

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

XLVIII Reunión Anual

Noviembre de 2013

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-1-5

ESCALAS DE BARTEN, ¿QUÉ NOS DICEN LOS
DATOS DE CONSUMO ACERCA DE LAS
ESCALAS DE EQUIVALENCIA ENTRE LOS
HOGARES ARGENTINOS?

Pace Guerrero Ignacio

Escalas de Barten, ¿Qué nos dicen los datos de consumo acerca de las escalas de equivalencia entre los hogares argentinos?

Pace Guerrero, Ignacio Raul

Universidad Nacional de Mar del Plata

ignaciopace_57@hotmail.com

Resumen

El objetivo del trabajo es estimar las escalas de equivalencia de Barten para Argentina y comparar los resultados con las empleadas en la actualidad. Para ello se emplea un sistema completo de demanda (QES). Los datos corresponden a la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares de Argentina para 2004/5. La estimación requiere, primero corregir el sesgo por datos censurados, por lo que se aplica el procedimiento de Shonkwiler y Yen (1999). Segundo, se construyen los precios con la metodología de los pseudo precios implícitos. Por último, se corrige la endogeneidad en el gasto total a través de la aplicación de variables instrumentales. Los resultados muestran que las escalas estimadas difieren por tipo de integrantes y por tipo de gasto, siendo sustantivamente mayores a las empleadas actualmente, lo que indicaría una sobrevaloración del nivel de bienestar.

Abstract

The objective of this work is to estimate Barten equivalence scales for Argentina and to compare them with those used in the present. Estimation is done with a QES complete demand system. The data are from the National Survey of Household's Expenditure (ENGH) of Argentina in 2004/5. This system estimation requires first bias correction due to censored data, so the Shonkwiler and Yen's procedure (1999) is applied. Second, pseudo unit values estimation based on Lewbel (1989b). Third, instrumental variables' procedure in order to correct total expenditure's endogeneity was implemented. Differences in scales are found, due to both type of household's member as expenditure. Finally, estimated scales are bigger than present scales, so welfare would be overestimated.

JEL Code: D12- C81- C31

Escalas de Barten, ¿Qué nos dicen los datos de consumo acerca de las escalas de equivalencia entre los hogares argentinos?

Introducción

La medición de la pobreza a través del ingreso o el consumo, requiere de la comparación del nivel de bienestar de los hogares cuya composición difiere no solo por la cantidad de miembros que lo conforman sino por la edad y el género de sus integrantes. En general, las comparaciones de bienestar se realizan en términos del gasto o ingreso por adulto equivalente en cada hogar y el valor de una canasta básica que define la Línea de Pobreza. La construcción del gasto por adulto equivalente, sin embargo, requiere de supuestos acerca de la asignación intrafamiliar de los recursos y de las diferentes necesidades de cada uno de los miembros del hogar.

Resulta evidente que iguales niveles de ingreso o gasto no genera el mismo nivel de bienestar en un hogar grande comparado con uno pequeño, ni en un hogar con niños comparado con uno compuesto sólo por adultos. Los hogares de mayor tamaño presentan economías de escala en el consumo de algunos bienes y los hogares con niños requieren otros bienes que no son consumidos en hogares de sólo miembros adultos.

La transformación del número de miembros de un hogar en el número de adultos equivalentes que le corresponde requiere de una escala de equivalencia, que depende de la cantidad de integrantes que viven en el hogar y de sus características, tales como edad y género. Los hogares se diferencian unos de otros por su tamaño y por las características socio-demográficas de sus miembros, lo que a su vez se refleja en su comportamiento de consumo.

A través del comportamiento observado o los gastos de consumo “revelados” por las encuestas de gastos es posible estimar escalas de equivalencia correspondientes a hogares con diferente composición. La estimación a partir de patrones observados permite la construcción de escalas variables de acuerdo al tipo de integrante del hogar y del tipo de gasto que se considere. Sin embargo, actualmente se emplean las escalas calculadas por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), especificadas en función de los requerimientos calóricos de los miembros del hogar de acuerdo a sus edades y género, las que son de tipo normativo y se han mantenido constantes.

Los resultados de un trabajo de investigación (Berges, 2011) con datos de hogares de todo el país (1996/97) señalaron grandes diferencias en el valor de las escalas estimadas en base al consumo de los hogares y las actualmente utilizadas por el INDEC. La explicación para esta divergencia provenía fundamentalmente de las economías de escala en el consumo estimadas, de forma tal que a medida que aumentaba el tamaño del hogar se reducía el número de adultos equivalentes estimados para el mismo. Dado que las escalas INDEC son constantes para todos los integrantes que posean las mismas características de género y edad, se concluía que podrían estar sobrestimando el número de adultos equivalentes en los hogares con mayor cantidad de miembros y, por ende, su nivel de pobreza en términos relativos en la distribución de ingresos del país. Al mismo tiempo se observaron cambios significativos en las estimaciones realizadas, sólo para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, con datos de las dos Encuestas Nacionales de Gastos de los Hogares (ENGH 1996/97 y ENGH 2004/05), con fuertes implicancias en términos del bienestar de los hogares. En particular, las economías de escala se reducían, indicando un empobrecimiento relativo de los hogares de mayor tamaño en los casos en los cuales sus ingresos totales no hubieran aumentado lo suficiente como para compensar la pérdida de economías en el consumo conjunto.

Estos resultados fueron obtenidos estimando escalas IB o independientes de la utilidad base de referencia, lo que constituye un supuesto bastante restrictivo acerca de la forma de las curvas de Engel que corresponden a los distintos tipos de hogares (Lewbel, 1989a y

Blackorby y Donaldson, 1989). Los test de comprobación indicaron un comportamiento acorde a las previsiones del modelo en el período 1996/97 en la mayoría de los hogares, pero sólo en algunos casos en el período 2004/05. Por este motivo, la posibilidad de verificar los cambios encontrados en el último período, empleando una metodología alternativa para obtener las escalas y extendiendo la investigación al total del país, contribuiría a reforzar los resultados en términos de bienestar.

Las escalas IB de Berges (2011) se obtuvieron a partir de estimaciones semi-paramétricas, lo que impuso restricciones en términos de la variabilidad demográfica empleada para caracterizar los distintos tipos de hogares¹. La propuesta en este trabajo es estimar escalas de equivalencia de Barten, modelando para ello los diferentes comportamientos de consumo de los hogares con funciones de demanda paramétricas que dependen de los precios, del total de gastos y de la composición socio-demográficas de los hogares.

Las escalas de equivalencia entre hogares de Barten corrigen los gastos totales de los hogares de acuerdo con sus características y suponen que las únicas diferencias en los gustos de los hogares se deben a las variaciones en sus características observables. Los métodos más utilizados en la literatura de estimación de escalas partiendo de funciones de demanda se basan en los modelos de Rothbarth (1943), Prais y Houthakker (1955), Barten (1964) y Gorman (1976).

Las estimaciones y el análisis de los resultados se efectúan para los hogares del país, considerando únicamente aquéllos compuestos por individuos adultos en edad activa y menores, a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH) 2004/05. La estimación de escalas de equivalencia a partir de un sistema de demanda conlleva algunos ajustes metodológicos. Primero, el empleo de datos a nivel de los hogares (o microdatos) requiere la realización de ajustes en la estimación debido a la presencia de censura en la variable dependiente del modelo, para ello se aplica el procedimiento en dos etapas de Shonkwiler y Yen (1999). Segundo, como el sistema de demanda emplea los precios como uno de los determinantes y estos no se disponen en la ENGH, se construyen a través de la metodología de “pseudos valores unitarios” propuesta por Lewbel (1989b). Tercero, la variable gasto total, que usualmente se emplea como *proxy* del ingreso total, es endógena en el sistema de demanda, problema que se corrige empleando estimaciones por variables instrumentales.

Los interrogantes que motivan esta investigación son algunas de las cuestiones que vale la pena discutir como derivación de los primeros trabajos con datos de Argentina sobre este tema. ¿En qué medida las escalas INDEC utilizadas actualmente se corresponden con las estimadas en base al consumo observado de los hogares? Y, en este sentido, el modelo de Barten permite estimar escalas más comparables, dado que sus escalas son constantes y están definidas con mayor variabilidad demográfica. ¿Cuánto difieren las escalas en función del tipo de bienes demandados? Dado que se estima un sistema de demandas para todos los rubros que componen la Canasta Básica de Alimentos, el modelo de Barten proporciona escalas específicas para cada bien y para cada integrante de las características definidas. Se espera de este modo, contribuir con los resultados de este trabajo a mejorar las evaluaciones de bienestar, en especial las referidas a programas específicos que requieran medidas de equivalencia entre hogares aplicables a bienes y servicios determinados.

Escalas de Equivalencias

Las escalas de equivalencia permiten transformar el ingreso de diferentes tipos de hogares en un ingreso de referencia equivalente, es decir, en una medida monetaria del bienestar que resulta directamente comparable entre los diferentes tipos de hogares. Esta

¹ La composición del hogar fue definida en función de sus integrantes agrupados en tres rangos de edades sin distinción de género: menores de 13 años, entre 13 y 18 y mayores de 18.

transformación permite construir una distribución del ingreso para una población con hogares con diferente composición, al mismo tiempo que considera los diversos valores que un ingreso dado tiene para hogares que varían en el tamaño y las características de sus miembros.

Con el fin de realizar comparaciones, los hogares deben expresarse en una base que les sea común, sea en términos del poder de compra por individuo o en términos del bienestar. Cuando un hogar del tipo s con un ingreso dado por μ^s se encuentra tan bien como un hogar de referencia r con un ingreso de μ^r , entonces la relación entre ambos ingresos se denomina escala de equivalencia de s con respecto a r , con lo que la escala de equivalencia del hogar tipo s con respecto al hogar de referencia r se puede escribir como:

$$m_r^s = \frac{\mu^s}{\mu^r} \Big|_{V^s(\mu^s, p) = V^r(\mu^r, p)} \quad (1)$$

Donde V es la función de utilidad y p es el vector de precios. Esta escala indica el ingreso μ^s al cual el hogar s se encuentra tan bien como el hogar r con un ingreso de μ^r , esto es $V^s(\mu^s, p) = V^r(\mu^r, p)$. En general, se emplea como hogar de referencia un adulto soltero o una pareja de adultos en edad activa sin hijos.

Métodos Económicos para el cálculo de las escalas

Entre los diversos métodos para el cálculo de escalas de equivalencia se encuentra el método económico, el cual se basa en la teoría de la demanda, donde existe una correspondencia entre el comportamiento observado de los hogares y su nivel de bienestar, por lo que estos métodos derivan las escalas de equivalencia de los comportamientos de consumo observados de los hogares. El fundamento de estos enfoques es la teoría de la demanda microeconómica neoclásica. Bajo esta teoría, las preferencias de los hogares se pueden representar por una función de utilidad $u = U(q, s)$ donde q es el vector de cantidades de los n bienes de consumo y s es el índice del tipo de hogar (que varía de acuerdo a la composición socio-demográfica del mismo). La teoría de la utilidad asume que los individuos se comportan racionalmente, y dada la función de utilidad U , el ingreso disponible μ , y el vector de precios p , los hogares maximizan su utilidad sujetos a la restricción presupuestaria $p'q \leq \mu$. La solución a este problema de maximización da origen al vector de funciones de demandas *Marshallianas* $q = g(\mu, p, s)$, las que especifican la combinación de consumo óptimo como función del ingreso, los precios y la composición del hogar, las cuales deben cumplir con las propiedades de aditividad, simetría y homogeneidad.

Estas demandas marshallianas a nivel de los hogares pueden ser estimadas directamente a partir de las observaciones de gasto. La forma funcional de las demandas se puede derivar de una función de utilidad (directa o indirecta) o bien se pueden especificar sin tener en cuenta una función de utilidad. La segunda de estas alternativas es la empleada en estimaciones no paramétricas de la demanda.

Escalas de Barten

En el enfoque de Barten (1964) las características socio-demográficas entran en la función de utilidad a través de factores de escala de bienes específicos m_i^s . Estos factores cubren diferentes necesidades asociadas con las diferentes características socio-demográficas de los integrantes de los hogares, al tiempo que permiten la incorporación de las economías de escala que surgen cuando dos o más personas viven juntas y comparten bienes². Para

² Estas economías se refieren a aquellas que surgen cuando dos o más personas viven juntas, no a las economías de escalas asociadas a la presencia de dos o más personas de un mismo tipo.

comparar la utilidad entre los hogares, las cantidades de todos los bienes consumidos son divididas por el factor de escala correspondiente:

$$U = U(q_1/m_1^s, \dots, q_n/m_n^s) \quad (2)$$

donde U es el nivel de utilidad del hogar tipo s y $U(\cdot)$ es la función de utilidad del hogar de referencia. Los factores de escala m_i^s se suponen exógenos, es decir independientes de las cantidades consumidas, los precios y el ingreso. Los factores de escala m_i^r para el hogar de referencia son normalizados a 1.

Barten asume que las escalas actúan directamente sobre los precios cambiando las cantidades efectivamente consumidas. Un hogar con una composición socio-demográfica del tipo s enfrenta precios escalados $p_i m_i^s$ diferentes a los del hogar de referencia r .

Para determinar las escalas, se estima un sistema de ecuaciones de demanda con los factores de escala. Una ventaja del modelo es que las características socio-demográficas entran en el sistema de demanda exclusivamente vía precios, con lo que las escalas son fácilmente estimables dada una parametrización de las ecuaciones de demanda.

El método de estimación de escalas de equivalencia de Barten permite sustituciones entre diferentes grupos de bienes, donde los efectos socio-demográficos son incorporados en un sistema completo de demanda a través de factores de escala específicos de los bienes que incluyen las necesidades de los miembros adicionales del hogar. La aplicación de este método requiere de la estimación de un sistema completo de demanda. Esto es posible sólo si se puede observar la reacción de la demanda de los hogares a los cambios de precios. El sistema de demanda utilizado es en general el sistema QES ("Quadratic Expenditure System")³.

La identificación del sistema de demanda se logra a través de la no linealidad de las Curvas de Engel (al permitir que el sistema sea cuadrático las Curvas de Engel implícitas pueden ser lineales o cuadráticas) asociadas a la especificación del sistema QES. Dado que la identificación se logra a través de las derivadas de las Curvas de Engel, los parámetros del modelo solo estarán identificados si las Curvas de Engel presentan la curvatura suficiente⁴.

El Sistema de Gasto Cuadrático (QES)

El sistema QES, desarrollado por Pollak y Wales (1978) y Howe *et al.* (1979), es menos restrictivo que el sistema lineal de gasto (LES). Las ecuaciones de demanda del sistema QES son altamente no lineales en los parámetros. La robustez y precisión de las estimaciones depende directamente del grado de variación en los precios.

Las demandas en el sistema LES son funciones lineales en el gasto total (μ), donde los a_i son las participaciones en el gasto total marginales (*marginal budget shares*), y los b_i pueden ser interpretados como el consumo mínimo o necesario para cada uno de los bienes:

$$x_i = p_i q_i = p_i b_i + a_i (\mu - \sum p_j b_j) \quad (3)$$

En general, la evidencia empírica muestra que la participación en el presupuesto marginal no es constante para la mayoría de los bienes, esto es, las Curvas de Engel no son lineales (Banks *et al.* 1997; Blundell *et al.* 1993; Lewbel, 1991, entre otros). La introducción de un término cuadrático es una extensión natural del sistema LES, con lo que se obtiene una mejor representación del comportamiento de consumo observado. El sistema QES se obtiene generalizando la función de utilidad indirecta del sistema LES, por lo que se debe

³ Esto se debe a que las demandas tienen una especificación que incorpora un término cuadrático en el logaritmo del gasto y un término para el gasto de subsistencia.

⁴ Un sistema lineal no estaría identificado ya que las Curvas de Engel asociadas al sistema serían todas lineales.

poder reducir al sistema LES a través de restricciones en los parámetros. La especificación propuesta para el sistema QES es:

$$p_i q_i(P, \mu) = p_i b_i + a_i (\mu - \sum p_j b_j) + (c_i p_i - a_i \sum p_j c_j) \prod p_j^{-2a_j} (\mu - \sum p_j b_j)^2 \quad (4)$$

Con restricciones dadas por $\sum a_j = 1^5$. a , b y c son los parámetros del sistema y todas las sumatorias y productos son sobre j , la que identifica cada uno de los bienes del sistema (esto es cada una de las ecuaciones de demanda). El sistema LES está anidado con el sistema QES cuando todos los $c_j = 0$. Aplicando la identidad de Roy y multiplicando por p_i se obtienen las funciones de gasto, que serán las empleadas en la estimación:

$$x_i = p_i b_i + a_i (\mu - \sum_{j=1}^n p_j b_j) + (p_i c_i - a_i \sum_{j=1}^n p_j c_j) \prod_{j=1}^n p_j^{-2a_j} (\mu - \sum_{j=1}^n p_j b_j)^2 \quad (5)$$

Los parámetros del sistema QES no son tan fáciles de interpretar como los del sistema LES. La suma de los b_i , $\sum_{j=1}^n p_j b_j$, se puede interpretar como un nivel de gasto de subsistencia, pero los parámetros a_i y c_i no poseen una interpretación económica directa.

Los efectos socio-demográficos se pueden incluir en el sistema QES vía precios, con lo que la ecuación de gasto pasa a ser:

$$x_i^s = m_i^s p_i b_i + a_i (\mu - \sum_{j=1}^n m_j^s p_j b_j) + (m_i^s p_i c_i - a_i \sum_{j=1}^n m_j^s p_j c_j) \prod_{j=1}^n (m_j^s p_j)^{-2a_j} (\mu - \sum_{j=1}^n m_j^s p_j b_j)^2 \quad (6)$$

donde x_i^s es el gasto del hogar del tipo s en el bien i . Los parámetros de escala para el hogar de referencia se normalizan a uno (o cualquier otro valor que resulte de interés), mientras que m_i^s para cualquier otro tipo de hogar depende de sus características socio-demográficas.

Sesgo de Selección

En los datos de corte transversal, en especial cuando se trabaja con microdatos tales como los datos de la ENGHO (Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares), aparece comúnmente un problema de respuestas censuradas, conocido como *sesgo de selección*, debido a que los hogares reportan un consumo cero durante el período de la encuesta (Davidson y MacKinnon, 1993). Las principales causas de observar gastos de consumo cero se debe a la infrecuencia de compra, dada por el corto período de la encuesta⁶; las preferencias de los consumidores que determinan que, en algunos casos, se elija no consumir de algunos bienes; y que los consumidores no adquieran ciertos bienes a los precios y niveles de ingreso dados, lo que es conocido como soluciones de esquina (Berges y Casellas, 2002).

Debido a que la variable considerada se encuentra censurada⁷, es decir sólo contiene valores mayores o iguales a cero, es importante diferenciar el consumo nulo de los hogares debido a la no adquisición del producto en la semana de referencia, de aquel consumo nulo que indica que habitualmente el hogar no consume dicho bien.

Metodológicamente es posible, o bien utilizar solamente los casos con consumo positivo para estimar los parámetros del modelo, o bien incluir todos los casos. La primera de las opciones resulta en la eliminación de muchas observaciones dado que en este caso, al estimar las demandas como sistema, implicaría incluir sólo los hogares que reportan consumo mayor a cero para todos los bienes empleados en la estimación. Además, los

⁵ Esta restricción proviene de imponer el cumplimiento de las condiciones teóricas de la demanda: aditividad, simetría y homogeneidad.

⁶ Sólo se pregunta por el consumo en la semana de referencia.

⁷ Se distinguen los datos censurados de los datos truncados en tanto que, una muestra se considera truncada cuando ciertas observaciones son sistemáticamente excluidas de la muestra. En el caso de los datos censurados ninguna observación es excluida, pero cierta información en la misma es sistemáticamente alterada.

resultados no se pueden extender a aquellos consumidores que no consumen alguno de los bienes ya que poseen características que los diferencian de aquellos que eligen consumir y por tanto sus comportamientos son sistemáticamente diferentes y, por ende, requieren de una modelación distinta.

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

$$q_{ij}^* = f(\beta_i, X_{ij}) + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

$$d_{ij}^* = z'_{ij}\alpha_i + v_{ij}$$

$$d_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{ij}^* > 0 \\ 0 & \text{si } d_{ij}^* \leq 0 \end{cases} \quad q_{ij} = d_{ij}q_{ij}^* \quad (8)$$

con $i = 1, 2, \dots, M$ y $j = 1, 2, \dots, N$, donde i indica la ecuación y j el hogar; q_{ij} y d_{ij} son las variables dependientes observadas; q_{ij}^* y d_{ij}^* son las correspondientes variables latentes; X_{ij} y z_{ij} son los vectores de variables exógenas; β_i y α_i son los vectores de parámetros; ε_{ij} y v_{ij} son los términos de errores. En este caso se asume que la censura en cada una de las variables dependientes está gobernada por un proceso estocástico independiente, posteriormente Yen (2004) y Yen y Biing-Hwan (2005) proponen un procedimiento de censura en dos etapas multivariado⁸.

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

$$E(q_{ij}|x_{ij}, z_{ij}; v_{ij} > -z'_{ij}\alpha_i) = f(\beta_i, X_{ij}) + \gamma_i \frac{\phi(z'_{ij}\alpha_i)}{\Phi(z'_{ij}\alpha_i)} \quad (9)$$

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

$$E(q_{ij}|x_{ij}, z_{ij}) = \Phi(z'_{ij}\alpha_i)f(\beta_i, X_{ij}) + \gamma_i\phi(z'_{ij}\alpha_i) \quad (10)$$

Sobre la base de la ecuación (10) para cada i , el sistema de ecuaciones (7) y (8) se puede escribir como:

$$q_{ij} = \Phi(z'_{ij}\alpha_i)f(\beta_i, X_{ij}) + \gamma_i\phi(z'_{ij}\alpha_i) + \xi_{ij} \quad (11)$$

con $i = 1, 2, \dots, M; j = 1, 2, \dots, N$, donde $\xi_{ij} = q_{ij} - E(q_{ij}|x_{ij}, z_{ij})$. El sistema (11) se puede estimar con un procedimiento en dos etapas empleando todas las observaciones: 1) Obtener las estimaciones de $\hat{\alpha}_i$ con un modelo Probit empleando como variable dependiente d_{ij} para cada i . 2) Calcular $\phi(z'_{ij}\hat{\alpha}_i)$ y $\Phi(z'_{ij}\hat{\alpha}_i)$ y estimar los parámetros β_i y γ_i en el sistema:

$$q_{ij} = \Phi(z'_{ij}\hat{\alpha}_i)f(\beta_i, X_{ij}) + \gamma_i\phi(z'_{ij}\hat{\alpha}_i) + \xi_{ij} \quad (12)$$

⁸ Modelo que logra mejoras en la eficiencia de los estimadores.

⁹ La estimación de modelos Probit separados implica la restricción $E(v_{ij}v_{kj}) = 0 \forall i \neq k$, si este supuesto no se cumple se debería estimar un Probit multivariado. Sin embargo, las estimaciones serían consistentes, aunque menos eficientes.

Finalmente, dado que la estimación Probit de $\hat{\alpha}_i$ es consistente, la estimación de las ecuaciones del sistema (3.75) será consistente en la segunda etapa.

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

$$x_i^s = \Phi(z'_{ij}\hat{\alpha}_i) \left[m_i^s p_i b_i + a_i (\mu - \sum_{j=1}^n m_j^s p_j b_j) + (m_i^s p_i c_i - a_i \sum_{j=1}^n m_j^s p_j c_j) \prod_{j=1}^n (m_j^s p_j)^{-2a_j} (\mu - \sum_{j=1}^n m_j^s p_j b_j)^2 \right] + \gamma_i \phi(z'_{ij}\hat{\alpha}_i) + \varepsilon_{ij} \quad (13)$$

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

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

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

Pseudo valores unitarios

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 (1989b) 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:

$$M_i(q, d) = \frac{u_i(q, d)}{u_i(q, d^h)} \quad (14)$$

Si $Q_i(u_i, d^s)$ 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:

$$U(u_i, \dots, u_n) = U\left(\frac{Q_1}{M_1}, \dots, \frac{Q_n}{M_n}\right) \quad (15)$$

Definiendo a P_i como un precio índice para el grupo i calculado como el cociente del gasto x en ese grupo realizado por el hogar de referencia y la cantidad ($P_i = m_i^s/Q_i$), 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:

$$w_i = H_i(P_1 M_1, \dots, P_n M_n, x) \quad (16)$$

El hogar de referencia tiene la forma $w_i^s = H_i(P_1, \dots, P_n, x^s)$ 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 $P_i = V_i(p_i, d^s)$. Por analogía con la definición de las escalas de equivalencia para el grupo, siendo $V_i = M_i P_i$, se obtiene:

$$M_i = \frac{V_i(p_i, d)}{V_i(p_i, d^s)} \quad (17)$$

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 $w_{ij} = h_{ij}(p_i, d, x_i)$ surge de maximizar $u_i(q_i, d)$ sujeta al gasto $p_i q_i = x_i$ 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 $w_i = H_i(V_1, \dots, V_n, x)$.

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

$$F_i(q_i, d) = k_i \prod_{j=1}^{n_i} q_{ij}^{M_{ij}(d)} \quad (18)$$

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

$$w_{ij} = h_{ij}(p_i, d) = M_{ij}(d) \quad (19) \quad \text{con} \quad \sum_{j=1}^n w_{ij}(d) = \sum_{j=1}^n M_{ij}(d) = 1 \quad (20)$$

La función indirecta de utilidad es:

$$V_i(p_i, d) = M_i P_i = \frac{1}{k_i} \prod_{j=1}^{n_i} \left(\frac{p_{ij}}{M_{ij}}\right)^{M_{ij}(d)} \quad (21)$$

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

$$k_i(d) = \prod_{j=1}^{n_i} M_{ij}(d^s)^{-M_{ij}(d^s)} \quad (22)$$

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 (19) y (20):

$$M_i P_i = M_i = \frac{1}{\hat{k}_i} \prod_{j=1}^{n_i} \left(\frac{1}{\hat{M}_{ij}}\right)^{\hat{M}_{ij}(d)} = \frac{1}{\hat{k}_i} \prod_{j=1}^{n_i} M_{ij}^{-\hat{M}_{ij}} \quad (23)$$

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

Una aproximación a la expresión (23) 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:

$$\hat{P}_i = M_i P_i = \frac{\prod_{j=1}^{n_i} w_{ij}^{-w_{ij}}}{\prod_{j=1}^{n_i} w_{ij}^*^{-w_{ij}^*}} \quad (24)$$

Donde $i = 1, \dots, n$ indica los distintos grupos de bienes considerados; $j = 1, \dots, n_i$ los subgrupos de bienes 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 bienes $-x_i-$. 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 datos empleada para la estimación de escalas proviene de la ENGH, una encuesta de gastos de los hogares realizada por el Instituto de Estadísticas y Censos (INDEC) con alcance nacional, correspondiente al periodo 2004/05. El análisis realizado se circunscribe a los datos de los hogares compuestos por miembros menores a 60 años (personas en edad activa), divididos en las seis regiones geográficas que distingue la ENGH. En la Tabla 1 se presenta el total de hogares y de personas por región geográfica.

Tabla 1 – Hogares y personas por Región Geográfica.

Región del País	2004/05		2004/05	
	Nº Hogares	%	Nº Personas	%
Gran Buenos Aires	3.733	23,56	11.360	22,13
Pampeana	4.167	26,3	13.457	26,21
Noroeste	2.832	17,88	9.621	18,74
Noreste	1.581	9,98	5.312	10,35
Cuyo	1.409	8,89	4.796	9,34
Patagónica	2.121	13,39	6.795	13,24
Total	15.843	100	51.341	100

Fuente: Elaboración propia con datos de ENGH 2004/5.

Tal como puede observarse en la tabla anterior, casi la mitad de los hogares y personas de la muestra corresponden a la región Pampeana y al Gran Buenos Aires (GBA). Para el cálculo de las escalas de equivalencia se determinaron 5 categorías de integrantes: H0 (niños menores a 3 años), H1 (niños entre 3 y 10 años), H2 (adolescentes entre 10 y 18 años), H3 (hombres entre 18 y 60 años) y H4 (mujeres entre 18 y 60 años), siendo H3 la categoría de referencia, normalizada a uno. En la Tabla 2 se presenta la proporción de cada una de estas categorías por región geográfica. La distribución muestral indica que cerca de 65% son personas adultas entre 18 y 60 años –proporcionalmente más mujeres que varones (1 a 3 puntos porcentuales)- , cerca de 8% son niños menores de tres años, entre 13 y 12% son niños entre 3 y 10 años y entre 15 y 16% son adolescentes. En términos

relativos, los hogares de GBA, región Pampeana y Cuyo tienen proporcionalmente menos integrantes menores de 18 años.

Tabla 2 – Distribución por categoría de integrantes del hogar por región geográfica.

Región del País	H0	H1	H2	H3	H4	% Total Región
Gran Buenos Aires	7%	10%	14%	33%	36%	100
Pampeana	7%	12%	15%	32%	34%	100
Noroeste	8%	13%	16%	30%	32%	100
Noreste	8%	14%	17%	30%	31%	100
Cuyo	8%	12%	15%	31%	34%	100
Patagónica	7%	13%	17%	31%	32%	100

Fuente: Elaboración propia con datos de ENGH 2004/5

Las categorías de gastos empleadas corresponden a la desagregación a un dígito presente en la encuesta, esto es las 9 categorías principales: 1) Alimentos y Bebidas, 2) Indumentaria y Calzado, 3) Propiedades, Combustibles, Agua y Electricidad, 4) Equipamiento y Mantenimiento del Hogar, 5) Salud, 6) Transporte y Comunicaciones, 7) Esparcimiento, 8) Enseñanza, 9) Bienes y Servicios Varios. En el Anexo se presenta la cantidad de hogares con consumo observado (no nulo) por región geográfica. En la Tabla 3 se encuentran los gastos reales (expresados en pesos de diciembre del 2005) mensuales promedio por hogar.

Tabla 3 – Gasto Mensual por Hogar Promedio* (en pesos de diciembre del 2005).

Categoría de Gasto	2004/05	
	Media	S. D.
Alimentos y Bebidas	394,71	300,93
Indumentaria y Calzado	130,24	195,06
Propiedades, Combustibles, Agua y Electricidad	156,71	228,54
Equipamiento y Mantenimiento del Hogar	94,51	176,21
Salud	69,28	182,59
Transporte y Comunicaciones	249,00	625,31
Esparcimiento	112,96	223,62
Enseñanza	42,73	147,03
Bienes y Servicios Varios	74,58	123,50
Gasto Total	1.324,72	1.350,25

* Incluye los hogares con consumo cero.

Fuente: Elaboración propia con datos de ENGH 2004/5.

La determinación de los pseudo precios se efectuó de acuerdo a la ecuación (24) y luego su transformación a niveles nominales empleando el gasto medio de cada uno de los rubros. Para ello se consideraron las aperturas a tres dígitos del IPC al interior de cada una de las categorías de gasto. En la estimación de la participación de cada uno de los subgrupos dentro de los 9 principales de la ENGH se emplearon las variables: Logaritmo natural del gasto total, cuadrado del logaritmo natural del gasto total, tamaño del hogar (la cantidad de miembros del hogar), sexo del jefe del hogar (dummy que toma el valor 1 si el jefe del hogar es hombre), edad del jefe del hogar, dummy que toma el valor 1 si hay menores de 14 años en el hogar, nivel de educación del jefe del hogar (variable categórica que indica nivel de

educación bajo, nivel medio y nivel alto), región geográfica a la que pertenece el hogar y quintil de ingreso al que pertenece el hogar (agrupado en tres categorías, quintil bajo, medio y alto)¹⁰.

La variable gasto total se instrumenta con: ingreso total, ingreso total al cuadrado, H0, H1, H2, H3, H4, los pseudo precios implícitos para las nueve categorías de gasto (p1, p2, p3, p4, p5, p6, p7, p8 y p9), nivel de educación del jefe del hogar (variable categórica que toma los niveles bajo, medio y alto), sexo del jefe del hogar, edad del jefe del hogar, ocupado (variable dummy que toma el valor 1 si el jefe del hogar está empleado y 0 en caso contrario), las 6 regiones geográficas (variables dummy para cada una de las regiones) y los 5 quintiles de ingreso (variables dummy para cada uno de los quintiles).

La estimación de las escalas

Las escalas de equivalencia de Barten se estimaron a partir del sistema de ecuaciones de demanda del sistema QES, donde los factores de escalas se incorporan en el sistema de demanda vía cambios en los precios. Las ecuaciones se encuentran corregidas por la presencia de censura en la variable dependiente de acuerdo al procedimiento de Shonkwiler y Yen (1999)¹¹. Las ecuaciones del sistema son las presentadas en la expresión (13). En esta expresión los factores de escalas se encuentran representados por los parámetros m_i^s , donde el subíndice i indica la categoría de gasto y el super-índice s indica el tipo de hogar (que depende de la composición de sus integrantes de acuerdo a la desagregación por edad y sexo).

El factor de escala m_i^s es una función de las características socio-demográficas del hogar tipo s . Sin embargo, la literatura no especifica cuál es la forma más apropiada para esta función. La especificación más empleada en la literatura es del tipo lineal (debido a su simplicidad). No obstante, la utilización de una escala de tipo lineal está condicionada a la obtención de valores positivos para el factor de escala m_i^s en el sistema de demanda QES, lo que se debe a la especificación de las ecuaciones de demanda. El problema se presenta en la incorporación de los precios en la base de una potencia, esto es el término $\prod_{j=1}^n (p_j)^{-2a_j}$, y los parámetros de escala se introducen vía precios de la forma $m_j^s p_j$, donde los precios son positivos por definición, con lo que la presencia de escalas negativas produce problemas de estimación debido a que el término $\prod_{j=1}^n (m_j^s p_j)^{-2a_j}$ no está definido. Esta característica hace que la introducción de una escala de tipo lineal en la composición del hogar sea muy limitada, dependiendo en muchos casos de la muestra que se emplea.

Debido a este problema en la obtención de valores negativos para las escalas se han propuesto en la literatura otras formas para su incorporación (Pollak y Wales, 1981; Barnes y Gilligham, 1984), de modo tal de garantizar valores positivos. La forma finalmente empleada para las escalas es del tipo exponencial¹², cuya expresión es la siguiente:

$$m_i^s = e^{\sum_{k=0}^4 \theta_{ik} H_k} \quad (25)$$

donde H_k representa el número de integrantes de cada tipo, $k = 0, \dots, 4$, presentes en el hogar (valores que representan las 5 categorías de individuos construidas: H0, H1, H2, H3 y H4), θ_{ik} son los parámetros a estimar (el doble subíndice indica que las escalas varían por tipo de gasto, i , y por tipo de integrante del hogar, k). Como referencia se emplea un

¹⁰ Los w_j debieron ser estimados a los efectos de disponer de información para cada uno de los hogares. Para ello se estimaron las ecuaciones como un sistema al interior de cada una de las categorías de gasto.

¹¹ En el modelo Probit el vector z contiene las variables que afectan la probabilidad de consumo: nivel de educación del jefe del hogar (con categorías baja, media y alta), sexo del jefe del hogar, edad del jefe del hogar, ingreso del hogar, ingreso del hogar al cuadrado, número de integrantes del hogar, número de miembros menores de 14 años e ingreso total multiplicado por la cantidad de miembros del hogar.

¹² Se intentó la incorporación de escalas de tipo lineal pero no fue posible su estimación con los datos de la ENGH 2004/05.

hombre adulto en edad activa (H3), cuya escala se encuentra normalizada a uno, es decir $m_i^s = 1$.

Finalmente, se incorporan en las ecuaciones de demanda variables dummies para controlar los efectos por regiones geográficas y por quintil de ingreso para cada una de las categorías de gasto, con lo que las ecuaciones de demanda presentan la siguiente expresión:

$$x_i^s = \Phi(z'_{ij}\hat{\alpha}_i) \left[\sum_{r=2}^6 \delta_{ir} R_r + \sum_{q=2}^5 \vartheta_{iq} Q_q + m_i^s p_i b_i + a_i (\mu - \sum_{j=1}^n m_j^s p_j b_j) + (m_i^s p_i c_i - a_i \sum_{j=1}^n m_j^s p_j c_j) \prod_{j=1}^n (m_j^s p_j)^{-2a_j} (\mu - \sum_{j=1}^n m_j^s p_j b_j)^2 \right] + \gamma_i \phi(z'_{ij}\hat{\alpha}_i) + \varepsilon_{ij} \quad (26)$$

Donde R_r son variables dummies que toman el valor 1 si el hogar pertenece a la región $r = 2, \dots, 6$ y cero en caso contrario (la sumatoria está definida entre 2 y 6 porque se toma la región 1 como categoría base), δ_{ir} son los parámetros asociados a la región r para la categoría de gasto i . Q_q son variables dummies que toman el valor 1 si el hogar pertenece al quintil de ingreso $q = 2, \dots, 5$ y cero en caso contrario (la sumatoria está definida entre 2 y 5 porque se toma el quintil 1 como categoría base), ϑ_{iq} son los parámetros asociados al quintil q para la categoría de gasto i . En el Anexo se encuentra el conjunto de parámetros estimados del sistema QES.

Resultados

En la Tabla 4 se presentan los valores de las escalas estimadas para cada tipo de integrante del hogar (donde H3: Hombre entre 18 y 60 años de edad es la categoría de referencia y por tanto se encuentra normalizado a uno) y para cada una de las categorías de gasto¹³.

Tabla 4 – Escalas de Equivalencia por Categoría de Gasto†.

Categoría de Gasto	Tipo de Integrante del Hogar			
	H0	H1	H2	H4
Alimentos y Bebidas	0,7539*	0,7914*	0,9052*	0,9007*
Indumentaria y Calzado	1,2013*	2,0575*	0,8368*	0,9395*
Propiedades, Combustibles, Agua y Electricidad	0,8563*	0,9336*	0,9009*	0,9175*
Equipamiento y Mantenimiento del Hogar	0,7155*	3,4583*	0,0543*	1,9424
Salud	2,1022*	1,1954	1,6003*	0,6838*
Transporte y Comunicaciones	0,6514	0,8007*	0,5056	0,8661
Esparcimiento	0,3474*	0,8949*	0,708*	0,3617*
Enseñanza	0,4453*	0,0922*	3,9938*	3,5323*
Bienes y Servicios Varios	4,901*	2,3054	1,0704	3,6126*

† La categoría H3 es la categoría base y por lo tanto se encuentra normalizada a 1.









* Indican aquellas escalas para las que los parámetros empleados en su cálculo resultaron significativos al 5%.

Dada la forma en que se introducen las escalas en el sistema de demanda, una escala mayor que uno aumenta el número m de adultos equivalentes que se consideran en el hogar para cada categoría de bienes y por lo tanto, la cantidad de ingresos que requeriría ese hogar para destinar al gasto en ese bien y alcanzar el mismo nivel de bienestar de referencia. En tal sentido los bienes son más o menos costosos para las familias dependiendo de la escala que les corresponde en función de su composición. Otra

¹³ No se calcularon, tal como hubiera sido deseable, los errores estándares de estas escalas, debido a la dificultad que implica la implementación del método delta aplicado al sistema estimado.

interpretación más intuitiva dada la forma en que se presentan las escalas por categoría de miembros (teniendo en cuenta que no se observa de manera directa el número de adultos equivalentes en cada hogar), es que aquellos integrantes con escalas mayores que uno para alguno de los bienes definidos aumentan los gastos necesarios en dicho bien, más que proporcionalmente, para alcanzar una situación de equivalencia en bienestar.

De la observación de la Tabla 4 surge para cada tipo de integrante cuáles son los bienes que se encarecen en términos relativos (escalas mayores que 1) y aquéllos en los cuales se “ahorraría” relativamente (escalas más bajas) en el presupuesto de los hogares que los incluyan. El resultado se resume en un esquema que facilita la comparación, indicando con flechas ascendentes el primer tipo de bienes y con flechas descendentes el último, los tipos de gasto se encuentran en orden descendente de acuerdo a la magnitud de las escalas.

Niños menores de 3 años	Niños entre 3 y 10 años	Adolescentes	Mujeres (18 a 60 años)
 <p>Bienes y servicios diversos Salud Indumentaria</p>	 <p>Equipamiento del hogar Indumentaria</p>	 <p>Enseñanza Salud</p>	 <p>Enseñanza Bienes y servicios diversos</p>
 <p>Esparcimiento Enseñanza Transporte y Comunicaciones</p>	 <p>Enseñanza</p>	 <p>Equipamiento del hogar Transporte y Comunicaciones</p>	 <p>Esparcimiento Salud</p>

Como posibles explicaciones intuitivas podría pensarse que los hijos pequeños requieren más ropa, más servicios especiales (guardería) y menos gastos de educación (predominio de enseñanza pública), mientras que los mayores sí demandan en términos relativos más educación privada, más clases de inglés o apoyo escolar. Los mayores gastos de salud de los menores de 3 son razonables debido a la frecuencia mayor con que contraen ciertas enfermedades comunes y en los adolescentes podría estar asociado por ejemplo a la práctica de deportes que suponen lesiones. Que el gasto en equipamiento aumente en el rango intermedio de niños también es razonable, ya que a medida que crecen necesitan espacio propio con equipamiento.

Las mujeres adultas requerirían relativamente más que los varones continuar con su educación (universidad, terciario) y tomarían cursos específicos destinados a otro tipo de aprendizajes y tendrían mayores necesidades de servicios “de consumo privado” (peluquería, depilación, gimnasia). Una cuestión para destacar son los requerimientos de salud relativamente menores y daría lugar a pensar que utilizan proporcionalmente más servicios gratuitos.

En la dirección del segundo de los interrogantes planteados en esta investigación, la variación de las escalas entre los distintos bienes reforzaría la idea acerca de la insuficiencia de las escalas establecidas en base a requerimientos nutricionales para captar equivalencia en ciertos gastos específicos. Asimismo, brinda evidencia para tener en cuenta este aspecto en la evaluación de políticas sociales focalizadas en salud y educación.

Para poder efectuar alguna comparación entre las escalas INDEC y las estimadas por este modelo se construye una escala única aplicable sobre el gasto total a partir de las obtenidas para los distintos bienes. Para ello, se ponderan las escalas de Barten con la participación presupuestaria de cada gasto (*share*) que indica la estructura de gasto correspondiente a

H3, el adulto varón de referencia (Tabla 5)¹⁴. Esta decisión refleja un procedimiento similar al que se utiliza para construir líneas de pobreza cuando la canasta básica de consumo de un adulto se multiplica por el valor adulto equivalente correspondiente a cada miembro.

Tabla 5 – Estructura de gasto para H3.

Categoría de Gasto	Escala para H3 (%)
Alimentos y Bebidas	36,8
Indumentaria y Calzado	9,8
Propiedades, Combustibles, Agua y Electricidad	19,84
Equipamiento y Mantenimiento del Hogar	5,03
Salud	2,22
Transporte y Comunicaciones	11,73
Esparcimiento	7,17
Enseñanza	1,43
Bienes y Servicios Varios	5,98

En la Tabla 6 se presentan las escalas únicas estimadas a partir de las escalas de Barten y las escalas INDEC que surgen de calcular el número de adultos equivalentes que corresponde a cada categoría de integrante definida. Puede observarse que las escalas estimadas resultan muy similares en el caso de los adolescentes, pero difieren significativamente para los niños menores de 10 años y las mujeres entre 18 y 60 años.

Las implicancias de estas diferencias son que si se emplearan las escalas propuestas, aumentaría el número de adultos equivalentes de los hogares compuestos por mujeres y niños y, consecuentemente éstos experimentarían un empobrecimiento relativo. En la distribución del ingresos del país, los hogares serían definidos tanto más vulnerables en ingresos cuanto mayor el número de niños y mujeres que lo componen.

Tabla 6 – Escalas de INDEC y de Barten promedio por tipo de integrante.

Tipo de Integrante del Hogar	Escalas Normativas INDEC*	Escalas de Barten Estimadas
H0	0,4472	1,0485
H1	0,6617	1,1758
H2	0,8342	0,8633
H3	1	1
H4	0,7251	1,1125

Fuente: elaboración propia con datos de la ENGH 2004/5.

* Medida construida como un promedio de las escalas normativas publicadas por el INDEC, ponderadas por la participación de cada tipo de integrante (según su clasificación por edad y sexo). H3 incluye la categoría base del INDEC (hombre entre 18 y 30 años) y los hombres entre 30 y 60 años, con lo que se normalizaron las medidas para que esta categoría tome el valor uno.

Otro análisis posible parte de comparar las escalas INDEC con las estimadas en cada categoría de gasto para observar en cuáles de ellas la diferencia sería menor. Esto

¹⁴ En la Tabla A.3 del anexo se presenta la estructura de gasto correspondiente a cada uno de los integrantes tal como surgiría de aplicar estas escalas únicas a la estructura de gastos del adulto de referencia.

permitiría identificar los bienes en los cuales el empleo del valor adulto equivalente INDEC introdujera menores distorsiones. Se observa que en ningún caso las escalas son similares y, adicionalmente tampoco se ordenan de forma similar. Esto último equivale a decir que los adolescentes requieren proporcionalmente más gasto que las mujeres y éstas proporcionalmente más que los niños mayores de tres años, lo mismo que los niños mayores respecto de los menores. Estos resultados refuerzan lo ya comentado en párrafos precedentes acerca de considerar la conveniencia de emplear las mismas escalas a todo tipo de bienes. Su empleo para la evaluación de políticas focalizadas potencialmente sesgaría las conclusiones.

Un último comentario, pero no por ello menos importante, surge del hecho que aún sin la inclusión en las estimaciones de un parámetro que estime economías de escala en el gasto de los hogares puede decirse algo acerca de ellas. El ajuste de este modelo a los datos observados del comportamiento de las familias en el período 2004/05, proporciona escalas relativamente muy altas tal que si se construyera un tipo de hogar, por ejemplo uno nuclear con dos hijos en las categorías H1 y H2, su número de adultos equivalentes estimado sería 4,15 aún mayor que el número de sus integrantes¹⁵. Al mismo tiempo las escalas INDEC hubieran indicado un valor de 3,21 para la misma familia. Este resultado iría en la misma dirección que las conclusiones del trabajo de Berges (2011) que estimaba una reducción de las economías de escala en el consumo en el período 2004/05 y una pérdida de bienestar para los hogares cuyos ingresos fueran menores que los requeridos para obtener una situación de equivalencia.

Conclusiones y algunas recomendaciones de política

En esta investigación se ha estimado un sistema QES de demandas para todos los bienes y servicios definidos por los nueve rubros principales en los se divide el presupuesto familiar según la clasificación de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares del país. En su estimación se han implementado las correcciones recomendadas para los trabajos aplicados que emplean microdatos de consumo obtenidos con este tipo de encuestas. Se ha corregido la censura que implica la falta de información de algunos hogares que no registran gastos para alguna de las categorías de bienes, se han estimado pseudo precios o valores unitarios (Lewbel, 1989b) ante la falta de un relevamiento de precios coincidente con el período de la encuesta y la dificultad de definir precios implícitos debido a la heterogenidad de bienes que incluyen categorías tan agregadas. Finalmente, se ha instrumentado la variable gasto total para corregir la endogeneidad que introduce su empleo en un sistema completo.

Las estimaciones se efectuaron para el período comprendido entre los últimos trimestres de los años 2004 y 2005 en base a la información de los hogares del país integrados por miembros menores de 60 años. Se incorporaron efectos demográficos en la forma de escalas de Barten para obtener escalas de equivalencia que permitan las comparaciones de bienestar entre hogares con distinta composición demográfica.

Los resultados de la estimación de estas escalas de equivalencia brindan respuesta a los interrogantes planteados en esta investigación y a partir de ellas pueden derivarse algunas recomendaciones de política económica. Respecto de cuanto difieren estas escalas de las actualmente utilizadas en las mediciones que efectúa el INDEC para estimar la pobreza relativa de los hogares, es posible obtener dos conclusiones importantes dado que tienen impacto sobre el nivel de bienestar estimado. La primera es que las escalas de Barten obtenidas resultan sustantivamente mayores que la proporción de un adulto equivalente que calcula el INDEC. Esto supone que el comportamiento observado de consumo de los hogares revela necesidades de consumo mayores que las consideradas en el cálculo de

¹⁵ Si se verificaran economías de escala importantes en el consumo, las escalas de Barten serían más bajas. La no inclusión de un parámetro que estime las economías de escala subestimaría la proporción que el modelo ajusta para cada categoría de miembros en los hogares de más un miembro.

adultos equivalentes que se realiza institucionalmente. En particular los hogares entre cuyos integrantes se encontraran niños menores de 10 años y mujeres entre 18 y 60 años aparecerían como “relativamente” más ricos en la distribución de ingresos del país de lo que supone su presupuesto de gastos. La segunda es que las escalas de estos miembros son mayores que 1 considerando el valor 1 de referencia para un integrante varón entre 18 y 60 años. Esto supone que de acuerdo a la composición del hogar, su escala o el número estimado de adultos equivalentes que le correspondería, podría potencialmente ser mayor al número de integrantes que posee. Y, aunque este resultado parezca contra intuitivo refuerza otros similares obtenidos en una investigación previa (Berges, 2011) para el mismo período pero con referencia sólo a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, que daba cuenta de la reducción de las economías de escala en el consumo de los hogares.

A partir de esto se evidencia la necesidad de revisar las escalas utilizadas en las mediciones institucionales de bienestar y se refuerza la idea de grupos vulnerables asociada a los niños y las mujeres. En relación con esto último, el modelo de Barten estimado proporciona escalas que son distintas para cada una de las demandas estimadas permitiendo de este modo calcular el monto de ingresos adicional que un hogar de ciertas características requeriría para obtener una situación de bienestar equivalente respecto del bien o servicio definido como de interés social. Esto último es un aspecto muy importante si se considera que las escalas para cada tipo de gasto difieren significativamente entre ellas y, por ende, de las escalas INDEC que son constantes para todos los gastos. Se recomienda evaluar convenientemente que tipo de escalas son las apropiadas para medir el impacto de bienestar de ciertas políticas sociales aplicadas para compensar situaciones de carencia de algunos bienes y servicios específicos destinadas a mejorar el bienestar de los hogares.

Finalmente, quedan pendientes aún algunas cuestiones que podrían ser investigadas con mayor profundidad. Entre ellas la posibilidad de estimar escalas para mayores de 60 años, otro de los grupos definidos como vulnerables en términos de ingresos; mejorar las estimaciones, sobre todo de los precios que son una de las variables importantes con impacto en los resultados; indagar diferencias al interior de las regiones del país más allá de lo que implica la inclusión de una dummy en el sistema de demandas; y replicar este modelo con los datos de la ENGH 1996/7 y, de estar disponible la última 2013 realizada por el INDEC.

Anexo. Parámetros Estimados del Sistema QES

Tabla A.1 – Parámetros del Sistema QES. ENGH 2004/5.

Parámetro	Alimentos y Bebidas		Indumentaria y Calzado		Propiedades, Combustibles, Agua y Electricidad		Equipamiento y Mantenimiento del Hogar		Salud	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Región 2	45,4993***	6,1480	24,4809***	5,6471	8,2715	5,8689	23,5034***	4,8530	-6,0501	7,6213
Región 3	63,4045***	8,1048	40,5228***	7,0915	-23,0239***	8,8122	37,1641***	7,0598	-2,7481	12,1158
Región 4	66,489***	10,1279	19,463*	10,1911	-3,013	12,1628	43,4228***	7,9844	-15,8324	19,0824
Región 5	39,2932***	8,7641	32,7081***	8,6452	18,6631**	8,1861	20,023***	6,6924	-19,1922	11,7580
Región 6	20,4849**	8,2673	84,7991***	5,7330	51,5603***	5,8505	38,7596***	5,6726	-53,7702***	11,4632
Quintil 2	10,8533	9,5710	14,6378*	8,8403	89,6077***	7,6196	-18,013**	7,1635	-1,7528	14,2137
Quintil 3	3,4539	11,0329	23,8226***	7,6558	105,6727***	7,6869	-21,0562***	6,2950	-13,1851	13,2967
Quintil 4	-24,2252*	12,9075	39,7572***	7,2442	102,1734***	8,2541	-17,9415	5,5162	-9,405	11,9407
Quintil 5	-80,8075***	17,5517	55,5637***	8,6248	126,9635***	10,6644	1,7069	6,9849	-14,1044	14,9896
<i>a</i>	0,2042***	0,0033	0,0848***	0,0024	0,1533***	0,0033	0,0970***	0,0018	0,122***	0,0029
<i>b</i>	0,1458***	0,0239	-1,7224***	0,3353	-0,45***	0,0514	-0,2671***	0,0639	-0,4354***	0,0972
<i>c</i>	-0,0001***	0,0000	0,0141***	0,0016	-0,0003***	0,0001	0,0022***	0,0003	-0,0005***	0,0002
H0	0,1036***	0,0356	-0,9730***	0,2707	0,097**	0,0412	-1,032***	0,2082	0,455***	0,1329
H1	0,1521***	0,0272	-0,4349***	0,1554	0,1833***	0,0289	0,5436***	0,0869	-0,1095	0,0811
H2	0,2865***	0,0280	-1,3346***	0,1268	0,1477***	0,0272	-3,6108***	0,3900	0,1822**	0,0817
H3	0,3861***	0,0316	-1,1564***	0,1361	0,2520***	0,0295	-0,6972***	0,1062	-0,288**	0,1129
H4	0,2815***	0,0298	-1,2188***	0,0956	0,1659***	0,0305	-0,0332	0,1203	-0,668***	0,2154
<i>γ</i>	211,9132	142,4207	8,7914	16,6419	24,0315	111,2880	-85,3972***	21,7577	18,4561	17,3487

*** Parámetros significativos al 1%. ** Parámetros significativos al 5%. * Parámetros significativos al 10%.

Tabla A.1 – Parámetros del Sistema QES. ENGH 2004/5 (Continuación).

Parámetro	Transporte y Comunicaciones		Esparcimiento		Enseñanza		Bienes y Servicios Varios	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Región 2	-6,5177	12,3465	-28,9188***	5,7530	-37,2094***	8,3227	-8,4359**	3,6136
Región 3	-17,4845	20,3036	-34,5533***	9,0087	-22,881*	13,1899	-19,7837***	5,9273
Región 4	-6,8431	21,9214	-32,8003**	13,5904	-14,7527	18,8849	-26,8365***	8,2044
Región 5	11,2489	17,1819	-17,9731*	9,2660	-10,2125	12,4522	-5,962	4,8116
Región 6	-37,2448**	14,7603	-5,1204	6,0148	-18,9248**	9,4112	-11,1654***	3,8962
Quintil 2	0,9001	19,5003	-1,3879	10,5531	27,8961	17,2814	10,1527**	5,0715
Quintil 3	-7,4526	20,4167	6,2844	8,2760	18,2622	15,4550	13,1902***	4,5400
Quintil 4	7,1591	19,6351	13,3811*	7,3861	6,1459	13,3782	16,4166***	4,5979
Quintil 5	-6,1821	28,2765	35,9862***	9,3271	15,7419	13,0007	21,2568***	5,8693
<i>a</i>	0,095***	0,0041	0,1076***	0,0024	0,0860***	0,0021	0,0503***	0,0017
<i>b</i>	-0,0491	0,0477	-0,4982***	0,1013	8E-07	0,0000	0,0474**	0,0236
<i>c</i>	0,0043***	0,0001	0,0086***	0,0003	-4E-10	0,0000	0,0007***	0,0001
H0	-0,2311*	0,1225	-1,497***	0,3876	0,8623	0,5998	0,7698***	0,1173
H1	-0,0247	0,0704	-0,5508***	0,1256	-0,7121***	0,2271	0,0156	0,0736
H2	-0,4845***	0,0602	-0,7851***	0,0680	3,056***	0,4042	-0,7516***	0,0952
H3	0,1976***	0,0704	-0,4398***	0,0846	1,6712***	0,2458	-0,8196***	0,0953
H4	0,0538	0,0728	-1,4566***	0,0841	2,9332***	0,3351	0,4648***	0,0964
<i>γ</i>	-16,5459	82,2560	12,5593	19,3484	-7,4086	15,0921	57,9794***	16,1151

*** Parámetros significativos al 1%. ** Parámetros significativos al 5%. * Parámetros significativos al 10%.

Tabla A.2 – Hogares con Consumo Observado.

Categoría de Gasto	Región Geográfica*					
	R1	R2	R3	R4	R5	R6
Alimentos y Bebidas	3.715	4.119	2.817	1.566	1.399	2.072
Indumentaria y Calzado	3.165	3.181	2.123	1.162	1.131	1.646
Propiedades, Combustibles, Agua y Electricidad	3.685	4.105	2.797	1.562	1.388	2.086
Equipamiento y Mantenimiento del Hogar	3.540	3.579	2.287	1.326	1.256	1.750
Salud	2.507	2.417	1.332	687	883	991
Transporte y Comunicaciones	3.630	3.675	2.245	1.237	1.253	1.902
Esparcimiento	3.318	3.179	1.934	1.016	1.038	1.734
Enseñanza	1.941	1.649	1.005	495	589	775
Bienes y Servicios Varios	3.468	3.647	2.316	1.236	1.266	1.765

* Códigos de las regiones geográficas: Gran Buenos Aires (R1); Pampeana (R2); Noroeste (R3); Noreste (R4); Cuyo (R5); Patagónica (R6).

Tabla A.3 – Estructura del gasto por tipo de integrante.

Categoría de Gasto	Escala por Tipo de Integrante del Hogar (%)				
	H0	H1	H2	H3	H4
Alimentos y Bebidas	26,46	24,77	38,59	36,80	29,80
Indumentaria y Calzado	11,23	17,15	9,50	9,80	8,28
Propiedades, Combustibles, Agua y Electricidad	16,20	15,75	20,70	19,84	16,36
Equipamiento y Mantenimiento del Hogar	3,43	14,79	0,32	5,03	8,78
Salud	4,46	2,26	4,12	2,22	1,37
Transporte y Comunicaciones	7,29	7,99	6,87	11,73	9,13
Esparcimiento	2,37	5,45	5,88	7,17	2,33
Enseñanza	0,61	0,11	6,61	1,43	4,54
Bienes y Servicios Varios	27,95	11,72	7,41	5,98	19,42
Total	100	100	100	100	100

Bibliografía

- **Atella, V.; Menon, M.; 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. (2011).** “Estimación de Precios Implícitos a partir de la Información de Gasto Contenida en las Encuestas de Calidad de Vida DANE”. Tesis de Maestría en Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Ciencias Económicas, Bogotá.
- **Banks, J.; Blundell, R.; Lewbel, A. (1997).** “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, N° 4, pp. 527 - 539.
- **Barnes, R.; Gilligham, R. (1984).** “Demographic Effects in Demand Analysis: Estimation of the Quadratic Expenditure System Using Microdata”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, N° 4, pp. 591 - 601.
- **Barten, A. (1964).** “Family Composition, Prices and Expenditure Patterns”. En Hart, P. y Whitaker, G. “Econometric Analysis for National Economic Planning”, pp. 277-292. Butterworths, London.
- **Berges, M.; Casellas, K. (2002).** “A Demand System Analysis of Food for Poor and non-Poor Households. The Case of Argentina”. X EAAE Congress “Exploring Diversity in the European Agri-Food System”, Zaragoza (España).
- **Berges, M. (2011).** “Escalas de Equivalencia en el Consumo para Argentina”. Tesis doctoral. Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de La Plata.
- **Blundell, R.; Pashardes, P; Weber, G. (1993).** “What do we Learn about Consumer Demand Pattern from Micro Data?”. *American Economic Review*, Vol. 86, N° 6, pp. 570 - 597.
- **Coelho, A. (2006).** “A Demanda de Alimentos no Brasil, 2002/2003”. Tese Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, 233p.
- **Davidson, R; MacKinnon, J. (1993).** “Estimation and Inference in Econometrics”. Russell, New York, Oxford University Press.
- **Deaton, A.; Muellbauer, J. (1980).** “Economics and Consumer Behavior”. Cambridge University Press, Cambridge.
- **Heckman, J. (1979).** “Sample Selection Bias as a Specification Error”. *Econometrica*. Vol. 47, N° 1, pp. 153 - 162.
- **Howe, H.; Pollak, A.; Wales, T. (1979).** “Theory and Time Series Estimation of the Quadratic Expenditure System”. *Econometrica*, Vol. 47, N° 5, pp. 1231 - 1247.
- **Lewbel, A. (1989a).** “Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons”. *Journal of Public Economics*, Vol. 39, N° 3, pp. 377 - 391.
- **Lewbel, A. (1989b).** “Identification and Estimation of Equivalence Scales under Weak Separability”. *Review of Economic Studies*, Vol. 56, N° 2, pp. 311 - 316.
- **Lewbel, A. (1991).** “The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation”. *Econometrica*. Vol. 59, N° 3, pp. 711 - 730.
- **Pollak, A.; Wales, T. (1978).** “Estimation of Complete Demand System from Household Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure System”. *American Economic Review*, Vol. 68, N° 3, pp. 348 - 359.

- **Pollak, A.; Wales, T. (1981).** “Demographic Variables in Demand Analysis”. *Econometrica*, Vol. 49, N° 6, pp. 1533 - 1551.
- **Pudney (1989).** “Modeling Individual Choices: The Econometrics of Corners, Kins and Holes”. Cambridge, UK: Blackwell Publishers.
- **Shonkwiler, J.; Yen, S. (1999).** “Two-Step Estimation of a Censored System of Equations”. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81, N° 4, pp. 972 - 982.
- **Wales, T.; Woodland, A. (1980).** “Sample Selectivity and the Estimation of Labor Supply Functions”. *International Economic Review*, Vol. 21, N° 2, pp. 437 - 468.
- **Yen, S.; Kan, K.; Su, S. (2002).** “Household Demand for Fats and Oils: Two-Step Estimation of a Censored Demand System”. *Applied Economics*, Vol. 34, N° 14, pp. 1799 - 1806.
- **Yen, S. (2004).** “A Multivariate Sample-Selection Model: Estimating Cigarette and Alcohol Demands with Zero Observation”. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 87, N° 2, pp. 453 - 466.
- **Yen, S.; Biing-Hwan, L. (2005).** “A Sample Selection Approach to Censored Demand Systems”. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 88, N° 3, pp. 742 - 749.

ERROR: syntaxerror
OFFENDING COMMAND: --nostringval--

STACK:

/Title
()
/Subject
(D:20130902021151-03'00')
/ModDate
()
/Keywords
(PDFCreator Version 0.9.5)
/Creator
(D:20130902021151-03'00')
/CreationDate
(DELL-GONZO)
/Author
-mark-