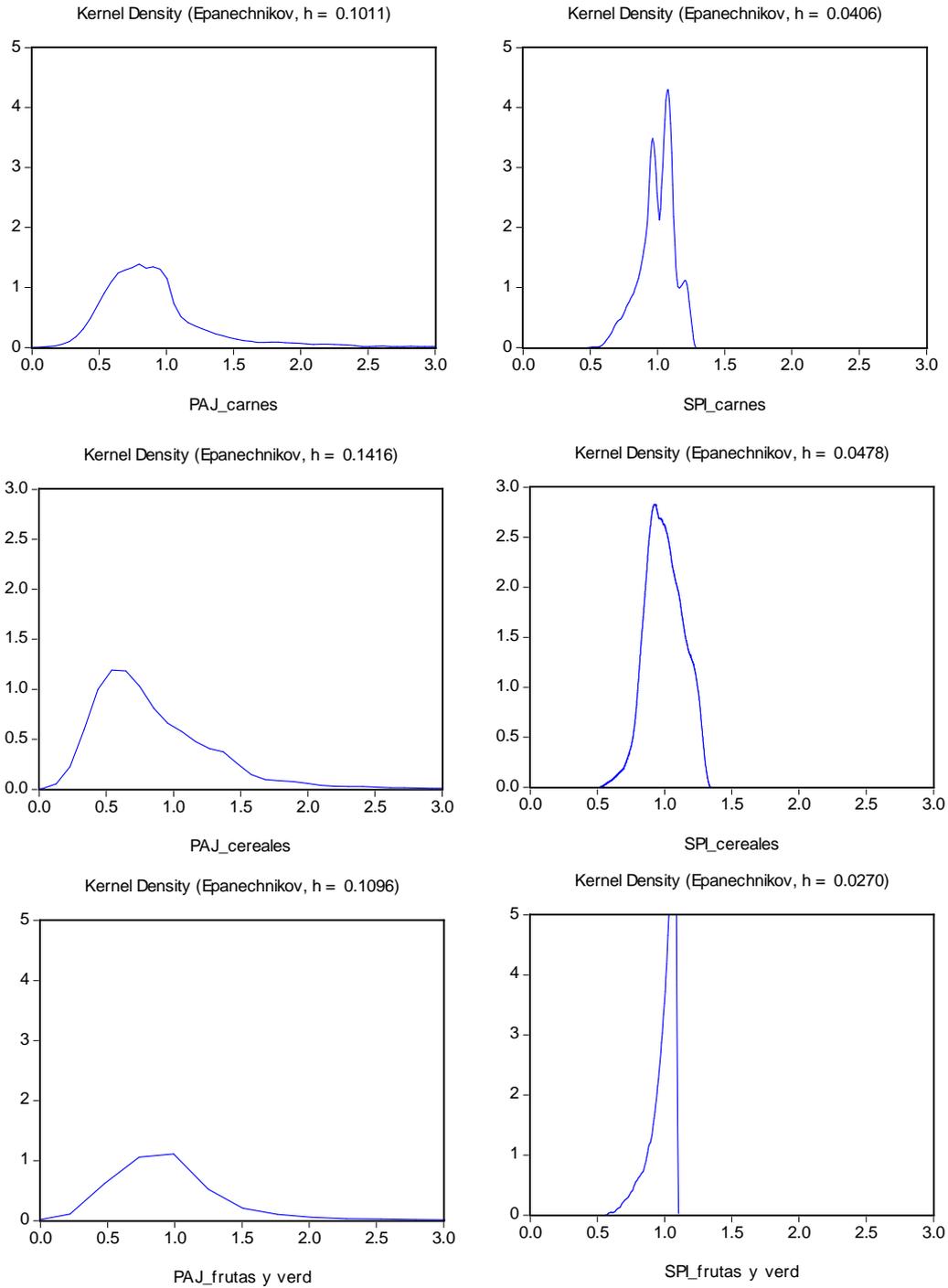
Otros comentarios que surgen del análisis de los resultados de las elasticidades precio se relacionan con las diferencias considerables que existen entre las magnitudes de los precios ajustados y de los pseudo precios implícitos. Como se observa en el cuadro 1, al multiplicar los pseudo índices por las medias de gasto de cada uno de los grupos, su valor aumenta. Sin embargo, no es posible correlacionar la magnitud de las diferencias entre ambos conjuntos de precios con las elasticidades. Por ejemplo, aunque las medias de los π_i y π_{pi} en el caso de cereales se alejan sustancialmente, la elasticidad precio propia de este grupo es estimada de forma muy similar por ambos sistemas. Por el contrario, aunque las medias de π_i y π_{pi} correspondientes a los grupos comidas listas e infusiones no están alejadas, sus elasticidades precio propias sí difieren y en gran magnitud.

Respecto de las elasticidades cruzadas, los valores difieren de acuerdo a los sistemas estimados pero se observan pocas diferencias en los signos. Éstas últimas concentradas en los valores relacionados con bebidas no alcohólicas (que estima efecto sustitución propio positivo con π_{pi}), bebidas alcohólicas y aceites y grasas (que es la ecuación residual en ambos sistemas).

Revisando los trabajos empíricos que emplean los pseudo precios implícitos, la mayoría de ellos (Moyano Ballesteros, 2011, Muñoz, 2009, Atella *et al.*, 2004) encuentran resultados satisfactorios pero, debe indicarse que, en esos casos, se trabaja con encuestas que no disponen de cantidades y, por lo tanto, no existe una comparación del tipo de la efectuada en este trabajo. La única comparación que se presenta en la última sección del trabajo de Atella *et al.* (2004) no considera los precios ajustados por calidad, como es el caso aquí analizado. En la sección mencionada se normalizan los precios que se comparan respecto de su media y se presentan las distribuciones estimadas que resultan para los mismos. Se observa que la correspondiente a los π_{pi} es más concentrada en torno a la media aunque los valores mínimos y máximos normalizados se extienden a lo largo del eje de abscisas con valores no tan alejados.

Reproduciendo un análisis similar para los π_i ajustados y los π_{pi} de este trabajo se observa en los gráficos presentados en la figura 1 que, aunque se verifica el mismo resultado de mayor concentración de los π_{pi} en torno a la media (ver desvío estándar en el cuadro 1), los valores máximos y mínimos hallados difieren sustancialmente. De hecho para hacer comparables las distribuciones en la figura 1, se han acotado los valores correspondientes a los π_i ajustados, dejando fuera del gráfico en alguno de los casos hasta el 10% de las observaciones.

Figura 1 – Distribuciones estimadas para los pi ajustados por calidad y los pseudo precios o valores unitarios para tres categorías de alimentos



Una posible interpretación que surge es que la variabilidad de los precios de los alimentos parece estar mejor aproximada por la estimación de los precios ajustados por calidad que por la aplicación de la metodología de estimación de los pseudo valores unitarios en base a las participaciones de los bienes en el presupuesto de las familias. En otro sentido, los resultados de este trabajo también podrían ser interpretados como evidencia de que los supuestos requeridos acerca de las funciones de utilidad y el comportamiento de elección de alimentos de las familias podrían no verse sustentados por los datos de consumo de las familias. El empleo de los “verdaderos” precios implícitos en los gastos de consumo de alimentos, con el ajuste que intenta incorporar las diferencias de calidad en los bienes adquiridos por las familias, sería preferible.

Conclusiones

La investigación que se presenta indaga sobre las diferencias de emplear dos conjuntos de precios alternativos para estimar un sistema de demandas QUAIDS para alimentos con información de las encuestas de gastos de Argentina (ENGH) correspondientes a los períodos 1996-97 y 2004-05 y a las regiones de Río Negro y la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. Ambas estimaciones se han obtenido con idénticas variables (a excepción de los precios) y empleando la misma metodología para corregir el sesgo debido a la presencia de hogares con no consumo en alguna de las categorías de bienes.

Las metodologías alternativas empleadas para estimar los precios (ausentes en el relevamiento original) corresponden al cálculo de precios ajustados por calidad y al de los pseudo valores unitarios con base en los desarrollos teóricos de Lewbel (1989). En el primero de los casos se calculan los precios implícitos o valores unitarios por medio de la división del gasto en cada bien o grupo de bienes por las cantidades observadas. Posteriormente esos valores obtenidos se ajustan para cada hogar en función de una serie de variables explicativas que se relacionan con sus características socio-demográficas para aproximar las diferencias en la calidad de los bienes elegidos.

En la segunda alternativa, se requiere suponer que la información de corte transversal proviene de individuos con preferencias modeladas a través de funciones de utilidad homotéticamente separables entre grupos de bienes y en las que cada subfunción, obtenida a partir de la separabilidad, corresponde a una función tipo Cobb-Douglas. Estos supuestos permiten definir funciones de subutilidad para grupos de bienes que a su vez están expresadas en términos de las cantidades de bienes que componen dichos grupos a nivel desagregado. Específicamente los pseudo precios se obtienen en una forma que se asimila al cálculo de escalas de equivalencia a partir de las participaciones presupuestarias de cada subgrupo de bienes en su grupo respectivo correspondientes a cada hogar y dividiendo por las mismas participaciones en un hogar de referencia (aunque lo que se emplea es la media de todos los hogares).

Los precios para cada grupo, difieren de manera significativa en función de la metodología empleada para su estimación y, consecuentemente, las estimaciones del sistema de

demandas QUAIDS difieren en los valores y signos de sus coeficientes. También las elasticidades obtenidas a partir de ambas estimaciones arrojan resultados diferentes.

Aunque las estimaciones de los parámetros del sistema con π son estadísticamente más significativas que las del sistema con π ajustados, las elasticidades precio parecieran ser mejor estimadas utilizando el segundo conjunto de precios (al menos sus resultados son asimilables a los obtenidos en otras estimaciones para Argentina). Las elasticidades gasto presentan diferencias de una magnitud menor, seguramente porque en su cálculo los precios intervienen de una forma más indirecta y poseen un peso relativo menor que en el correspondiente a las elasticidades precio.

Si el objetivo final de la aplicación empírica es el cálculo de elasticidades, pareciera ser que el empleo de los precios implícitos, a pesar de sus deficiencias, permite resultados más razonables o más cercanos a lo que se espera (los alimentos suelen ser bienes relativamente menos elásticos en términos agregados). El uso de precios ajustados por calidad ofrece una variabilidad mayor en los precios que la que surge de los pseudo precios implícitos para el caso de los alimentos.

A pesar de ello, no podrían extenderse estos resultados fácilmente a otros grupos de gastos. En el caso de alimentos, es bastante más probable que las cantidades en los subgrupos agregados puedan expresarse en torno a una unidad de medida homogénea como pueden ser los kilos. Pero existen otras categorías de gasto para las cuales la búsqueda de una unidad de medida en cantidades no encuentre resultados satisfactorios y, entonces, la estimación de precios implícitos sea imposible o arroje resultados menos plausibles que los que podrían obtenerse empleando la metodología de cálculo de los π . En esos casos, el empleo de los π permitiría estimar sistemas de demanda y las elasticidades de interés cuyo cálculo no hubiera sido posible con información de corte transversal.

Referencias

- Atella V.; Menon, M. y Perali, F., (2004). "Estimation of unit values in cross sections without quantity information and implications for demand and welfare analysis". En: *Household behavior, equivalence scales, welfare and poverty*. New York. Springer-Verlag Company. pp. 195-220.
- Ballesteros Moyano, A. E. (2011). "*Estimación de precios implícitos a partir de la información de gasto contenida en las encuestas de calidad de vida del DANE*". Tesis de Maestría. Universidad Nacional de Colombia.
- 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.
- Barten, A.P. (1964) "Family Composition, Prices and Expenditure Patterns" in P.E. Hart, G. Mills and k.J. Whitaker (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Butterworths, London, pp 277-292

- Berges, M. y 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, Nº 3, pp. 570-597.
- Coondoo, D.; Majumder, A. y Ray, R (2001). "On a Method of Calculating Regional price Differentials with Illustrative Evidence from India". Working Paper. University of Tasmania.
- Cox, T.; Wohlgenant, M. (1986) "Prices and Quality Effects in Cross – Sectional Demand Analysis". *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 68, Nº 4.
- Dagsvik, J and Brubakk (1998) "Price Indexes for Elementary Aggregates Derived from Behavioral Assumptions". Discussion Papers Nº 234, Statistics Norway, research Department.
- Deaton, A.; Muellbauer, J. (1980) "*Economic and Consumer Behavior*". New York: Cambridge University Press.
- Deaton, A. (1987) "Estimation of Own and Cross-price Elasticities from Household Survey data". *Journal of Econometrics*. 36, pp. 7-30.
- Deaton, A.(1988) "Quality, Quantity and Spatial Variation of Prices". *American Economic Review*, 78, pp. 418-30
- 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, Nº 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.
- Hoderlein, S. y Mihaleva, S. (2008). "Increasing the price variation in a repeated cross section". *Journal of Econometrics*, No. 147, pp. 316-325.
- Jorgenson, D.; Lawrence, J. (1975) "The Structure of Consumer Preferences". *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol 4 Nº 1, pp. 49-101.
- Lahatte, A.; Miquel, R.; Laisney, F. and Preston, I (1998) "Demand Systems with Unit Values: A comparison of Two Specifications". *Economic Letters*, 58, pp. 281-290.
- 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*.
- Lewbel, A. (1989). "Identification and Estimation of Equivalence Scales under Weak Separability". *The Review of Economic Studies*, Vol. 56, No. 2, pp. 311-316.
- 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.
- Muñoz, M., (2009). "Estimación de equivalencias de escala utilizando el sistema cuasi ideal de ecuaciones de demanda en su versión cuadrática". Documento de trabajo. Cita en Ballesteros Moyano (2011).

- Perali, F. (2003) *The Behavioral and Welfare Analysis of Consumption*, Kluwer Academic Publishers, Amsterdam.
- 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.