



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

ESTIMACIÓN DE ESCALAS DE EQUIVALENCIA  
ASOCIADAS A UN MÍNIMO NIVEL DE  
BIENESTAR

**Echeverría Lucía**  
**Berges Miriam**

## **Estimación de escalas de equivalencia asociadas a un mínimo nivel de bienestar**

Lucía Echeverría y Berges, Miriam

Universidad Nacional de Mar del Plata

[echeverrialucia@hotmail.com](mailto:echeverrialucia@hotmail.com)    [mberges@mdp.edu.ar](mailto:mberges@mdp.edu.ar)

### **Resumen**

El objetivo del trabajo consiste en estimar escalas de equivalencia asociadas a un nivel de subsistencia para los tipos de hogares más representativos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. Para ello, se estima un sistema completo de demanda cuadrático (QES) empleando los datos de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares correspondiente al período 2004/2005.

Adicionalmente, se comparan las escalas obtenidas empíricamente a partir del comportamiento observado de los hogares con aquellas institucionalmente empleadas en Argentina. Se discute acerca la existencia de economías de escala en el consumo y su variación en función del tipo de gastos que se considere.

### **Abstract**

The objective of this work is to estimate minimum welfare equivalence scales across different types of households from Buenos Aires city. We estimate a quadratic expenditure system (QES) using the National Household Expenditure Survey database (2004/2005).

Furthermore, we compare the scales based and derived from empirical analysis of household budget data to those institutional scales employed in Argentina. Results allow a discussion about the existence of household economies of scales in consumption and how they differ according to the type of goods.

**JEL Code: C5- D1**

## **Estimación de escalas de equivalencia asociadas a un mínimo nivel de bienestar**

### **I. Introducción**

En nuestro país, las escalas de equivalencia actualmente empleadas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) para establecer indicadores de bienestar de los hogares, tales como la línea de pobreza e indigencia, son denominadas escalas de expertos. Las mismas se basan en las estimaciones de requerimientos calóricos y nutricionales, que cada individuo necesita de acuerdo a su edad y género, para calcular el valor de la canasta básica de bienes correspondiente a cada hogar de acuerdo a su composición. Estas escalas de expertos, de carácter más normativo que real, resultan razonables para estimar los gastos en alimentos que necesitan las familias pero no igualmente justificables para estimar el total de otros gastos necesarios. Adicionalmente, ignoran por construcción la presencia de economías de escala en el consumo de los hogares y al utilizarlas se supone un conjunto de bienes que los hogares podrían o no consumir, no reflejando necesariamente el comportamiento efectivo de los mismos (Nelson, 1993). Es por ello que desde la teoría económica se ha planteado otro tipo de escalas, basadas en los patrones de consumo revelados por las familias a través de sus gastos. Estas escalas se obtienen a partir de estimaciones realizadas con los datos reales de lo que efectivamente gastan los hogares en función de su composición demográfica (Deaton y Muellbauer, 1980).

Por otra parte, las escalas empleadas institucionalmente en nuestro país se han mantenido constantes a través del tiempo, lo cual implica que no captan posibles modificaciones en las preferencias y hábitos de consumo de los hogares como respuesta a cambios en el contexto macroeconómico. Alternativamente, las escalas basadas en la teoría del consumo permiten estimar equivalencias efectivas dado que reflejan las elecciones de gasto de los hogares restringidas por su nivel de ingreso y los precios que enfrentan (Berges, 2011). Sin embargo, en torno a la estimación de las escalas de equivalencia deben abordarse un conjunto de cuestiones. Por un lado, se requiere modelar un sistema de demanda para los distintos grupos agregados de bienes que consumen las familias, utilizando la información de encuestas de gasto de los hogares. Por otro lado, se debe considerar la forma en que se incluyen las variables socio-demográficas en las ecuaciones del sistema, dado que los resultados difieren aún empleando un mismo modelo de demanda (Pollak y Wales, 1981).

La elección de la forma funcional en un trabajo empírico depende tanto de los objetivos de la investigación, del enfoque teórico que se utilice como de las características y propiedades de los datos a emplear (Schulte, 2007). En este sentido, los modelos de demanda deben satisfacer el conjunto de propiedades (aditividad, homogeneidad en precios e ingreso, simetría y negatividad) derivado de la teoría del consumo y del proceso de maximización de utilidad, para ser considerados modelos teóricamente plausibles (Barten, 1993). La estimación de los sistemas de demanda así como de las escalas de equivalencia se realiza a nivel de los hogares -debido principalmente a la información disponible para su estimación- y, por ello, los resultados mejoran con la incorporación de ciertas variables que describan su estructura, tamaño y composición (Blow, 2003). En la literatura existen numerosos trabajos empíricos (Pollak y Wales, 1981; Barnes y Gillingham, 1984; Kohn y Missong, 2002; Blow, 2003) que concluyen que las características demográficas de los hogares impactan en sus preferencias, condicionando sus elecciones de consumo.

Adicionalmente, para la estimación se requiere información de los precios de los bienes considerados, dado que constituyen otra variable explicativa del sistema. Es posible emplear precios implícitos -obtenidos a partir del cociente entre los gastos totales en cada rubro y las cantidades consumidas- o índices de precios a nivel agregado, que constituyen fuentes exógenas de información.

En este marco, a partir de la estimación de un sistema completo de demanda es posible explicar de modo simultáneo la demanda por parte de los hogares de un conjunto diverso de bienes y servicios, a partir de los precios que enfrentan, de sus ingresos y de variables que capturan su composición demográfica. Más específicamente, el comportamiento de aquellos hogares con igual perfil demográfico es captado por las mismas funciones de demanda (Pollak y Wales, 1981). Por último, se destaca que la complejidad de este tipo de estimaciones radica en que es necesario emplear alguno de los supuestos aceptados teóricamente y justificar plausiblemente su cumplimiento para identificar las escalas a partir de los datos de demanda.

La relevancia del estudio y cálculo de las escalas de equivalencia se centra en que las mismas se emplean en las mediciones y comparaciones de los niveles de bienestar entre distintos tipos de hogares. Estas comparaciones, a su vez, resultan necesarias para evaluar tanto el diseño como los efectos de las políticas económicas y sociales desarrolladas por los gobiernos -que tienen el objetivo último de incrementar los niveles de bienestar de la población (Berges, 2011). Asimismo, las investigaciones sobre las escalas poseen un gran potencial para discutir y evaluar los indicadores de bienestar más frecuentemente empleados en nuestro país así como los programas de transferencia monetarios destinados, frecuentemente, a las familias relativamente más vulnerables.

En la literatura internacional existen numerosos trabajos, tanto teóricos como empíricos, que han abordado el estudio de las escalas de equivalencia. Sin embargo, en Argentina su tratamiento ha sido relativamente escaso; no se encuentran antecedentes empíricos de estimación de escalas de equivalencia en el consumo aplicados a nuestro país hasta los trabajos de Berges (2010, 2011), quién calcula escalas IB o estimadas bajo el supuesto de independencia del nivel de ingreso base de referencia (Blackorby y Donaldson, 1988 y Lewbel, 1989). Las escalas obtenidas a nivel país para el período 1996-97 presentan evidencia de importantes economías de escala en el consumo de los hogares a medida que aumenta el número de integrantes. Sin embargo, como resultado de las comparaciones para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires en dos períodos distintos, 1996/97 y 2004/05, se obtiene un aumento en el valor de las escalas correspondientes al último período. Las mayores escalas de equivalencia entre hogares para el 2004/05 se explican por una disminución de las economías de escala en el consumo y el aumento en la fracción que representan los gastos de un niño respecto de los de un adulto.

El supuesto clave en estas estimaciones, las escalas son IB, es discutido en la literatura y se verifica generalmente para un número limitado de hogares (los de composición relativamente más homogénea). En el trabajo mencionado para nuestro país, no se rechaza la hipótesis de invarianza de la forma de las curvas de Engel, base de las escalas IB, para el período 1996/97 pero no sucede lo mismo con las estimaciones del último período. A partir de este resultado, pueden plantearse dos cuestiones que motivan esta nueva investigación con la información de consumo 2004/05. Por un lado, la dificultad para sostener que la incorporación de un miembro adicional implica exactamente la misma escala o equivalencia en familias de bajos ingresos que en familias relativamente más ricas y, por el otro, que el comportamiento de consumo ha cambiado de forma no homogénea entre familias con distinta composición.

Para indagar en la primera de las cuestiones planteadas, se propone estimar escalas asociadas a un mínimo nivel de bienestar o de subsistencia para distintos tipos de hogares, de modo de focalizar la investigación en los hogares relativamente más pobres de la distribución. Como respuesta a la segunda cuestión, se propone estimar un sistema de demanda que incluya las principales categorías de bienes agregados o rubros de gasto en el presupuesto de distintos tipos de familias.

En este trabajo, las escalas de equivalencia son estimadas a partir de comparar los gastos a nivel de subsistencia correspondientes a distintos tipos de hogares en cada grupo de bienes y servicios considerados, con los del hogar definido como referencia (valor 1 de la escala). Para ello, se estima un sistema cuadrático de gasto (QES) con datos de corte transversal (ENGH 2004/05) para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA). El enfoque utilizado en la presente investigación sigue el criterio propuesto por Kohn y Missong (2002), quienes calcularon dichas escalas para Alemania.

Como hipótesis del trabajo se plantean, en primer lugar, que el comportamiento efectivo de consumo, a nivel de subsistencia, de los hogares de mayor tamaño indica la presencia de economías de escala en el consumo. En segundo lugar, que las escalas de equivalencia para el gasto total estimadas serán menores que las actualmente utilizadas por el INDEC en la construcción de las medidas de bienestar y, tanto menores cuanto mayor el tamaño del hogar considerado. En último término, que las escalas aplicables para establecer equivalencias en el consumo de alimentos no necesariamente indicarían situaciones equivalentes en el consumo de cada uno de los bienes que componen la canasta familiar.

De la discusión de los resultados en torno a estas hipótesis surgen aportes interesantes que permiten; analizar los hábitos y patrones de consumo de los hogares con diferente composición, evaluar las diferencias entre las escalas INDEC y las estimadas empíricamente y efectuar comparaciones respecto de las escalas implícitas en los programas de transferencias otorgados por el Estado -considerando que las escalas estimadas se derivan de gastos a nivel de subsistencia-.

En la siguiente sección se analiza el problema de identificación de las escalas que surge como consecuencia del empleo de los datos efectivos de gasto y se describe el criterio empleado para superar tal restricción. Luego, se revisan las características asociadas al sistema cuadrático de demanda seleccionado así como la metodología empleada para corregir el sesgo de selectividad presente y para la incorporación de las variables demográficas. En la cuarta sección se presentan algunas características descriptivas de los datos, tanto de los tipos de hogares construidos como de sus gastos. Luego se reportan las escalas de equivalencia estimadas y se comparan las mismas con aquellas empleadas por el INDEC. Finalmente, se presentan las conclusiones que surgen de esta aplicación empírica.

## **II. Identificación de las escalas y mínimo nivel de bienestar**

La estimación de las escalas de equivalencia está sustentada en la teoría microeconómica, por lo que la utilidad de los hogares refiere al nivel de bienestar, asimilándolo al nivel de vida que éstos alcanzan a partir de su comportamiento de gasto – por lo que se considera el bienestar en su sentido material. En la literatura se destacan algunas controversias teóricas asociadas a la identificación de las escalas debido a la

construcción de la definición del bienestar<sup>1</sup>, por un lado, y al carácter ordinal de la función de utilidad, por el otro.

La primera de las cuestiones refiere al análisis del bienestar a nivel de los hogares y al supuesto de que todos los miembros de un hogar comparten el mismo nivel de utilidad, tal que no se consideran los efectos de la distribución de recursos dentro del mismo. La estimación de las escalas de equivalencia está relacionada con la información que proviene de encuestas cuya unidad de observación es el hogar, más allá que pueda disponerse de datos de consumo individual de sus miembros. Por otro lado, las escalas se emplean principalmente en la construcción de la línea de pobreza e indigencia y en programas sociales de transferencias, los cuales giran en torno al bienestar de los hogares<sup>2</sup>. Otro aspecto relevante refiere a la inclusión o no de los aspectos subjetivos que influyen en el bienestar de los hogares y la posibilidad o no de estimar escalas no condicionales. Si bien el concepto de bienestar abarca aspectos subjetivos, éstos resultan no observables ni comparables por lo que, en general, se estiman escalas condicionales. Es decir, aquellas escalas que consideran que la composición del hogar es exógena, por lo que no incorporan los beneficios que los hogares podrían derivar de la elección de la misma.

En cuanto a la segunda cuestión, el cálculo de las escalas de equivalencia requiere la estimación de la utilidad y ésta no puede ser observada de modo directo. Por lo tanto, es inferida y modelada a partir de los datos de gasto revelados de las familias. Sin embargo, tales observaciones no refieren necesariamente a un único nivel de utilidad, sino a un mapa de indiferencia del hogar. A partir de los datos de consumo se identifican, entonces, un conjunto de curvas de indiferencia para cada tipo de hogar que es posible ordenar, pero no asociar a cada una de ellas un único nivel de utilidad. Por ello, tal como indica Schulte (2007), no es posible determinar si una curva de indiferencia  $\alpha$  de un tipo de hogar con características demográficas  $z^1$  reporta el mismo nivel de utilidad que una curva de indiferencia  $\beta$  de un hogar de perfil  $z^2$ .

A partir de esto último, la identificación de las escalas a partir de los datos de demanda requiere disponer de información adicional para su estimación o bien establecer supuestos -no siempre testeables- que permitan la comparación de utilidades. Es decir, que es necesario determinar algún criterio a través del cual se pueda definir que los hogares obtienen un mismo nivel de bienestar (Berges, 2011).

En el marco de la presente investigación, se sigue el criterio sugerido por Kohn y Missong (2002) para superar tal problema de identificación, que consiste en asumir la existencia de un único nivel mínimo de bienestar relevante para todos los tipos de hogares considerados. Siguiendo el argumento de los autores, si se asume que la función de utilidad  $u = U(x, z)$  es transformada por una función  $g = G(U(x, z), z)$ , estrictamente creciente en su primer argumento, la maximización de  $U(\cdot)$  y  $G(\cdot)$ , con respecto a las cantidades  $x$ , genera funciones de demanda idénticas. Sin embargo,  $U(\cdot)$  y  $G(\cdot)$  probablemente impliquen distintos niveles de utilidad y, por lo tanto, diferentes escalas de

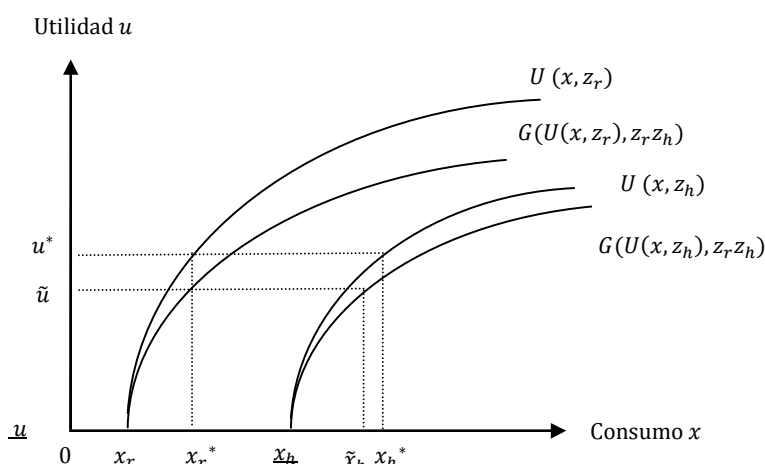
---

<sup>1</sup> Ver Nelson (1993) para un análisis de la trayectoria histórica de las distintas formas en que el bienestar de los hogares ha sido abordado en la literatura de las escalas de equivalencia.

<sup>2</sup> Con respecto a esta crítica, Browning, Chiappori y Lewbel (2006) proponen las *escalas de indiferencia*, como una alternativa de las escalas de equivalencia. Estas se construyen a partir de la comparación de los niveles de bienestar de un mismo individuo considerado en dos situaciones distintas. Es decir, que se calcula el ingreso necesario para que una persona que vive sola alcance la misma curva de indiferencia que aquella que alcanzaría como miembro de un hogar. En este caso, la identificación es posible dado que se focaliza en la utilidad del individuo y no así en la del hogar.

equivalencia. Adicionalmente, si se consideran dos hogares con características demográficas  $z_r$  y  $z_h$ , respectivamente (gráfico N° 1),  $x_r^*$  y  $x_h^*$  constituyen cantidades del bien equivalentes en términos de bienestar<sup>3</sup>, dado que permiten alcanzar el mismo nivel de utilidad  $u^*$ . Por lo tanto, la relación  $x_h^* / x_r^*$  representa la escala de equivalencia entre los hogares. Sin embargo, al emplear la transformación  $G(\cdot)$ ,  $x_r^*$  y  $\tilde{x}_h$ , reportan el mismo nivel de utilidad,  $\tilde{u}$ , para ambos hogares. Por lo que se observa que la escala de equivalencia ha cambiado, aunque el comportamiento de los hogares no se ha modificado. Se concluye, entonces, que en general las cantidades demandadas observadas no resultan suficientes para la identificación de una única escala de equivalencia que permita establecer comparaciones de bienestar entre distintos hogares.

**Gráfico N° 1 - Mínimo nivel de bienestar**



Fuente: Kohn y Missong, 2002, p.138

Tal como se observa en el gráfico precedente, es posible asumir la existencia de un nivel de utilidad único y mínimo,  $\underline{u}$ , que requiere el consumo de las cantidades de subsistencia  $\underline{x}_r$  y  $\underline{x}_h$ , respectivamente. Por lo tanto, la relación  $\underline{x}_h / \underline{x}_r$  constituye la escala de equivalencia única asociada al (mismo) nivel mínimo de bienestar de los hogares. De este modo se supera el problema de la identificación. Sin embargo, cualquier relación de equivalencia que refiera a niveles de utilidad superiores a  $\underline{u}$ , no es susceptible de ser identificada (Kohn y Missong, 2002). El criterio propuesto por los autores permite estimar escalas asociadas a un nivel de subsistencia, de modo tal que se focaliza en los hogares relativamente más pobres de la distribución. Se destaca, entonces, que el empleo de tales escalas se encuentra limitado a los hogares de bajos ingresos, lo cual resulta de especial utilidad para el diseño de los programas de sociales de transferencias monetarias. Adicionalmente, no resulta posible garantizar que la misma escala permanezca al considerar hogares con mayores ingresos. En este sentido, Kohn y Missong (2002) sostienen que las escalas estimadas mediante esta metodología son decrecientes al considerar niveles de ingreso relativamente más altos.

Por último, se advierte que asumir la existencia de un mínimo nivel de bienestar relevante para todos los tipos de hogares, constituye un juicio normativo que, como tal, no es posible testarlo estadísticamente. Sin embargo, en el diseño y evaluación de las políticas sociales e indicadores de bienestar se requiere, frecuentemente, establecer supuestos

<sup>3</sup> A modo de ejemplo, y sin pérdida de generalidad, se considera sólo el consumo de un bien.

acerca de los niveles de utilidad de los hogares y, como sostienen los autores, no es posible realizar mediciones y comparaciones de bienestar sin emplear algún juicio de valor. En este sentido, es posible concluir que las *“investigaciones empíricas se encuentran muy pronto con sus límites cuando se rehúsa aceptar cualquier premisa no verificada”* (Hansen, 1986 citado por Kohn y Missong, 2002).

### III. Estimación de un sistema completo cuadrático de demanda

A los efectos de obtener las escalas propuestas resulta necesario estimar un sistema que permita dividir la cantidad total demandada de un bien en dos partes; el nivel de subsistencia y el excedente demandado por sobre él. La primera refleja las necesidades básicas del hogar (Lewbel, 1997), es decir, el consumo asociado a un cierto nivel mínimo de bienestar, mientras que la segunda parte aumenta a medida que se incrementa el ingreso del hogar. Entre los sistemas de demanda que contemplan por separado el consumo de subsistencia de los hogares se encuentra el sistema lineal de gastos -LES- (estimado con datos de Argentina por Berges y Casellas, 2007) y el sistema cuadrático de gastos -QES-. En este trabajo se estima el segundo de ellos y su elección se debe a que el término cuadrático en el nivel de ingreso permite captar las no linealidades de la curva de Engel (Galvis Ciro, 2012). También constituye una representación más adecuada del comportamiento de gasto observado de los consumidores, al admitir que la participación de cada bien en el gasto total puede variar a medida que se modifica el ingreso del hogar (Schulte, 2007). Adicionalmente, la evidencia empírica (Lewbel, 1991; Banks, Blundell y Lewbel 1997) sugiere que la forma cuadrática es preferida a los modelos lineales para la mayoría de los bienes, dado que la participación presupuestaria no es constante. Más específicamente, la evidencia para Argentina (Pizzolitto, 2007) indica que la especificación no lineal de la curva de Engel deriva en mejores estimaciones y presenta un mejor ajuste de los datos.

El sistema QES se deriva de una función de utilidad indirecta que satisface las condiciones de la teoría, es decir que es homogénea de grado cero en precios e ingresos, continua en precios y no decreciente en ingreso. Formalmente, puede expresarse de la siguiente manera:

$$\psi(p, y) = -\frac{g(P)}{y - f(P)} - \frac{h(P)}{g(P)} \quad (1)$$

En (1)  $y$  corresponde al gasto total;  $P$  representa el vector de precios; y  $g(P)$ ,  $f(P)$  y  $h(P)$  son funciones homogéneas de grado uno en precios (linealmente homogéneas). A los efectos de estimar el sistema, deben especificarse las formas funcionales de  $g(P)$ ,  $f(P)$  y  $h(P)$  de la expresión (1). En este caso, se sigue una de las especificaciones propuestas y desarrolladas por Howe, Pollak y Wales (1979):

$$g(P) = \prod p_k^{a_k} \sum a_k = 1 \quad (2.a)$$

$$f(P) = \sum p_k b_k \quad (2.b)$$

$$h(P) = \sum p_k c_k \quad (2.c)$$

Por lo tanto, la función de utilidad indirecta queda redefinida de la siguiente forma:



$$\psi(p, y) = - \frac{\prod p_k^{a_k}}{y - \sum p_k b_k} - \frac{\sum p_k c_k}{\prod p_k^{a_k}} \quad (3)$$

A partir de las relaciones establecidas en la teoría, las demandas *marshallianas* pueden ser derivadas de la función de utilidad indirecta, de modo tal de obtener las funciones del modelo de demanda del QES que cumplen con las propiedades de aditividad, homogeneidad de grado cero en precios e ingresos y simetría de la matriz Slutsky. Las ecuaciones del sistema expresadas en forma de gasto (al multiplicar cada una de las ecuaciones de demanda generadas por  $p_i$ ), son las siguientes:

$$p_i x_i = p_i b_i + a_i \left( y - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right) + (p_i c_i - a_i \sum_{k=1}^n p_k c_k) \prod_{k=1}^n p_k^{-2a_k} \left( y - \sum_{k=1}^n p_k b_k \right)^2 \quad (4)$$

Donde  $k=1, \dots, n$  indica grupos agregados de bienes y servicios considerados; para cada bien  $i$  de esos  $n$  grupos;  $p$  es el precio,  $x$  la cantidad demanda,  $y$  es el nivel de ingreso total. Por otro lado,  $a$ ,  $b$  y  $c$ , constituyen los parámetros a estimar;  $b$  es la cantidad demandada de subsistencia de cada bien (mínimo nivel de consumo),  $a$  y  $c$  son los parámetros que corresponden al término lineal y al cuadrático, respectivamente, de la expresión correspondiente al ingreso. Si  $c=0$ , no existe término cuadrático y, por lo tanto, la ecuación es la del sistema LES. Por otro lado, la expresión  $(\sum_{k=1}^n p_k b_k)$  indica el gasto de subsistencia necesario en todos los rubros de bienes considerados para alcanzar el mínimo nivel de bienestar. Mientras que la expresión  $(y - \sum_{k=1}^n p_k b_k)$  representa el ingreso supernumerario, es decir, el monto de gasto del hogar por encima de su consumo de subsistencia.

La interpretación económica del parámetro  $b$  resulta igual en el sistema LES y en el QES. Sin embargo, los parámetros  $a$  y  $c$  carecen de interpretación económica directa<sup>4</sup>. Por otro lado, tampoco existe una interpretación económica para los niveles de ingreso menores al que se corresponde con el de subsistencia. Según Schulte (2007), esto genera un potencial problema dependiendo del porcentaje de hogares cuyo nivel de ingreso se encuentran por debajo del nivel de subsistencia. Adicionalmente, la inclusión del término cuadrático en el sistema de demanda implica una pérdida de grados de libertad, en comparación al LES, lo cual influye en los análisis estadísticos. Una forma de afrontar este problema, propuesta por Pollak y Wales (1992), consiste en verificar si en la estimación los parámetros que acompañan al término cuadrático son estadísticamente significativos y si presenta un buen ajuste. Por último, se destaca que la forma funcional del QES resulta menos restrictiva que la del sistema LES, en tanto que es parsimonioso en sus parámetros y puede ser estimado completamente a partir de sólo dos encuestas de gasto de corte transversal. En este sentido, una de las ventajas de la utilización del QES consiste en que, por un lado, se considera suficientemente restrictivo para ser estimado con limitada información de variación de precios y, por otro lado, suficientemente complejo para permitir en su formulación un término cuadrático que dé cuenta de las no linealidades de la curva de Engel. El QES puede ser estimado sin la necesidad de establecer restricciones adicionales (Schulte, 2007).

<sup>4</sup> Es por ello que, en algunos estudios, puede resultar conveniente calcular y presentar las elasticidades precio e ingreso (Schulte, 2007).

### III.1. Variables demográficas

Los efectos demográficos son introducidos en las funciones de demanda cuando algún parámetro de la ecuación depende de las características demográficas  $z$  del hogar. Pollak y Wales (1981) identificaron y estudiaron procedimientos alternativos a partir de los cuales es posible incluir dichas variables en un sistema de demanda; mediante *desplazamientos por tipo de familia*, mediante el método de *escalas demográficas* (también conocido como modelo de Barten) o mediante una combinación de las mismas. En el presente trabajo se emplea el primero de los procedimientos mencionados, de modo que se sigue el enfoque de Kohn y Missong (2002). De este modo, la incorporación de las variables demográficas implica traslados o desplazamientos en las funciones de demanda, es decir que dichas variables se incluyen en las ecuaciones como términos aditivos. Al emplear éste método, se asumen costos fijos ante la incorporación de un nuevo miembro al hogar (Pollak y Wales, 1992). A modo de ejemplo, esto equivale a suponer que la presencia de un niño impone siempre un mismo costo fijo en los hogares, independientemente de los niveles de ingreso de los padres (Berges, 2011). En el sistema de demanda a estimar los parámetros de traslado o desplazamiento son las cantidades de subsistencia, es decir, el parámetro  $b_i$ . Por lo tanto, los efectos demográficos se introducen haciendo depender linealmente cada  $b_i$  de las variables  $z$ , tal que en (4) cada  $b_i$  se reemplaza por  $b_i^z$  ( $b_i^z = b_i + \theta_i^z$ ). Los parámetros aditivos  $\theta_i^z$  resultan distintos para cada uno de los rubros de gastos, tal que los factores de escala en el consumo son específicos para cada grupo de bien considerado y para cada tipo de hogar construido. De este modo, las variables demográficas se incluyen empleando variables *dummies* para cada tipo de hogar, a excepción del hogar de referencia, que implican *desplazamientos de la demanda por tipo de familia* (Kohn y Missong, 2002).

A partir de lo anterior, se redefinen las funciones del sistema de demanda original  $x_i = h^i(p_1, \dots, p_n, y)$ , considerando en su formulación las características demográficas del hogar:

$$x_i = b_i^z + h^i\left(p_1, \dots, p_n, y - \sum_{k=1}^n p_k b_k^z\right) \quad (5)$$

Es posible observar que los cambios en las características demográficas operan únicamente a través de los parámetros de traslado  $b_i$ , de modo que afectan a la demanda mediante desplazamientos del gasto de subsistencia de cada tipo de hogar (Schulte, 2007).

Con el objeto de introducir en el sistema los efectos demográficos que condicionan el comportamiento de consumo se definieron siete tipos de hogares representativos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, considerando el análisis descriptivo de sus perfiles demográficos y su comportamiento efectivo de gasto. Las categorías establecidas se conformaron de modo tal de garantizar los siguientes aspectos: a) que la clasificación sea representativa de la estructura subyacente en los hogares de la Ciudad de Buenos Aires<sup>5</sup>, b) que se observen diferencias efectivas en las estructuras de gasto de los distintos tipos de hogares, a los efectos de que las escalas de equivalencia posean la variabilidad deseada entre los hogares y c) posibilitar un análisis del impacto que implica la

---

<sup>5</sup> Se destaca que los hogares de CABA, en promedio, poseen una proporción más alta de miembros mayores de 65 años y una más baja de miembros totales y menores, en relación al promedio de los hogares de los partidos del Gran Buenos Aires (INDEC, 2006).

incorporación de un miembro adicional en los gastos del hogar, a los efectos de observar la presencia de economías de escala al interior del mismo.

La representatividad de los hogares se define en términos de la cantidad de miembros que lo integran y de las franjas etarias de los mismos. En este sentido, las composiciones más frecuentes (ver cuadro A.I del Anexo) son aquellas que se corresponden con un único miembro adulto en edad activa (15,71%), un adulto mayor (9,69%), dos individuos en edad activa (16,02%), dos mayores (7,20%), un adulto y un mayor (5,84%), hogares de tres individuos sin menores (9,25%) y con un menor (7,05%), hogares de cuatro miembros sin menores (6,20%) y hogares nucleares (dos adultos, con uno o dos hijos) (13,4%). Los hogares con más de 4 miembros representan una proporción relativamente baja de la muestra.

Finalmente, la totalidad de los hogares de la muestra son agrupados en 7 categorías (tipos de hogares) tal como se describen en el cuadro 1, que incluye el porcentaje que representa cada tipo de hogar sobre el total de la muestra considerada.

**Cuadro Nº 1 - Clasificación de los hogares de la CABA**

Tipo de Hogar	Descripción de la composición de cada tipo de hogar	Frecuencia	Porcentaje
H <sub>0</sub>	Un adulto en edad activa (hogar de referencia)	428	15,71%
H <sub>1</sub>	Un mayor de 65 años	264	9,69%
H <sub>2</sub>	Dos adultos en edad activa	436	16,01%
H <sub>3</sub>	Otro tipo de hogar de 2 personas	389	14,28%
H <sub>4</sub>	Nuclear de 3 o 4 miembros -2 adultos con 1 o 2 menores de 14 años-	365	13,40%
H <sub>5</sub>	Más de 2 integrantes y con menores de 14 años	361	13,25%
H <sub>6</sub>	Más de 2 integrantes y sin menores de 14 años	481	17,66%
Total de la muestra		2.724	100%

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 2004/05

La agrupación contempla hogares unipersonales integrados por un individuo en edad activa -el cual es considerado arbitrariamente como el de referencia- (H<sub>0</sub>), y por un mayor de 65 años (H<sub>1</sub>); hogares compuestos por dos individuos, ya sean dos adultos en edad activa (H<sub>2</sub>) en dentro de otro grupo etario (H<sub>3</sub>); hogar nuclear de dos adultos con uno o dos menores de 14 años (H<sub>4</sub>); y hogares con tres o más miembros, con o sin menores (H<sub>5</sub> y H<sub>6</sub>, respectivamente).

### III.2. Precios

La estimación del QES requiere información de precios ( $p_i$ ) para cada rubro de gasto considerado, dado que éstos constituyen una variable independiente en los sistemas de

demanda. Sin embargo, la fuente de datos empleada sólo releva información referida a las cantidades y gastos que realizan los hogares, no así los precios que enfrentan. En este sentido, es posible calcular los valores unitarios (o precios implícitos) que surgen de la división del gasto total en un bien por la cantidad adquirida de dicho bien. Sin embargo dicho procedimiento no siempre puede realizarse; al trabajar con todos los rubros de gastos de las familias se plantea la dificultad de que no siempre existen cantidades o, aun cuando se declaren, no coinciden las unidades de medida y es necesario redefinirlas en unidades homogéneas. Una alternativa plausible consiste en recurrir a fuentes exógenas de información. Esta última alternativa constituye el caso de esta investigación, dado que se emplearon los índices de precios al consumidor (IPC) agregados para cada una de las categorías de gastos de la ENGH.

Adicionalmente, para poder identificar las escalas, se requiere que los datos de los precios exhiban variación regional o temporal. En este caso, al emplear datos únicamente de CABA, el requisito debe ser satisfecho mediante la variación temporal de los índices, lo que ha sido posible debido a que la encuesta del período 2004-05 contiene información del gasto de los hogares relevados en 5 trimestres sucesivos; último trimestre del 2004 y los cuatro trimestres correspondientes al 2005<sup>6</sup>.

### III.3. Corrección del sesgo

En los datos de corte transversal la variable dependiente registra, frecuentemente, una alta proporción de valores cero. Por lo tanto, aparece un problema de censura debido a la no observación de la variable respuesta en una parte de los valores en los que se encuentra definida, lo que implica un potencial sesgo muestral (de selectividad). En este caso, la presencia de observaciones con gasto cero por parte de los hogares se debe, principalmente, a la infrecuencia de compra (debido que la ENGH releva datos sobre una semana de referencia), a los datos faltantes (*missing*) y a las preferencias de los consumidores que generan soluciones de esquina (Muñoz Ayala, 2009).

En el cuadro N° 2 se observa que un elevado porcentaje de hogares registra gastos nulos en ciertos rubros. Los datos de la ENGH detallan los gastos realizados por las familias pero el consumo de las mismas no es directamente observable, los datos son censurados y las estimaciones obtenidas a partir de ellos resultarían sesgadas e inconsistentes. En este marco, resulta relevante diferenciar si las observaciones de gasto cero son consecuencia de la no adquisición del bien por parte de los hogares en la semana de referencia considerada o del no consumo habitual de dicho bien. Por lo tanto, ante la censura presente en la variable dependiente, se requiere efectuar una corrección por sesgo de selección por lo que se sigue el procedimiento propuesto por Shonkwiler y Yen (1999). Este método consiste en una extensión del modelo desarrollado por Heckman (1979) al caso multiecuacional. De acuerdo con los autores el empleo de un modelo Probit univariado en la primera etapa de estimación es suficiente para asegurar la consistencia de la estimación, aunque la eficiencia se obtiene del uso de un modelo Probit multivariado (Yen, 2004).

En la primera etapa (también denominada etapa de participación en el consumo), se modela la decisión de los hogares de consumir o no cada uno de los bienes considerados mediante el método de elección binaria Probit univariado. Es decir que, se estima la probabilidad de que un hogar decida consumir un determinado bien a partir de un vector  $w$

---

<sup>6</sup> Se han considerado los índices correspondientes al último mes de cada trimestre (base 1999=100).

de variables explicativas. Mediante esta estimación, se obtienen las funciones de densidad  $\phi(w'_{ij}\hat{\gamma}_i)$  y la acumulada  $\Phi(w'_{ij}\hat{\gamma}_i)$  de la distribución normal estándar.

**Cuadro Nº 2 - Porcentaje de hogares sin consumo en la semana de referencia**

Categoría de gasto	% Hogares con gasto cero
G1. Alimentos y Bebidas	0,7%
G2. Indumentaria y Calzado	20%
G3. Vivienda	1,1%
G4. Equipamiento y Funcionamiento del hogar	6,3%
G5. Atención médica y salud	27,6%
G6. Transporte y Comunicaciones	1,8%
G7. Esparcimiento y Cultura	9,9%
G8. Educación	56,1%
G9. Bienes y servicios varios	8,4%

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 2004/05

El vector  $w$  del modelo Probit, contiene las variables explicativas que afectan la probabilidad de consumo, aunque no necesariamente el volumen del mismo. Las variables utilizadas en la primera etapa de la estimación<sup>7</sup>, siguiendo a Berges y Casellas (2007), son las siguientes: nivel de educación del jefe del hogar (categorías baja y alta), según éste posea educación primaria (completa o no), y universitaria o terciaria (completo o no); sexo del jefe del hogar; edad del jefe del hogar; tamaño del hogar; cantidad de mayores de 65 años de edad; cantidad de menores de 14 años de edad; nivel de ingresos del hogar (categorías baja y alta), según el hogar esté ubicado en el primer o segundo quintil y en último quintil de ingreso respectivamente; gasto total del hogar; gasto total del hogar elevado al cuadrado (que permite captar el crecimiento a tasa decreciente de la probabilidad de consumir a medida que aumenta el gasto del hogar); nivel de gasto total multiplicado por el tamaño del hogar; mide el efecto de la interacción del nivel de gasto y tamaño del hogar sobre la probabilidad de consumir un determinado bien.

En la segunda etapa, que corresponde a la decisión sobre la cantidad consumida del bien, se ponderan las funciones de demanda del sistema QES, expresado en (3), por la función de distribución acumulada estimada, tal que todas las variables explicativas se multiplican por  $\Phi(w'_{ij}\hat{\gamma}_i)$ . Adicionalmente, se agrega la función de densidad estimada como una variable explicativa adicional. De este modo, la especificación del modelo finalmente estimado se corresponde con la siguiente expresión funcional, en la cual se asume que el término de error tiene un comportamiento normal:

$p_i x_i =$

$$\Phi(w'_{ij}\hat{\gamma}_i) \left[ p_i b_i^z + a_i \left( y - \sum_{k=1}^9 p_k b_k^z \right) + (p_i c_i - a_i \sum_{k=1}^9 p_k c_k) \prod_{k=1}^9 p_k^{-2a_k} \left( y - \sum_{k=1}^9 p_k b_k^z \right)^2 \right] + \delta_i \phi(w'_{ij}\hat{\gamma}_i) + \varepsilon_i \quad (6)$$

<sup>7</sup> En el cuadro A.II (Anexo) se reportan los resultados de la estimación del modelo Probit para cada uno de los rubros de bienes considerados.

Dado que las demandas de los distintos rubros de bienes y servicios de los hogares están relacionadas mediante los errores de las ecuaciones, el sistema se estima por *Seemingly Unrelated Regression* (SUR). En el caso del sistema estimado, la teoría del consumo impone la restricción  $\sum_{k=1}^n a_k = 1$ , y sólo es posible estimar las demandas de  $n-1$  bienes relacionados, considerando que es la variable gasto total la que aproxima el nivel de ingresos del hogar.

A partir de los gastos de subsistencia estimados, se obtienen dos grupos de escalas de equivalencia a saber. Por un lado, una escala única (correspondiente al mínimo nivel de bienestar) para cada tipo de hogar, que resume el comportamiento de gasto en todas las categorías de bienes. Estas escalas surgen de dividir los gastos totales estimados a nivel de subsistencia, para cada tipo de hogar, por el correspondiente al hogar de referencia. De este modo, la relación entre los gastos totales de subsistencia correspondientes a los hogares con características demográficas  $z_h$  y  $z_r$  respectivamente, permite obtener la escala de equivalencia  $s^h$  asociada a un mínimo nivel de bienestar (Kohn y Missong, 2002).

$$s^h = \frac{C(p, \underline{u}, z_h)}{C(p, \underline{u}, z_r)} = \frac{\sum_k p_k b(z_h)_k}{\sum_k p_k b(z_r)_k} \quad (7)$$

Por otro lado, a partir de las relaciones entre los gastos mínimos requeridos para cada bien  $i$ , es posible obtener escalas específicas  $s_i^h$  que se construyen para cada rubro de bien y para cada tipo de hogar, respecto de aquél definido como el de referencia.

$$s_i^h = \frac{p_i b(z_h)_i}{p_i b(z_r)_i} \quad (8)$$

## V. Análisis descriptivos de los datos

La fuente de los datos empleada es la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH) realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), correspondiente al período 2004/2005. A los efectos de estimar el sistema completo de demanda se han empleado los 9 rubros de bienes que se corresponden con las categorías más agregadas de gasto que componen la encuesta; 1. Alimentos y Bebidas; 2. Indumentaria y Calzado; 3. Vivienda; 4. Equipamiento y Mantenimiento del hogar; 5. Atención médica y gastos de salud; 6. Transporte y Comunicaciones; 7. Esparcimiento y Cultura; 8. Educación; y 9. Bienes y servicios diversos. Los mismos fueron actualizados con los índices de precios al consumidor (IPC), desagregados y específicos para cada rubro de bien, de modo tal de expresarlos en valores monetarios correspondientes al mes de diciembre de 2005. Asimismo, la variable gasto total refiere a la suma de las 9 categorías de gasto, una vez que éstas fueron debidamente actualizadas.

A partir del cuadro N° 3, en el cual se detalla la cantidad de integrantes promedio de los tipos de hogares construidos, se pueden observar los siguientes aspectos. Por un lado, la composición de la totalidad de los hogares indica, en promedio, una mayor presencia de adultos (1,77) en relación a los mayores (0,41) y menores (0,46). Por otro lado, el hogar  $H_3$  está integrado, en promedio, por una proporción relativamente alta de mayores (1,42) y, a su vez, una baja proporción de menores (0,09). El hogar  $H_4$ , por su parte, refleja la composición de un hogar de dos adultos con uno o dos menores y, en promedio, posee 3,5 integrantes. Adicionalmente,  $H_5$  es el tipo de hogar relativamente más numeroso, dado

que está conformado en promedio por 5,07 miembros, de los cuales 3 son adultos y 1,89 menores. Este hogar contiene una baja proporción de mayores. Por último, el hogar H<sub>6</sub> se encuentra integrado principalmente por adultos, 3 en promedio, y sin menores, y por una proporción relativamente baja de mayores (0,52).

**Cuadro Nº 3 - Cantidad de integrantes promedio por tipo de hogar**

Tipo de Hogar	Descripción de la composición de cada tipo de hogar	Integrantes Promedio	Menores Promedio	Mayores Promedio
H <sub>0</sub>	Un adulto en edad activa (hogar de referencia)	1	-	-
H <sub>1</sub>	Un mayor de 65 años	1	-	1
H <sub>2</sub>	Dos adultos en edad activa	2	-	-
H <sub>3</sub>	Otro tipo de hogar de 2 personas	2	0,09	1,42
H <sub>4</sub>	Nuclear de 3 o 4 miembros -2 adultos con 1 o 2 menores de 14 años-	3,47	1,47	-
H <sub>5</sub>	Más de 2 integrantes y con menores de 14 años	5,07	1,89	0,17
H <sub>6</sub>	Más de 2 integrantes y sin menores de 14 años	3,64	-	0,52
Totalidad de la muestra (2.724 hogares)		2,64	0,46	0,41

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 2004/05

Complementariamente se presenta un análisis de la composición de estos tipos de hogares que no surge de la información de la muestra, pero no se desprende del cuadro anterior. El tipo de hogar H<sub>3</sub> está compuesto principalmente por hogares de un mayor y un adulto (40,9%) y de dos mayores (50,4%) y, adicionalmente, por una proporción relativamente más baja de hogares de un adulto y un menor (8,5%). Sólo el 8,7% de dichos hogares está integrado por un menor de 14 años. Por otro lado, el hogar nuclear (H<sub>4</sub>) agrupa dos composiciones alternativas; dos adultos y un menor (52,6%) y dos adultos y dos menores (47,4%). En la composición del tipo de hogar H<sub>5</sub>, se destaca que el 28,1% está compuesto por cuatro miembros, mientras que el 33,6% por cinco miembros y el 19,4% por seis miembros. La media de integrantes en este tipo de hogar es 5,07, superior a la correspondiente al hogar H<sub>6</sub>. Entre los hogares que no poseen miembros mayores entre sus integrantes, se puede observar la siguiente composición, En el 39,6% de los casos existe un menor –el detalle incluye 20,8% de hogares de tres adultos y un menor y el 11,9% de cuatro adultos y un menor-. Asimismo, en el 18,8% de los casos existen 2 menores; dentro de éstos el 5,8% está conformado por un adulto y el 7,8% por tres adultos. Por otro lado, el 9,7% de los hogares está constituido por tres menores y dos adultos. Adicionalmente, el 28,1% de los hogares está compuesto por cuatro miembros, el 33,6% por cinco y el 19,4% por seis integrantes. Las familias compuestas por más de seis miembros constituyen una proporción muy baja de hogares, considerando el total de H<sub>5</sub>. Por último, el tipo de hogar H<sub>6</sub> está integrado por más de dos miembros con la restricción de que ninguno de ellos sea menor de 14 años y está compuesto principalmente por hogares de tres y cuatro adultos en edad activa, que representan el 31,8% y 25,8% respectivamente. Asimismo, el 10,2% está integrado por dos adultos y un mayor, mientras que el 6,7% por tres adultos y un mayor y el 10,2% por un adulto y dos mayores.

En el cuadro N° 4 se presenta el detalle descriptivo del gasto promedio en cada rubro de bienes, su participación en el presupuesto de las familias así como el gasto total en función de las categorías de hogares definidas previamente.

**Cuadro N° 4 - Gastos promedio por tipo de hogar  
(En pesos de diciembre 2005) (n=2.724)**

Media del Gasto por Tipo de Hogar		G1	G2	G3	G4	G5	G6	G7	G8	G9	Gasto Total
H <sub>0</sub>	Media	416,3 (357,8)	165,9 (378,7)	313,1 (246,4)	105 (151,6)	118,2 (221,5)	217,6 (379,5)	221,7 (510,6)	65,1 (196,7)	97,3 (143,7)	1.720,1 (1.703,6)
	%	24,2%	9,6%	18,2%	6,1%	6,9%	12,7%	12,9%	3,8%	5,7%	100%
H <sub>1</sub>	Media	288,5 (309,8)	39,3 (75,9)	183,7 (197,5)	99,4 (188,7)	174 (256,2)	127,3 (549)	75 (152,8)	10,2 (67)	47,8 (78,6)	1.045,2 (1.238,2)
	%	27,6%	3,8%	17,6%	9,5%	16,7%	12,2%	7,2%	1,0%	4,6%	100%
H <sub>2</sub>	Media	604,2 (440,5)	187,2 (277,8)	376,9 (547,2)	163,1 (344,1)	175,8 (336)	373,7 (487)	272,8 (377,3)	70,3 (144,1)	138,2 (237,8)	2.362,2 (1.845,7)
	%	25,6%	7,9%	16,0%	6,9%	7,4%	15,8%	11,5%	3,0%	5,8%	100%
H <sub>3</sub>	Media	481,2 (336,4)	86,9 (137,1)	224,5 (225,8)	144,8 (245,9)	322,6 (443,9)	205 (279,9)	140,1 (249,3)	21,2 (92,6)	107,3 (205,5)	1.733,6 (1.373)
	%	27,8%	5,0%	13,0%	8,4%	18,6%	11,8%	8,1%	1,2%	6,2%	100%
H <sub>4</sub>	Media	677,3 (440,4)	189,8 (279)	322 (273,9)	204 (452,8)	153,6 (320,1)	318,6 (374,4)	256,8 (543,9)	121,2 (208,5)	150,1 (199,4)	2.393,3 (1.932,8)
	%	28,3%	7,9%	13,5%	8,5%	6,4%	13,3%	10,7%	5,1%	6,3%	100%
H <sub>5</sub>	Media	792,2 (540,3)	182,9 (264,5)	288 (306,2)	167,3 (223,6)	184,3 (391,6)	352,9 (442,9)	229,8 (375,8)	171,7 (284,2)	166 (279,5)	2.535,2 (2.007,7)
	%	31,2%	7,2%	11,4%	6,6%	7,3%	13,9%	9,1%	6,8%	6,5%	100%
H <sub>6</sub>	Media	875,9 (627,7)	186,8 (318,7)	323,5 (355,5)	179,8 (248,1)	270,4 (375,4)	417 (436,3)	284,2 (431,2)	130 (581,8)	162,8 (205,4)	2.830,4 (2.150,4)
	%	30,9%	6,6%	11,4%	6,4%	9,6%	14,7%	10,0%	4,6%	5,8%	100%
Total	Media	609,2 (496,2)	154,9 (279,7)	297,8 (341,1)	154,2 (283,9)	202,4 (351,5)	298,7 (433,5)	220,8 (412,3)	87,4 (299,9)	128,2 (208)	2.153,6 (1.884,7)
	%	28,3%	7,2%	13,8%	7,2%	9,4%	13,9%	10,3%	4,1%	6,0%	100%

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 2004/05

Nota: Errores estándar reportados entre paréntesis

Tal como se observa en el cuadro, el gasto en alimentos (G1 de la ENGH) representa el rubro de consumo con mayor participación sobre el presupuesto de los hogares, independientemente de su composición. En este sentido, se destaca que el nivel de gasto en dicho rubro aumenta, aunque no proporcionalmente, a medida que se incrementa el número de integrantes que componen el hogar. Por otro lado, una importante proporción del gasto total de los hogares es destinado al rubro de vivienda (G3), que constituye un gasto relativamente fijo para los hogares, por lo que el gasto medio disminuye a medida que se incorporan miembros al hogar. Adicionalmente, se observa que los hogares H<sub>1</sub> y H<sub>3</sub> destinan una proporción relativamente mayor de su gasto en el rubro referido a los



servicios de salud (G5). Eso es así, dado que dichos hogares están compuestos por al menos una persona mayor de 65 años. Mientras que la participación del gasto de indumentaria y calzado (G2), es relativamente menor para el hogar compuesto por un mayor ( $H_1$ ). Esto denota, *a priori*, cuáles son los rubros de gasto prioritarios para cada tipo de hogar.

Asimismo, se evidencia que los tipos de hogares que gastan relativamente más en transportes y comunicaciones (G6) son aquellos integrados por más de un adulto y/o menores de 14 años, los cuales posiblemente incurran en mayores costos de traslado. Por otro lado, el hogar unipersonal de referencia y aquellos con fuerte presencia de mayores destinan menor proporción de su presupuesto en dicho rubro. En este sentido, estas últimas categorías de hogares mencionadas poseen, relativamente, una mayor proporción de hogares en los quintiles más bajos de gasto. Por lo tanto, para aquellas familias con menores niveles de gasto total, el rubro de transportes y comunicaciones no resultaría ser preponderante en su presupuesto. En cuanto al rubro de esparcimiento y cultura (G7), el análisis de los gastos promedios efectivos indica que los hogares compuestos por uno y dos adultos ( $H_0$  y  $H_2$ , respectivamente), gastan relativamente más en dichas actividades. Mientras que los hogares en los cuales hay menores ( $H_4$  y  $H_6$ ) se gasta relativamente más en el rubro de educación (G8). Sin embargo, se destaca que la participación de dicho gasto no es tan elevada, lo cual puede deberse a la gratuidad del sistema educativo.

Por último, se observa que al considerar la totalidad de los hogares, los rubros que suponen un mayor gasto son los de alimentos, vivienda y comunicaciones y transporte. Adicionalmente, cabe destacar que la Ciudad Autónoma de Buenos Aires registra los niveles de gastos de consumo medio por hogar más altos del país (INDEC, 2006).

## **V. Resultados**

### **V.1. Escalas estimadas a nivel de subsistencia**

En el cuadro N° 5 se observan los gastos promedios estimados a nivel de subsistencia para cada rubro de bien y categoría de hogar expresados en pesos de diciembre de 2005<sup>8</sup>.

Es posible observar que los gastos se modifican de acuerdo a la composición y tamaño de los hogares, es decir, que el incremento en el número de integrantes del hogar refleja un aumento en el gasto a nivel de subsistencia. Se destaca que los resultados muestran que el rubro de alimentos representa los gastos de subsistencia estimados más elevados para todas las categorías de hogares. Por otro lado, el gasto negativo del rubro 9 (Bienes y servicios varios) indica que los tipos de hogares  $H_0$ ,  $H_1$  y  $H_2$  deberían ser subsidiados, en la cuantía de los montos estimados, para que consuman efectivamente dichos bienes.

Cabe mencionar que los gastos promedios estimados a nivel de subsistencia a partir del sistema, para los distintos tipos de hogares –a excepción de  $H_0$  y  $H_2$ –, resultan superiores a la media del gasto observado (cuadro N° 4). Es por ello que los gastos a nivel de subsistencia resultan mayores a los esperados, en virtud de lo cual surgen dos explicaciones posibles. Por un lado, la corrección de sesgo introducida, con el objetivo de diferenciar entre los hogares que no consumen bienes de una determinada categoría de gasto de aquellos que no han comprado en la semana de referencia pero que sí lo hacen

---

<sup>8</sup>Los parámetros estimados por el sistema son reportados en el cuadro A.III del Anexo.

habitualmente, sobreestima el comportamiento de consumo revelado de los hogares. Por otro lado, el sistema de demanda empleado ajusta las cantidades de subsistencia introduciendo costos fijos o desplazamientos por tipos de familias de manera tal que, para la mayoría de los tipos de hogares considerados, los gastos a nivel de subsistencia estimados por categoría de bien resultan superiores a los gastos promedio observados<sup>9</sup>.

**Cuadro N° 5 - Gastos estimados a nivel de subsistencia por tipo de hogar**

Grupo de Gasto	Gastos Estimados a Nivel de Subsistencia						
	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	H <sub>2</sub>	H <sub>3</sub>	H <sub>4</sub>	H <sub>5</sub>	H <sub>6</sub>
G1	335,17	488,30	578,46	891,77	921,16	1.280,68	1.176,77
G2	126,05	62,21	161,29	167,19	242,97	298,39	253,45
G3	282,00	270,39	348,77	362,92	394,08	434,28	404,48
G4	31,17	148,22	115,87	286,29	273,98	334,24	275,77
G5	113,43	280,96	183,35	499,93	243,54	353,90	400,26
G6	131,06	218,28	317,43	415,06	425,19	588,92	552,56
G7	159,29	146,32	228,19	279,81	322,24	378,30	369,56
G8	21,18	9,20	26,62	22,20	138,92	232,95	146,47
G9	-152,22	-104,79	-28,62	94,13	66,48	196,24	107,38
Total	1.047,13	1.519,09	1.931,35	3.019,30	3.028,56	4.097,89	3.686,71

Fuente: Elaboración propia en base a estimaciones

A partir de la relación entre los gastos mínimos estimados y mediante la expresión (8), se obtuvieron escalas  $s_i^h$  para cada rubro de bien y tipo de hogar. Dichas escalas modifican las cantidades demandadas de cada categoría de hogar con respecto de aquél definido como referencia. Es decir, que indican el nivel de gastos requerido para cada rubro de bien en función de la composición del hogar. En el cuadro N° 6, se reportan los resultados obtenidos.

Las escalas específicas por rubro de bien difieren en función de la composición de los hogares en la mayoría de las categorías de gasto consideradas. En ciertos rubros de gastos, tales como indumentaria, transporte, esparcimiento, salud, bienes y servicios varios, las escalas reflejan las necesidades diferenciales de los distintos miembros del hogar. El gasto se encuentra relacionado no sólo con el tamaño del hogar sino también con las características de sus integrantes y la cantidad de determinados miembros del hogar (por ejemplo, la cantidad de niños o de adultos mayores). De esta manera, a partir de las estimaciones, se verifica que ciertos rubros de gastos varían sustancialmente en función de la composición del hogar, tal como la categoría referida a los servicios de salud (G5). En este sentido, un hogar compuesto por un mayor de 65 años gastaría, a un nivel de subsistencia, un 147% más que el hogar de referencia. Mientras que el hogar H<sub>3</sub> (categoría compuesta por al menos un mayor), un 340% más que el unipersonal de referencia. Por otro lado, se observa que las escalas obtenidas para la categoría de hogar H<sub>5</sub> y, en menor medida H<sub>6</sub>, son relativamente superiores en la mayoría de los rubros

<sup>9</sup> Este es un resultado observado en otros trabajos que emplean este modelo. En este sentido, se observa en el cuadro A.II que los parámetros lineales ( $a_i$ ) estimados por el sistema resultan positivos mientras que los cuadráticos ( $c_i$ ) son negativos para la totalidad de los rubros considerados. Si bien dichos coeficientes no poseen una interpretación económica directa, en términos intuitivos podría pensarse que los gastos de los hogares en cada grupo de bien aumenta a medida que se incrementa el ingreso aunque a tasa decreciente.

considerados, dado que constituyen los tipos de hogar con mayor cantidad de integrantes promedio, por lo que su gasto es también mayor. Mientras que los hogares de dos adultos en edad activa (H<sub>2</sub>) presentan las escalas relativamente más bajas.

**Cuadro Nº 6 - Escalas de equivalencia por rubro de bien y tipo de hogar**

Grupos de Gastos	Cantidades de Subsistencia (Parámetros Estimados para H <sub>0</sub> )	Gastos de Subsistencia Estimados para H <sub>0</sub>	Escalas estimadas por tipo de hogar ( $s_i^h$ )					
			H <sub>1</sub>	H <sub>2</sub>	H <sub>3</sub>	H <sub>4</sub>	H <sub>5</sub>	H <sub>6</sub>
G1	1,853***	335,17	1,457	1,726***	2,661***	2,748***	3,821***	3,511***
G2	0,838***	126,05	0,494	1,280	1,326*	1,928***	2,367***	2,011***
G3	2,150***	282,00	0,959	1,237*	1,287*	1,397***	1,540***	1,434***
G4	0,209	31,17	4,754	3,717	9,183	8,789	10,722	8,846
G5	1,165***	113,43	2,477***	1,616*	4,407***	2,147***	3,120***	3,529***
G6	0,943**	131,06	1,666	2,422**	3,167**	3,244**	4,494***	4,216***
G7	1,031***	159,29	0,919	1,433	1,757***	2,023***	2,375**	2,320**
G8	0,435	21,18	0,434	1,257	1,048	6,560	10,999	6,916
G9	-0,943***	-152,22	1,312	1,812***	2,618***	2,437***	3,289***	2,705***

Fuente: Elaboración propia en base a estimaciones

Nota: Parámetros estadísticamente significativos al \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%

Las escalas correspondientes a los gastos de vivienda (G3) no varían en gran magnitud, respecto del hogar de referencia cuya escala es 1, lo que indica economías de escala en el consumo a medida que aumenta el tamaño del hogar. De este modo, las escalas de hogares de dos integrantes implican menos de 30% de aumento en este tipo de gastos y las correspondientes a hogares más numerosos, aumentos de 40 o 50% respecto del gasto de una persona que vive sola.

Éste también podría ser el caso del rubro de Equipamiento y Funcionamiento del Hogar (G4), sin embargo, los parámetros estimados para dicha categoría no resultaron ser estadísticamente significativos. Ello podría deberse a que las "necesidades" de cada miembros del hogar resultan distintas, lo cual redundaría en un comportamiento de gasto dispar aún entre familias que componen un mismo tipo de hogar.

Respecto de las escalas del rubro de Educación (G8), cabe observar que las correspondientes a los tipos de hogares con mayor cantidad de miembros indican valores muy altos. Esto se corresponde no sólo con la presencia de menores en los tipos de hogar H<sub>4</sub> y H<sub>5</sub>, sino también con el aumento y diversificación, en los últimos años, de las opciones educativas destinadas a los adultos. Sin embargo, los parámetros correspondientes a dicho rubro de gasto tampoco resultaron ser estadísticamente significativos, por lo que se concluye que la variabilidad del gasto en G4 y G8 no es explicada por las variables demográficas aquí introducidas.

Los hogares compuestos por dos adultos en edad activa gastarían, con respecto al hogar unipersonal, un 72% más en alimentos, un 23% más en vivienda, un 61% más en salud,

un 142% más en transporte y comunicaciones y un 82% más en gastos varios<sup>10</sup>. Tal como se observa, al incorporar un miembro adicional (podría interpretarse como vivir en pareja versus vivir solo) varían estos gastos de forma menos que proporcional -exceptuando el gasto en transporte y comunicaciones, integrado principalmente por bienes que no implican un consumo conjunto, como las comunicaciones o el transporte público<sup>11</sup>.

Si en el hogar de dos adultos en edad activa ( $H_2$ ) se adicionan uno o dos niños -tal como indica  $H_4$ - los gastos en alimentos de una pareja son 59% más altos, los de vestimenta un 50%, los de vivienda un 20%, los de salud un 32%, los de transporte y comunicaciones 34%, los de esparcimiento un 41%, y los de bienes y servicios varios un 34%<sup>12</sup>. Ahora si al mismo hogar ( $H_2$ ) se adicionan otros miembros mayores de 14 años -tal como indica  $H_6$ - los gastos en alimentos de una pareja son 100% más altos, los de vestimenta un 57%, los de vivienda un 16%, los de salud un 110%, los de transporte y comunicaciones 74%, los de esparcimiento un 61%, y los de bienes y servicios varios un 49%.

De esto podría inferirse, lo que intuitivamente parece razonable, los niños son relativamente “menos costosos” que los adolescentes o los padres. Aunque una aclaración importante es que si los integrantes adicionales en el hogar son mayores, pueden aportar no sólo gastos sino también ingresos.

En el cuadro N° 7, columna (b), se reportan las escalas únicas estimadas por tipo de hogar  $s^h$ , que resumen el comportamiento de gasto en las nueve categorías de bienes consideradas. Éstas surgen al comparar, mediante la expresión (7), los gastos totales estimados a nivel de subsistencia -presentados en la columna (a)- para cada tipo de hogar con respecto al de referencia.

**Cuadro N° 7 - Escalas únicas por tipo de hogar**

Tipo de Hogar	Descripción de la composición de cada tipo de hogar	(a) Gasto Total de Subsistencia Estimado	(b) Escalas Estimadas ( $s^h$ )	(c) Escalas promedio del INDEC
$H_0$	Un adulto en edad activa (hogar de referencia)	1.047,13	1	0,87
$H_1$	Un mayor de 65 años	1.519,09	1,45	0,69
$H_2$	Dos adultos en edad activa	1.931,35	1,84	1,73
$H_3$	Otro tipo de hogar de 2 personas	3.019,30	2,88	1,47
$H_4$	Nuclear de 3 o 4 miembros -2 adultos con 1 o 2 menores de 14 años-	3.028,56	2,89	2,64
$H_5$	Más de 2 integrantes con menores de 14 años	4.097,89	3,91	4,03
$H_6$	Más de 2 integrantes sin menores de 14 años	3.686,71	3,52	3,11

Fuente: Elaboración propia en base a estimaciones e información del INDEC

Aunque podría esperarse que la escala correspondiente al hogar integrado por un único mayor de 65 años ( $H_1$ ) sea menor que la unidad, es decir, que refleje un gasto total

<sup>10</sup> Se supone que los hogares enfrentan el mismo conjunto de precios.

<sup>11</sup> En este sentido, la comparación efectuada resulta interesante dado que la distribución por quintiles de gasto *per cápita* es relativamente similar entre ambos tipos de hogares - $H_0$  y  $H_2$ -.

<sup>12</sup> Aunque los coeficientes no son significativos, tal como es de esperarse, los gastos en equipamiento del hogar y educación se multiplican por casi 3 y 4 respectivamente.

inferior al del hogar de referencia, en la dirección indicada por las escalas INDEC, el costo de vida estimado para este tipo de hogar es 45% más alto. Este resultado seguramente no indica una situación homogénea, tal como puede suponerse de la no significatividad de los parámetros que lo sustentan-, pero está mayormente relacionado con los gastos en salud, transporte, comunicaciones y alimentos. Algo similar puede interpretarse a partir de las escalas del tipo de hogar  $H_3$  (que posee una fuerte presencia de mayores de 65 años.), cuya escala resulta superior a la del hogar integrado por dos adultos en edad activa.

De acuerdo a las escalas del cuadro N° 7, el costo de vida de una pareja menor de 65 años es 84% mayor -y si tienen hijos es 189% mayor- que el correspondiente a un individuo de características similares que viva solo. En términos relativos, los gastos de la pareja aumentan en promedio 57% con la presencia de niños en el hogar<sup>13</sup>. El costo de vida de un hogar sin menores de 3,6 integrantes promedio ( $H_6$ ) sería equivalente a 3,5 veces el gasto del hogar unipersonal, indicando una variación casi proporcional al número de miembros. En contraste con esto, los gastos de hogares más numerosos, en los cuales conviven adultos y menores ( $H_5$ ) que poseen en promedio 5 integrantes, casi dos de los cuales son niños, son aproximadamente 4 veces más altos que los de una persona que vive sola.

Las escalas de equivalencia obtenidas reflejan cuanto más gastan efectivamente los distintos tipos de hogares en comparación con lo que gasta un individuo que vive solo y esto de ninguna manera implica lo que deberían gastar. Las restricciones efectivas surgen del ingreso disponible por el hogar y de la capacidad de elegir de sus integrantes. Esto es, un niño no aporta ingresos al hogar y por lo general sus padres deciden por él, por lo cual es imposible identificar si implican un gasto adicional relativamente menor para un hogar porque los mismos ingresos de sus padres deben distribuirse entre más miembros o bien porque, aunque estarían dispuestos a demandar una mayor cantidad de bienes existe un problema de principal-agente y son los adultos quienes efectivamente demandan por ellos.

## V.2. Comparación con las escalas INDEC

En la columna (c) del cuadro N° 7, se han calculado las escalas promedio que surgirían para los mismos tipos hogares, aplicando el método de ajuste que estima el INDEC de requerimientos calóricos en función de la edad y el género de los miembros del hogar. Esa proporción es la que sustenta el cálculo de "adultos equivalentes por hogar". De este modo, el adulto de referencia lo constituye un hombre entre 30 y 59 años con actividad moderada quién, de acuerdo al INDEC, necesita 2.700 calorías diarias. Por lo tanto, una mujer de la misma edad y actividad, cuyos requerimientos son 2.000 calorías, representa 0,74 adultos equivalentes. En este sentido, a todas las personas que integran el hogar se les puede asignar un valor que refleje las diferencias en sus requerimientos en relación al valor de referencia.

En cuanto al hogar unipersonal compuesto por un adulto en edad activa ( $H_0$ ), la escala del INDEC resulta menor. Esto es así dado que en la presente investigación no se diferenció por el género del miembro del hogar, mientras que INDEC le asignaría una proporción de 0,74 de adulto equivalente si el adulto de referencia fuese mujer y 1 si fuese hombre (entre 30 y 59 años). Por otro lado, al considerar los tipos de hogar  $H_1$  y  $H_3$  las escalas

---

<sup>13</sup> Este aumento corresponde a un promedio de 1,47 niños.

resultan más altas que lo esperado por las razones previamente expuestas y son, al mismo tiempo, relativamente mayores a las del INDEC.

Las escalas estimadas para el hogar integrado por dos adultos en edad activa ( $H_2$ ), para el hogar nuclear ( $H_4$ ) y para aquellos hogares con más de dos integrantes y sin menores ( $H_6$ ), resultan similares aunque levemente superiores a las institucionales (6%, 9% y 13% más altas, respectivamente). En este sentido, cabe destacar que las equivalencias empleadas por el INDEC son las mismas para todo el país, mientras que las estimadas en la presente investigación están basadas en datos de gasto de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, por lo que serían aplicables para los hogares de dicha ciudad, que según el INDEC (2006) registran un nivel de gasto medio superior al de otras ciudades y regiones del país.

Por otro lado, la escala estimada para la categoría  $H_5$  que en promedio está integrado por 5 miembros, es menor que la del INDEC. Esto permite evidenciar, *a priori*, que para aquellos hogares relativamente más numerosos, se observa una potencial divergencia entre ambas escalas producto de las economías de escala presentes en el consumo de los hogares.

En términos generales, se plantean las siguientes explicaciones posibles para la diferencia observada entre ambas escalas que reflejan, a su vez, divergencias en las metodologías y supuestos de estimación. En primer lugar, se destaca que las escalas del INDEC son normativas, por lo que indican aquello que “*debería ser*” y no se corresponden necesariamente con el comportamiento de gasto real de los hogares. Por otro lado, las escalas basadas en criterios nutricionales, no se han modificado a lo largo del tiempo, de modo que no reflejan las variaciones de hábitos y preferencias de consumo. En segundo lugar, las escalas INDEC captan únicamente las diferencias en las necesidades alimenticias de los miembros de un hogar, mientras que las escalas estimadas reflejan las diferencias en todos los rubros de gasto considerados. En tercer lugar, la presencia de las economías de escala en el consumo es relevante y es ignorada, por construcción, en las escalas de expertos dado que cada integrante adicional representa siempre la misma proporción del adulto equivalente. En cuarto lugar, el INDEC realiza una caracterización de los integrantes del hogar considerando un mayor nivel de desagregación por edad y diferenciando por género. Sin embargo, en las escalas obtenidas mediante la estimación propuesta se han categorizado a los hogares a partir de criterios relativamente más amplios -en relación a las características de los hogares de CABA y al tamaño de muestra empleado.

## **VI. Conclusiones y aportes para futuras investigaciones**

En la presente investigación se propuso, por un lado, estimar las escalas de equivalencia asociadas a un mínimo nivel de bienestar para los tipos de hogares más representativos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y, por otro lado, comparar dichas escalas con aquellas institucionalmente empleadas en la Argentina. A los efectos de superar el problema de identificación de las escalas se adoptó el criterio propuesto por Kohn y Missong (2002), que consiste en asumir la existencia de un único nivel mínimo de bienestar para todos los tipos de hogares considerados.

El sistema completo de demanda cuadrático estimado presenta un buen ajuste de los datos, dado que los parámetros estimados correspondientes al término no lineal resultan significativos en todas las categorías de bienes. Esto refuerza la evidencia presentada por

Pizzolitto (2007) de que la especificación no lineal de la curva de Engel deriva en mejores estimaciones y presenta un mejor ajuste de los datos para nuestro país. Por otro lado, la significatividad en términos estadísticos de la mayoría de los parámetros estimados correspondientes al tipo de hogar ( $b_i^z$ ) indican que las variables demográficas construidas resultan explicativas de la variabilidad del gasto en el bien  $i$  y, por lo tanto, del comportamiento efectivo de consumo de los hogares.

Las escalas de equivalencia finalmente estimadas para las categorías de hogares definidas aportan información para discutir las hipótesis de este trabajo y plantean asimismo nuevos interrogantes para continuar investigando. Con respecto a las economías de escala en el consumo, los resultados aunque evidencian su existencia, implican que las mismas no son de la magnitud esperada. En apoyo de esta aseveración es posible seguir dos líneas de argumentación. La primera surge de comparar las escalas únicas para el gasto total con el número de integrantes promedio en cada tipo de hogar. De esta forma, las economías de escala en el gasto experimentadas por el hogar de una pareja en edad activa serían equivalentes al 8% del gasto de un solo individuo, las de una pareja con uno o dos menores 17%, las de un hogar de 5 integrantes promedio con casi dos menores 23% y las de un hogar de 3,6 integrantes promedio sin menores menos de 4%. Estos valores resultan bastantes más altos que los indicados por el parámetro de economías de escala estimado con datos del país 1996/97 en Berges (2011), pero refuerzan las conclusiones respecto de su reducción en el período 2004/05 halladas en el mismo trabajo con datos de CABA.

La segunda línea de argumentación se relaciona con la segunda de las hipótesis planteadas, referida a que las estimaciones proporcionarían escalas de valores más bajos que los correspondientes a las escalas INDEC. Los resultados –con la única excepción de  $H_5$ – muestran escalas de equivalencia para el gasto total estimadas más altas que las indicadas por el número de adultos equivalentes INDEC. Una explicación posible se basa en que los gastos en algunos de los rubros son mucho más sensibles a la composición demográfica de los hogares que lo que indicarían los requerimientos de calorías base de la estimación del número de adultos equivalentes. Las escalas estimadas para equipamiento del hogar, salud, transporte y comunicaciones, educación y bienes y servicios diversos varían más que proporcionalmente con relación al número de integrantes de forma que más que compensan las economías de escala implícitas en el resto de los gastos.

Con relación a la tercera de las hipótesis planteadas, que suponía que las escalas aplicables al rubro alimentos diferirían de las correspondientes al resto de los rubros de gasto, se verifica que los resultados confirman lo esperado. Caben sin embargo, un par de observaciones interesantes. En primer lugar, que solamente los gastos en indumentaria, vivienda y esparcimiento poseen escalas más bajas que las estimadas para alimentos. Intuitivamente podría pensarse que mientras que se espera este resultado para los gastos de vivienda, el comportamiento evidenciado para indumentaria y esparcimiento podría indicar que éstos son rubros que las familias “ajustarían” bajo condiciones de restricción de ingresos. En segundo lugar, que las escalas estimadas para alimentos resultan muy similares a las obtenidas para los gastos totales en casi todos los tipos de hogares definidos. Este es un hallazgo con implicancias de “gran potencial” desde el punto de vista de políticas sociales destinadas a mejorar la situación de hogares más vulnerables.

En apoyo de esta última idea, la participación del gasto en alimentos sigue siendo la más importante en el presupuesto de gastos de las familias y los bienes que componen este rubro son relativamente más homogéneos que los incluidos en el resto de los rubros que componen la canasta. Esto último mejora las posibilidades de estimar los gastos

equivalentes que asegurarían un mismo nivel de bienestar ya que, como se ha visto en el desarrollo de esta investigación la mayor dificultad se encuentra en las categorías de gasto que agregan bienes de gran diversidad, no sólo por el tipo de bienes y servicios que se incluyen sino por las diferencias significativas que existen en las preferencias y hábitos de consumo en función de las características de los individuos que componen el hogar.

Un último comentario que tiene implicancias normativas, en el sentido que abre el interrogante para discutir acerca de lo que “debería hacerse” proviene de la observación que las escalas actuales se calculan en base a las necesidades potenciales de alimentación. Las escalas INDEC aunque imperfectas, están sin embargo no muy alejadas de los resultados de esta investigación que se focaliza en una estimación basada en los gastos a nivel de subsistencia. Por lo cual pareciera que las escalas actuales estarían relativamente más justificadas para ser empleadas en evaluaciones de carácter más agregado, donde lo que se compara es el gasto total entre hogares de distinta composición, y el objetivo es alcanzar un mínimo nivel de bienestar. Por el contrario, para la evaluación de políticas específicas, por ejemplo en salud y educación, estas escalas no reflejarían niveles equivalentes de bienestar. Lo mismo podría suponerse si se comparan hogares a medida que aumenta el nivel de bienestar debido a que, a medida que mejora el nivel de bienestar es menor la incidencia del gasto en alimentos y aumenta la participación en el presupuesto de otro tipo de bienes y servicios, cuyas escalas difieren en forma significativa.

Queda pendiente extender esta investigación al total del país, en la búsqueda de nueva evidencia que permita ampliar la discusión. La disponibilidad de datos adicionales permitiría asimismo redefinir la categorías de hogares, para dar lugar por ejemplo a la introducción de variables de género y otros rangos de edades.

## Referencias

- Banks, J., Blundell, R. y Lewbel, A. (1997). “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, pp. 527-539.
- Barnes, R. y Gillingham, R. (1984). “Demographic Effects in Demand Analysis: Estimation of the Quadratic Expenditure System Using Microdata”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 4, pp. 591-601.
- Barten, A. P. (1993). “Consumer Allocation Models: Choice of Functional Form.” *Empirical Economics*. Vol. 18, pp 129-158.
- Beccaria, L. (2001). “Equivalent Scales in Argentina”. Fourth Meeting of the Expert Group on Poverty Statistics (Rio Group). Rio de Janeiro, Brasil, 15 – 17 de Octubre de 2001.
- Berges, M. (2010). “Escalas de equivalencia y cambios en el nivel de bienestar de los hogares de la ciudad de Buenos Aires”. Trabajo publicado en los anales de la XLV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. <http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2010/berges.pdf>
- Berges, M. (2011). “*Escalas de equivalencias en el consumo para Argentina*”. Tesis Doctoral. Universidad Nacional de La Plata.



- 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.
- Blackorby, C. y Donaldson, C. (1988). "Adults Equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being". Discussion Paper, 88-27.
- Blow, L. (2003). "Demographics in demand systems". *The institute for fiscal studies. Working papers* 03/18.
- Browning, M., Chiappori, P. A. y Lewbel, A. (2006). "Estimating Consumption Economies of Scale, Adult Equivalence Scales, and Household Bargaining Power". University of Oxford, Department of Economics. Discussion Paper Series, No. 289.
- Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980). "*Economics and Consumer Behavior*". Cambridge University Press. 2da Edición.
- Galvis Ciro, J. C. (2012). "Estimación de la línea de pobreza para Antioquia mediante el sistema cuadrático de gastos". *Ensayos de Economía*, Edición No 40.
- Heckman, J.J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* Vol. 47, pp. 153-162.
- Howe, H., Pollak, R. y Wales, T. (1979). "Theory and time series estimation of the quadratic expenditure system". *Econometrica*, Vol. 47, No. 5, pp. 1231-1247.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina (2006). "Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 2004/2005". Secretaría de Economía Política, Ministerio de Economía.
- Kohn, K. y Missong, M. (2002). "Households Budget Data and Welfare Comparisons -A Reconciliation". Chapter 10. En *Contributions to Modern Econometrics*. Editado por Klein y Mitnik. Kluwer Academic Publishers. London.
- Lewbel, A. (1989). "Households Equivalence Scales and Welfare Comparisons". *Journal of Public Economics*, Vol. 39, pp. 377-391.
- Lewbel, A. (1991). "The Rank of demand systems: Theory and nonparametric estimation". *Econometrica*, Vol. 59, pp. 711-730. University of British Columbia.
- Lewbel, A. (1997). "Consumer Demand Systems and Household Equivalence Scales". *Handbook of Applied Econometrics*, Vol. II: Microeconomics, M. H. Pesaran and P. Schmidt, eds., Oxford: Blackwell Publishers Ltd.
- Muñoz Ayala, J. E. (2009). "Estimación de coeficientes de Orshansky a partir de un sistema completo de ecuaciones de demanda: una nueva metodología para la elaboración de umbrales de pobreza". *Cuadernos de Economía*, 28(50).
- Nelson J. (1988). "Household economies of scale in consumption: theory and evidence". *Econometrica*, Vol. 56, No. 6, pp. 1301-1314.

- Nelson, J. (1993). "Household Equivalence Scales: Theory versus Policy?". *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, N°3, pp. 471 – 493.
- Pizzolitto, G. (2007). "Curvas de Engel de alimentos, preferencias heterogéneas y características demográficas de los hogares: estimaciones para Argentina". Series de Documentos de Trabajo del CEDLAS, Documento de Trabajo Nro. 45.
- Pollak, R y Wales, T. (1978). "Estimation of Complete Demand Systems from Households Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure Systems". *American Economic Review*, Vol. 68, No. 3, pp. 348-359.
- Pollak, R. y Wales, T. (1981). "Demographics Variables in Demand Analysis". *Econometrica*, Vol. 49, N°6, pp. 1533-1551.
- Pollak, R. y Wales, T. (1992). "*Demand System Specification and Estimation*". Oxford New York.
- Schulte, J. (2007). "*Equivalence Scales: Identification and Estimation. A Cross-Sectional Analysis of German Data.*" Inaugural - Dissertation Berlin University. [http://www.diss.fu-berlin.de/diss/receive/FUDISS\\_thesis\\_000000003138](http://www.diss.fu-berlin.de/diss/receive/FUDISS_thesis_000000003138)
- 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.
- 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.

## ANEXOS

**Cuadro A.I - Descripción de la composición de los hogares de CABA**

Miembros	Menor de 14	Mayor de 65					Total
		0	1	2	3	4	
1	0	15,71%	9,69%	-	-	-	25,40%
2	0	16,01%	5,84%	7,20%	-	-	29,04%
	1	1,21%	0,04%	-	-	-	1,25%
3	0	5,62%	1,80%	1,40%	0,44%	-	9,25%
	1	7,05%	0,37%	-	-	-	7,42%
	2	0,77%	-	-	-	-	0,77%
4	0	4,55%	1,17%	0,40%	0,04%	0,04%	6,20%
	1	2,75%	0,51%	0,07%	-	-	3,34%
	2	6,35%	0,18%	-	-	-	6,53%
	3	0,18%	-	-	-	-	0,18%
5	0	0,95%	0,48%	0,07%	0,04%	-	1,54%
	1	1,58%	0,22%	-	-	-	1,80%
	2	1,03%	0,22%	-	-	-	1,25%
	3	1,28%	-	-	-	-	1,28%
	4	0,11%	-	-	-	-	0,11%
6	0	0,29%	0,26%	0,04%	-	-	0,59%
	1	0,62%	0,07%	0,07%	-	-	0,77%
	2	0,51%	0,07%	0,07%	-	-	0,66%
	3	0,33%	0,04%	-	-	-	0,37%
	4	0,66%	-	-	-	-	0,66%
	5	0,07%	-	-	-	-	0,07%
7	0	0,04%	0,04%	-	-	-	0,07%
	1	0,15%	-	-	-	-	0,15%
	2	0,15%	-	-	-	-	0,15%
	3	0,22%	-	-	-	-	0,22%
	4	0,11%	-	0,04%	-	-	0,15%
	5	0,04%	-	-	-	-	0,04%
8	1	0,07%	-	-	-	-	0,07%
	2	0,04%	-	-	-	-	0,04%
	3	0,11%	-	-	-	-	0,11%
	4	0,04%	-	-	-	-	0,04%
	5	0,04%	-	-	-	-	0,04%
9	1	0,07%	0,04%	-	-	-	0,11%
	3	0,07%	-	-	-	-	0,07%
	4	0,04%	-	-	-	-	0,04%
10	3	0,11%	-	-	-	-	0,11%
	7	0,04%	-	-	-	-	0,04%
11	5	0,04%	-	-	-	-	0,04%
12	4	0,04%	-	-	-	-	0,04%

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 2004/05

**Cuadro A.II - Parámetros estimados del modelo Probit**

Variables Explicativas	Parámetros Estimados por Ecuación de Gasto							
	G1	G2	G3	G4	G5	G6	G7	G8
Ded. Alta ( <i>dummy</i> )	-0,285 (0,231)	0,018 (0,074)	0,237 (0,235)	-0,223** (0,105)	0,033 (0,069)	-0,086 (0,228)	0,013 (0,103)	0,259*** (0,065)
Ded. Baja ( <i>dummy</i> )	0,619** (0,298)	-0,135* (0,079)	-0,29 (0,204)	0,002 (0,113)	-0,205*** (0,078)	-0,295 (0,185)	-0,118 (0,097)	-0,086 (0,082)
Sexo del Jefe ( <i>dummy</i> )	0,208 (0,218)	-0,172*** (0,064)	0,155 (0,174)	-0,133 (0,089)	-0,114* (0,06)	-0,129 (0,163)	0,003 (0,083)	-0,256*** (0,059)
Edad del Jefe	-0,021** (0,009)	-0,012*** (0,003)	0,009 (0,007)	-0,004 (0,003)	0,013*** (0,002)	-0,007 (0,007)	-0,006* (0,003)	-0,011*** (0,002)
Cantidad de Miembros	0,264 (0,172)	0,078** (0,039)	0,285* (0,165)	0,121** (0,062)	-0,034 (0,040)	0,396** (0,163)	0,128** (0,061)	0,161*** (0,04)
Mayores de 65	0,273 (0,252)	-0,010 (0,059)	0,142 (0,218)	0,164* (0,093)	0,112* (0,061)	0,106 (0,193)	-0,020 (0,082)	-0,291*** (0,06)
Menores de 14	-0,204 (0,273)	-0,049 (0,052)	-0,108 (0,188)	-0,013 (0,079)	0,066 (0,048)	-0,408** (0,197)	-0,145** (0,072)	-0,019 (0,046)
Quintil de Ingreso Alto ( <i>dummy</i> )	-0,465 (0,358)	-0,125 (0,089)	-0,211 (0,391)	0,192 (0,154)	-0,12 (0,082)	-	-0,02 (0,162)	-0,027 (0,074)
Quintil de Ingreso Bajo ( <i>dummy</i> )	-0,214 (0,256)	-0,081 (0,075)	0,043 (0,216)	-0,073 (0,103)	-0,103 (0,072)	-0,549** (0,244)	-0,237** (0,095)	-0,086 (0,073)
Gasto Total (GT)	0,001*** (0,0002)	0,001*** (6,48E-05)	0,001*** (0,0003)	0,001*** (0,0001)	0,0005*** (6,72E-05)	0,001*** (0,0003)	0,001*** (0,0001)	0,0002*** (5,57E-05)
GT*Cantidad de Miembros	-4,67E-05 (5,78E-05)	-2,76E-05** (1,33E-05)	-7,20E-05 (0,0001)	-5,41E-05** (2,62E-05)	-1,73E-06 (1,56E-05)	-6,76E-05 (0,0001)	-6,45E-05** (3,17E-05)	3,64E-05*** (1,32E-05)
GT al cuadrado	-2,61E-08*** (8,97E-09)	-2,02E-08*** (2,62E-09)	-3,21E-08* (1,76E-08)	-2,33E-08*** (5,37E-099)	-2,13E-08*** (2,88E-09)	-4,41E-08** (1,52E-08)	-3,67E-08*** (6,04E-09)	-1,12E-08*** (2,47E-09)
Constante	2,373*** (0,614)	0,808*** (0,185)	0,251 (0,574)	0,761*** (0,261)	-0,777*** (0,179)	1,332** (0,579)	0,403 (0,261)	-0,415** (0,164)
Obs. con y=0	19	546	29	172	751	48	271	1529
Obs. con y=1	2705	2178	2695	2552	1973	2676	2453	1195
Pseudo R <sup>2</sup>	0,229	0,128	0,201	0,13	0,135	0,328	0,261	0,21
Log Likelihood	-87,37	-1190,26	-128,38	-558,26	-1386,76	-162,15	-652,18	-1475,15

Nota: Variable dependiente: Gasto (*dummy*)

En la ecuación estimada del G6 se excluyó la variable explicativa de quintil de ingreso alto dado que presentaba multicolinealidad perfecta

Errores estándar reportados entre paréntesis.

Niveles de significatividad estadística: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%

**Cuadro A.III - Parámetros Estimados por el Sistema de Demanda QES**

Ecuación de Gasto	Parámetros Estimados por Ecuación de Gasto del Sistema										Bondad del Ajuste
	$\widehat{a}_i$	$\widehat{b}_i^0$	$\widehat{b}_i^1$	$\widehat{b}_i^2$	$\widehat{b}_i^3$	$\widehat{b}_i^4$	$\widehat{b}_i^5$	$\widehat{b}_i^6$	$\widehat{c}_i$	$\widehat{\delta}_i$	R <sup>2</sup> Ajustado
G1	0,218*** (0,005)	1,853*** (0,430)	0,884 (0,681)	1,320*** (0,420)	3,023*** (0,568)	3,196*** (0,448)	5,153*** (0,490)	4,575*** (0,443)	-0,049*** (0,003)	-2,989** (1,419)	0,624
G2	0,078*** (0,005)	0,838*** (0,190)	-0,262 (0,285)	0,183 (0,185)	0,445* (0,229)	0,7*** (0,195)	1,082*** (0,213)	0,805*** (0,192)	-0,017*** (0,002)	-4,441 (4,491)	0,314
G3	0,086*** (0,004)	2,150*** (0,269)	-0,087 (0,375)	0,464* (0,276)	0,567* (0,324)	0,807*** (0,284)	1,100*** (0,308)	0,868*** (0,288)	-0,025*** (0,002)	-3,710*** (1,316)	0,301
G4	0,103*** (0,004)	0,209 (0,259)	0,817** (0,354)	0,533** (0,249)	1,638*** (0,306)	1,535*** (0,261)	1,901*** (0,288)	1,518*** (0,267)	-0,025*** (0,002)	9,747 (6,260)	0,438
G5	0,101*** (0,006)	1,165*** (0,309)	1,408*** (0,433)	0,540* (0,294)	3,090*** (0,382)	1,144*** (0,316)	2,068*** (0,344)	2,199*** (0,311)	-0,028*** (0,002)	-1,437*** (4,044)	0,357
G6	0,144*** (0,004)	0,943** (0,392)	0,733 (0,567)	1,295*** (0,397)	2,016*** (0,466)	2,066*** (0,402)	3,222*** (0,429)	2,940*** (0,404)	-0,040*** (0,003)	-1,736 (8,261)	0,508
G7	0,108*** (0,005)	1,031*** (0,267)	0,156 (0,376)	0,367 (0,273)	0,855*** (0,309)	0,973*** (0,279)	1,351*** (0,295)	1,213*** (0,280)	-0,024*** (0,002)	-1,656*** (4,325)	0,553
G8	0,071*** (0,006)	0,435 (0,435)	0,233 (1,023)	-0,009 (0,381)	0,484 (0,526)	1,410*** (0,397)	2,324*** (0,442)	1,784*** (0,397)	-0,022*** (0,002)	2,157 (3,884)	0,216
G9	-	-0,943*** (0,289)	0,233 (0,581)	0,774*** (0,217)	1,521*** (0,320)	1,332*** (0,245)	2,083*** (0,277)	1,566*** (0,241)	-0,021*** (0,002)	-	-

Nota: Errores estándar reportados entre paréntesis  
 Niveles de significatividad estadística: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%  
 Total de la muestra: 2724 observaciones de hogares