

ESCALAS DE EQUIVALENCIA Y CAMBIOS EN EL NIVEL DE BIENESTAR DE LOS HOGARES DE LA CIUDAD DE BUENOS AIRES*

Miriam Berges
Universidad Nacional de Mar del Plata

RESUMEN

Este trabajo compara las escalas de equivalencia –escalas de Engel, condicionales– obtenidas en forma semi-parámetrica en base a los gastos de consumo de los hogares de la ciudad de Buenos Aires en dos períodos diferentes, con el objetivo de efectuar algunas consideraciones en términos de bienestar. Se emplean los datos de las dos últimas Encuestas de Gastos de los Hogares (ENGH) –1996/97 y 2004/05. Como resultado, los valores de las escalas resultan mayores en el último período, como consecuencia de dos efectos que se refuerzan. Por un lado, la disminución de las economías a escala en el consumo aumenta el gasto que necesita una familia de mayor número de integrantes y, por el otro, el aumento en la ponderación que recibe un menor respecto de un adulto, aumenta proporcionalmente el gasto total de las familias con más niños.

ABSTRACT

This paper compares Engel conditional equivalence scales estimated semi parametrically from the household's consumption expenditures for Buenos Aires city in two different periods. The objective is to analyze the changes and its implications over families well being. The data come from the last two National Expenditures Surveys (1996/97 y 2004/05). As result, the scales obtained for the last period are higher as a consequence of two reinforcing effects. On the one hand, lower economies of scale in the households increased consumption spending for a larger family and, on the other, higher equivalences of children relative to adults increased the spending that families with more children need.

** Este trabajo es parte de las investigaciones realizadas en la elaboración de la Tesis Doctoral en la Universidad Nacional de La Plata, dirigida por el Dr. Walter Sosa Escudero y la Dra. Mariana Marchionni. La autora es la única responsable por lo que aquí se expone.*

I. Introducción

Aunque el concepto de bienestar de los hogares involucra aspectos subjetivos y, por lo tanto, de difícil medición, puede aceptarse que las familias cuyos gastos de consumo en términos reales son mayores, poseen un mayor nivel de bienestar. Sin embargo, las comparaciones entre hogares basadas en el consumo, aunque asumen una acepción de bienestar más restringida y cuentan con consenso para ser empleadas en la evaluación y el diseño de políticas económicas, introducen a su vez nuevas complejidades en el análisis que deben ser analizadas.

El gasto total de los hogares aumenta a medida que aumenta el número de integrantes del hogar y, de acuerdo a ello, las comparaciones sólo podrían realizarse en el caso de hogares que posean igual número de miembros o en términos de una medida homogénea tal como el gasto por integrante. La segunda de las opciones es la más ampliamente utilizada porque permite extender las comparaciones a todos los tipos de hogares, pero implica al mismo tiempo tener en cuenta que los gastos de consumo de cada integrante difieren en función de sus necesidades y gustos. Usualmente ambos conceptos se aproximan en función de las características de género y edad de cada uno de los miembros del hogar y constituyen lo que se denomina escalas de equivalencia en el consumo.

Otra de las consideraciones que deberían tenerse en cuenta es que si bien una familia más numerosa incurre en mayores gastos totales, no todos los rubros de gastos aumentan en forma proporcional con el número de integrantes. Algunos de los bienes consumidos en el hogar tienen el carácter de bienes públicos –porque pueden ser disfrutados por todos sin necesidad de incurrir en gastos adicionales- y el consumo de otros puede ser realizado más eficientemente en forma conjunta. El concepto de economías de escala en el hogar modifica las escalas de equivalencia entre hogares con distinta composición, disminuyendo los coeficientes o escalas asignados a cada hogar cuyo número de integrantes sea mayor que el correspondiente al hogar de referencia.

En nuestro país las comparaciones de gastos o ingresos necesarios

para adquirir una canasta básica de bienes y determinar el nivel de pobreza relativa de los hogares se realizan empleando escalas normativas establecidas de acuerdo a los requerimientos de calorías del hogar de acuerdo a la edad y género de sus miembros. Estas escalas se utilizan para calcular los gastos en alimentos y determinar luego los gastos totales empleando la inversa del coeficiente de Engel –que mide la participación de los gastos en alimentos en el presupuesto total de las familias. Esta es una de las metodologías que se utilizan para efectuar inferencias sobre el bienestar de los hogares y, aunque no considera las economías de escala en el consumo, es de aceptación generalizada en virtud de su transparencia.

Otra de las formas en que es posible efectuar las comparaciones, consiste en calcular las escalas de equivalencia en los gastos que surgen de los datos de consumo que declaran los hogares. Este tipo de comparaciones reviste un carácter más descriptivo y *ex post* y las escalas que surgen están afectadas por las restricciones de ingreso que enfrentan los hogares.

En síntesis, los datos que proporciona el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), calculan el número de adultos equivalentes en un hogar en base a escalas normativas y estas son las que se emplean en las mediciones de pobreza e indigencia. Si bien ha habido algún intento de revisión de esta metodología (Beccaria, 2001), y existen trabajos en el país que emplean otro tipo de escalas –en función de recomendaciones de la literatura internacional–, no se ha discutido este tema con datos calculados para Argentina.

Las escalas estimadas a partir de los datos de consumo podrían o no, reflejar mejor que las oficiales actuales el nivel de ingresos que deberían alcanzar las familias para no ser pobres. Este tipo de controversias no tiene una única respuesta y, la decisión de emplear una u otra, depende casi siempre del contexto en el cual se utilizan y los objetivos que el trabajo se propone.

El argumento que se expone en esta investigación es que las escalas

institucionalmente calculadas se han mantenido constantes a través del tiempo y, debido a ello, no serían las adecuadas para reflejar las posibles modificaciones en las preferencias y hábitos de consumo de los hogares como consecuencia de los cambios en el contexto. Las escalas estimadas con datos de consumo, en cambio, aunque imperfectas, revelan las equivalencias “efectivas” entre distintos tipos de hogares, es decir sobre la base de lo que realmente gastaron.

El objetivo de este trabajo es comparar el comportamiento de consumo de las familias en dos períodos diferentes de la historia económica del país e indagar sobre los cambios ocurridos y sus probables efectos sobre el nivel de bienestar de los hogares. La hipótesis es que si las escalas de equivalencia en el consumo se han modificado, la dirección en la cual lo han hecho es informativa respecto de cómo los cambios en el período han afectado el comportamiento del consumo.

Se calculan y comparan las escalas de equivalencia estimadas en base al consumo revelado por los hogares de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires en dos períodos diferentes. Se emplean los datos de las dos últimas Encuestas de Gastos de los Hogares (ENGH), la correspondiente al año comprendido entre abril de 1996 y marzo de 1997, y la posterior, realizada entre el cuarto trimestre del año 2004 y el mismo trimestre del 2005.¹ La primera ENGH coincide con la vigencia del Plan de Convertibilidad en Argentina y estabilidad de precios en el país, la segunda, en cambio, se realizó con posterioridad a la devaluación de la moneda del país en el año 2001 y al inicio de un proceso inflacionario que alteró fuertemente los precios relativos de los bienes. Al mismo tiempo, las necesidades de consumo han variado en el período, el acceso a nuevas tecnologías de comunicación, las preferencias respecto de la educación de los hijos, nuevos artículos de consumo y confort en el hogar y aún los hábitos alimenticios ante la mayor diferenciación de los bienes por calidad. Lo que se observa, entonces, es el impacto efectivo de ambos

1. Las comparaciones se restringen a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires debido a que sólo en este caso están disponibles los datos de ambas encuestas.

cambios y no es posible separar qué parte de ellos se debe a una adaptación al contexto y qué parte es legítimamente atribuible a los cambios de hábitos y preferencias de las familias.

Como resultado de ello, este trabajo intenta demostrar que las escalas de equivalencia estimadas en base al comportamiento de consumo son mayores en el último período y propone algunas explicaciones posibles discutiendo sobre el impacto de este cambio en el nivel de vida de los hogares de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

El trabajo se ha dividido en las siguientes secciones, la presentación de la teoría que sustenta el cálculo de las escalas de equivalencia con datos de consumo, la metodología utilizada, la descripción de las características de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, los resultados que surgen de las estimaciones y la discusión sobre los cambios en el nivel de bienestar de los hogares. Finalmente se presentan las conclusiones y algunas consideraciones para futuras investigaciones.

II. La teoría del consumo y el cálculo de las escalas de equivalencia en base a gastos

Con el objetivo de comprender los alcances y las limitaciones de los análisis realizados, se incluye esta sección que define y describe los orígenes y la evolución de las cuestiones que se plantean en torno al cálculo y la utilización de las escalas estimadas con datos de consumo.

Las escalas que parten de la Teoría de Consumo, se centran en medir la utilidad indirectamente a través de las preferencias reveladas por los gastos de consumo restringidos en función de su ingreso disponible.

El supuesto fundamental es que dos hogares que se comportan de igual forma, poseen el mismo nivel de bienestar. Las escalas de equivalencia (s) comparan hogares de composición diferente $-z^1$ y z^0- , en función del costo relativo de mantener el estándar de vida o nivel de utilidad base o de referencia (u^R) a los precios de referencia p^R de acuerdo a (1).

$$s = \frac{c(u^R, p^R, z^1)}{c(u^R, p^R, z^0)} \quad (1)$$

Las controversias teóricas detrás de este cálculo se centran en dos cuestiones. La primera de ellas se relaciona con el hecho que el nivel de bienestar de los hogares no es independiente de su composición demográfica y representa el punto de partida de las discusiones en torno a lo que la literatura reconoce como escalas de equivalencia condicionales o no condicionales. Y la segunda, se relaciona con la búsqueda de un criterio apropiado por medio del cual definir un nivel de iso-bienestar.

Las escalas de equivalencia que no toman en cuenta los beneficios de una composición familiar particular son definidas por Pollak y Walles (1979) como “escalas de equivalencia condicionales”, porque pueden ser derivadas en algunas circunstancias del comportamiento de demanda de los consumidores bajo el supuesto que la estructura demográfica está dada. Estos autores argumentan que, mientras que las escalas pueden ser útiles para entender los patrones de demanda del consumidor, para las comparaciones de bienestar es necesario conocer las escalas de equivalencia no condicionales que tienen en cuenta la elección de la composición del hogar. En idéntica dirección Blundell y Lewbel (1991, p. 66) concluyen que *“el uso de las escalas de equivalencia derivadas de los datos de demanda son deshonestas o al menos incompletas para hacer comparaciones de bienestar”*.

A pesar de estas críticas, las escalas de equivalencia condicionales continúan siendo utilizadas. Muchos de los usuarios apoyarían las ideas de Deaton y Muellbauer:

[...] los padres eligen tener chicos y significa que los beneficios de tenerlos superan a los costos, pero de ninguna forma significa que los costos sean cero. Lo que se requiere es una definición más estrecha y puramente económica del bienestar de los padres, y que ella excluya el beneficio de los niños en sí mismos, tanto reales como psicológicos.
(1986, p.725)

De acuerdo a Nelson (1993), las ideas de Deaton y Muellbauer se ajustan a la tradición histórica de la estimación de escalas de equivalencia,

que incluye el trabajo de Engel (1895), el de Sydenstricker y King (1921) y otros posteriores relacionados con un concepto de bienestar evaluado en un sentido más acotado. Este enfoque tradicional es el más apropiado para estimar escalas de equivalencia con fines de política e investigación aplicada, porque *“como los temas de distribución de felicidad subjetiva pura son raramente tomados en cuenta en aplicaciones prácticas, las escalas de equivalencia en el viejo, más materialista, y más objetivo sentido siguen siendo de gran interés práctico”* (Nelson, 1993, p.485).

El concepto más acotado de bienestar se asimila al término “nivel de vida”. De acuerdo a Sen (1987) el nivel de vida es la principal preocupación detrás de las investigaciones de pobreza y distribución del ingreso. El nivel de vida está determinado por la capacidad de los individuos de emprender actividades personal y socialmente importantes. La felicidad subjetiva, aun si fuera revelada por el comportamiento, varía demasiado entre individuos como para ser utilizada en políticas con objetivos basados en el nivel de vida.

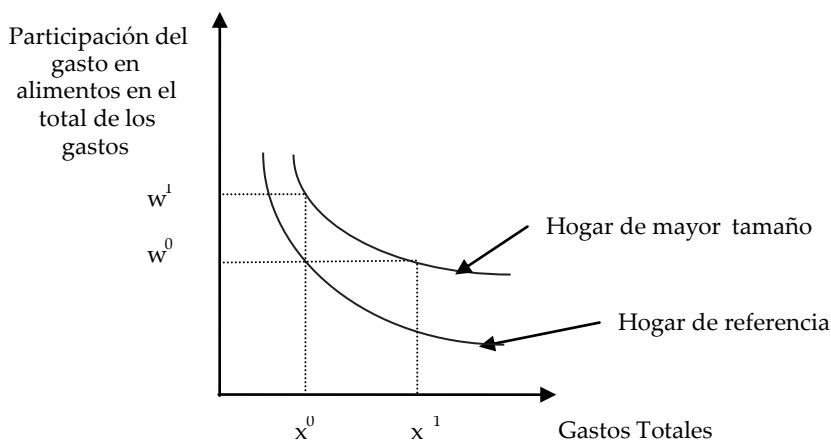
La segunda de las cuestiones planteadas, surge a partir de lo que se ha llamado “el problema de identificación de las escalas” que se deduce del hecho que distintas funciones de costo o gasto observado en los hogares es compatible con la definición de más de una función de utilidad posible, a partir de la cual pudieran haberse derivado. La solución a este problema pasa por explicitar un supuesto adicional para definir bajo qué circunstancias dos hogares poseen idénticos niveles de bienestar.

El primer supuesto de identificación utilizado para construir escalas de equivalencia se debe a Engel y se basa en que la participación del gasto en alimentos respecto del gasto total es un indicador del nivel de bienestar de los hogares con diferente composición demográfica. Un hogar de mayor tamaño está igualmente bien que uno de menor tamaño si ambos destinan la misma fracción de su presupuesto al gasto en alimentos.

Para cualquier composición del hogar dada, la Ley de Engel muestra una relación inversa entre gasto total (x) y participación del gasto en

alimentos (w), tal como se indica en la Figura 1. Para el mismo nivel de gastos (x_0), el hogar de mayor tamaño tiene una fracción mayor de su presupuesto en alimentos ($w_1 > w_0$). Para una cierta combinación de la curva perteneciente al hogar de referencia, por ejemplo x^0 y w^0 , la regla de Engel puede utilizarse para calcular el monto de gastos que un hogar de mayor tamaño requeriría para estar igualmente bien que el de referencia. Por ejemplo si éste último estuviera compuesto por dos adultos y el de mayor tamaño por dos adultos y un niño, la diferencia ($x^1 - x^0$) es la variación compensadora y $(x^1 - x^0)/x^0$ es la escala de un niño respecto de una pareja de adultos.

Figura 1



Otro de los supuestos utilizados, se debe a Rothbarth (1943) y consiste en utilizar el nivel de gastos en ciertos bienes consumidos sólo por los adultos como indicador de su bienestar. La escala correspondiente a un niño adicional surge de calcular cuánto se reducen estos gastos debido a la incorporación del menor en el hogar. Los bienes usualmente utilizados son el tabaco, el alcohol y la ropa de adultos, pero no es fácil desagregar este tipo de bienes en las encuestas de gastos y, aunque existieran, tam-

poco podría argumentarse con certeza que el comportamiento de los padres no se modificaría ante la presencia de los hijos. Existirían efectos de sustitución en contra de ciertos bienes consumidos típicamente por una familia sin hijos, aunque los individuos fueran compensados.

Otros métodos utilizados para calcular escalas de equivalencia consisten en identificar escalas específicas para cada bien y una escala general en función de la composición demográfica de los hogares, que representan las necesidades de cada bien y de gasto total para diferentes tipos de hogares. De este modo se obtienen las escalas en el modelo de Prais y Houthakker (1955), y de forma similar, aunque con una versión mejorada, en el de Barten (1964) y en el de Gorman (1976).

Más recientemente, los trabajos de Lewbel (1989) y Blackorby y Donaldson (1989, 1993) han presentado un mismo esquema dentro del cual las escalas tipo Engel o convencionales son válidas. El primer autor presenta lo que se conoce con el nombre de "hipótesis IB" o escalas independientes de la base o nivel de utilidad de referencia, mientras que los últimos dos utilizan el término "exactitud de las escalas de equivalencia".

Para obtener escalas de equivalencia IB, esto es invariantes respecto del nivel de utilidad al cual se efectúan las comparaciones del gasto total, se requiere una estructura particular de las preferencias para los distintos tipos de hogares. Esta estructura se caracteriza porque la función de costo o gasto mínimo se puede descomponer en el producto de dos funciones, la primera que depende solamente de los precios y del nivel de utilidad y la segunda que depende sólo de los precios y de las características del hogar.

Lewbel y Blackorby y Donaldson demostraron que, si existiera una función para las escalas de equivalencia $-\Delta(p, z)$ tal que fuera independiente de la utilidad base de referencia y que variara con los precios p y con las características del hogar z , las funciones de gasto total o mínimo costo de dos hogares –el de referencia y otro con el cual se compara– estarían relacionadas por:

$$c(p, u, z) = c(p, u, z^R) \Delta(p, z) \quad (2)$$

Las escalas (Δ) no dependen de u y, debido a que ambas funciones de gasto son homogéneas de grado uno en precios, la función que corresponde a las escalas debe ser homogénea de grado cero en precios.

Blackorby y Donaldson expresan esta relación en términos de las funciones de utilidad indirecta $-V(p, x, z)$ – que brinda el nivel de utilidad del tipo de hogar z con un gasto total x y precios p .

$$V(p, x, z) = V\left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R\right) \quad (3)$$

Se define a $x/\Delta(p, z)$ como el gasto equivalente. La ecuación anterior establece que si dos hogares enfrentan los mismos precios y tienen el mismo gasto equivalente están igualmente bien en términos de bienestar.

Utilizando la identidad de Roy, la ecuación (3) y la regla de la cadena se derivan las ecuaciones de demanda para los i bienes $-q_i(p, x, z)$ – en términos de la ecuación de demanda del hogar de referencia $-q_i(p, x, z^R)$ – como sigue:

$$q_i(p, x, z) = \Delta(p, z) x_i\left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R\right) + \frac{x}{\Delta(p, z)} \frac{\partial \Delta(p, z)}{\partial p_i} \quad (4)$$

Multiplicando a (4) por p_i/x se obtienen las ecuaciones de participación en el gasto marshallianas $w_i(p, x, z)$ y se define a $\eta_i(p, z)$ como la elasticidad de $\Delta(p, z)$ con respecto al precio.

$$w_i(p, x, z) = w_i\left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R\right) + \eta_i(p, z) \quad (5)$$

Bajo la hipótesis de independencia, las participaciones marshallianas del hogar que se compara son iguales a las correspondientes al hogar de referencia para el mismo nivel de gasto equivalente más la elasticidad de las escalas respecto del precio. La ecuación (5) indica que, suponiendo independencia del nivel de utilidad base, la curva de Engel depende del tipo de hogar pero su forma no se restringe a una en particular. En el espacio $w_i \sim \ln(x)$ las funciones están relacionadas por desplazamientos

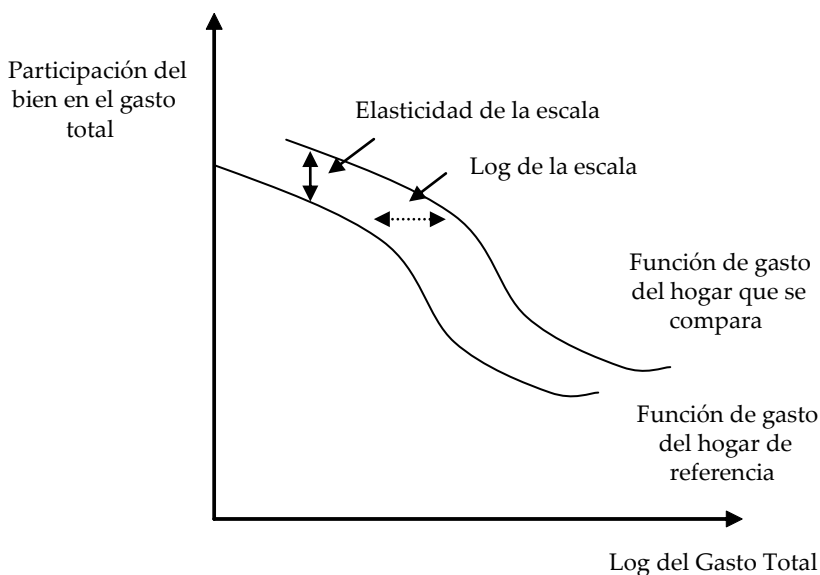
verticales y horizontales. Para un determinado bien, las funciones de participación en el gasto de los distintos tipos de hogares deben tener la misma forma. Esta característica es denominada por Pendakur (1999), “invarianza de la forma” de las curvas de Engel.

Si suponemos que las funciones de gasto para el tipo de hogar de referencia, $c(p, x, z^R)$ satisfacen la condición de Slutsky y que la función de las escalas de equivalencia es simétrica y cóncava en precios, las condiciones de Slutsky deben satisfacerse para todos los tipos de hogares. Debido a que las ecuaciones (4) y (5) se derivan de las funciones de utilidad indirecta, este sistema de demanda es integrable para todos los tipos de hogares. Esta independencia de la base provee un método que incorpora la información demográfica en un sistema de demanda estimado no paramétricamente que satisface la integrabilidad y deja la forma de la curva de Engel de los hogares no especificada.

Debido a que las funciones de elasticidad $\eta_i(p, z)$ no dependen del gasto total, para todos los hogares con el mismo nivel de gasto equivalente, las participaciones marshallianas en el gasto de los diferentes tipos de hogares responderán idénticamente a cambios proporcionales en el gasto. Esto implica que la invarianza de la forma es una restricción sobre las preferencias que puede ser testeada. Para estimar el logaritmo de las escalas, es necesario estimar el desplazamiento horizontal en la Figura 2 y para la estimación de la elasticidad de las escalas, el desplazamiento vertical.

De acuerdo a Lewbel (1997) las escalas IB son una generalización alternativa de las escalas de Engel, que como en el procedimiento de Prais-Houthakker, son escalas generales, s , que deflactan x y dependen de p tanto como de z . Cuando s es independiente de p , IB se reduce al caso de las escalas de Engel.

Figura 2



Fuente: Pendakur (1999, p.6).

III. La metodología para estimar escalas de equivalencia IB

La posibilidad de estimar escalas IB y la contrastación empírica sobre la forma invariante de las curvas de Engel correspondientes a hogares con distinta composición demográfica, ha dado lugar a muchos trabajos entre los que se pueden distinguir dos enfoques, en función de la estrategia aplicada para la estimación. El primero de ellos, se basa en formas paramétricas específicas tanto para las curvas de Engel como para la expresión de las escalas, mientras que el segundo emplea estimaciones no paramétricas para las curvas de Engel.

La mayoría de las aplicaciones empíricas que utilizan el primer enfoque concluyen que los datos no validan la hipótesis que soporta el cálculo de las escalas IB o ESE. Para estimarlas, mayormente se emplean especificaciones de tipo *translog* para las ecuaciones de participación en el gasto y, otra del mismo tipo o Cobb Douglas, para las escalas –Jorgenson y Slesnick (1987), Nicol (1991), Phipps (1990), Pendakur (1994).

Browning (1989), Nelson (1991), Bundell y Lewbel (1991) emplearon un sistema casi ideal de demanda para las preferencias y una función Cobb-Douglas para las escalas. Dickens *et al.* (1993) y Pashardes (1995) estimaron, en cambio, un sistema casi ideal extendido (logarítmico y cuadrático) para las primeras y una función *translog* para las segundas.

El trabajo de Pendakur (1999) innovó presentando una especificación no paramétrica para las curvas de Engel, que no impone restricciones acerca de su forma, y una paramétrica para las escalas. En este contexto logró probar, para algunos tipos de hogares considerados, la hipótesis que subyace en el modelo IB. Blundell *et al.* (1998) estimaron un modelo semiparamétrico parcialmente lineal extendido (EPLM) de la misma forma propuesta en el trabajo anterior y lo testearon contra modelos paramétricos.² Ellos demostraron que de las formas paramétricas, las que mejor describían el comportamiento de las curvas de Engel eran las del tipo cuadráticas en el logaritmo del gasto. Respecto de las formas semiparamétricas, probaron que su modelo parcialmente lineal extendido respondía mucho mejor a la hipótesis del modelo IB. En contraste, el modelo parcialmente lineal simple (PLM) implicaba que las participaciones de gasto de todos los bienes debían ser lineales en el logaritmo del gasto, lo que era rechazado por la evidencia.³

Yatchew *et al.* (2003), presentan un modelo de características similares al EPLM, pero que permite estimar las escalas en forma simultánea para diferentes tipos de familias clasificadas en función del número de adultos (A) y niños (K). Ellos denominan a su modelo parcialmente lineal de índice (IPLM) y destacan la mayor eficiencia obtenida en las estimaciones al incorporar en el índice lineal la función $(A + \beta_2 K)^{\beta_1}$ donde β_1 indica las eco-

2. Se hace mención a las fechas de ambas publicaciones, aunque los trabajos son contemporáneos.

3. La diferencia entre ambos modelos es que PLM postula que la ecuación de participación del gasto para una cierta mercancía i es de la forma: $w_i = \alpha_i z + g_i(\ln x) + \varepsilon_i$, donde $\alpha_i z$ es un índice lineal que incorpora las variables demográficas (z) y $g_i(\cdot)$ es una función no paramétrica, mientras que EPLM modela la misma ecuación de la forma: $w_i = \alpha_i(z, p) + g_i(\ln x - \alpha(z, p)) + \varepsilon_i$, donde el primer término es responsable de los desplazamientos verticales de las curvas y es diferente para cada mercancía, pero el término que se resta al $\ln x$ es independiente del bien y es responsable de los desplazamientos horizontales de las curvas. Estos desplazamientos parcialmente lineales se comportan como plantean Härdle y Marron (1990) y Pinkse y Robinson (1995) en sus trabajos sobre curvas de regresión no paramétricas que tienen la misma forma.

nomías de escala y β_2 la proporción que representa un niño respecto de un adulto. En la opinión de estos autores, esta formulación es más eficiente y más apropiada para el caso de países menos desarrollados, donde trabajar con tipos de hogares específicos comparados de a pares (por ejemplo “parejas sin hijos” y “parejas con un hijo”) tal como se presentaba en los trabajos anteriores, significaba dejar fuera del análisis a la mayor parte de los hogares.⁴ Aunque los autores rechazaron la invarianza de la forma de las curvas de Engel para todo el conjunto de la muestra, el valor del test es muy próximo al que permitiría su no rechazo, y la hipótesis no se rechaza para algunos de los tipos de hogares considerados en forma parcial.

Existen otros trabajos empíricos más recientes (Stengos *et al.* (2006) y Wilke (2005)) que se basan en modelos EPLM. El primero se centra en presentar una forma de estimación que ajusta mejor en los valores extremos de la función no paramétrica y , modela los distintos tipos de hogares considerando adultos y niños en más de un rango de edad, pero no considera las economías de escala. El segundo, también presenta una innovación en la forma de estimar el modelo y segmenta los datos distinguiendo los hogares que pertenecen a los quintiles más bajo y más alto de la distribución de ingresos, pero se limita a comparar sólo ciertas categorías de hogares. Stengos *et al.* (2006) argumentan que en el contexto de sistemas de demanda estimados paramétricamente, la hipótesis IB es muchas veces rechazada, pero en su opinión no es claro si el rechazo genuinamente refleja una dependencia de las escalas respecto del gasto total o se debe a la imposición de supuestos muy restrictivos acerca de la forma de las curvas de Engel. Estos autores utilizan el coeficiente de correlación para testear la hipótesis IB y verificar si la curvatura de las funciones correspondientes a distintos tipos de hogares es la misma, lo cual se verifica al estimar la participación del gasto en alimentos como variable dependiente, pero no en el caso de ropa o combustible.

Para la aplicación empírica con los datos de Buenos Aires, se sigue

4. Los datos utilizados por Pendakur (1999) provienen de encuestas de gastos de los hogares de Canadá del año 1990 y los de Yatchew *et al.* (2003) son del mismo tipo de encuestas, pero relevadas en Sudáfrica en 1993.

el enfoque de Yatchew *et al.* (2003), fundamentalmente porque la forma del índice lineal permite estimar los parámetros más importantes que frecuentemente se emplean en las comparaciones entre hogares y, aunque se pierde riqueza en la información respecto a edades y sexo de los integrantes, las escalas obtenidas son más precisas y monótonamente crecientes a medida que aumenta el número de adultos y niños en el hogar.⁵ Adicionalmente se calcularon (aunque no se presentan en este trabajo) las escalas correspondientes al modelo EPLM para algunos de los tipos de familias más representativos y los resultados sólo fueron consistentes hasta la incorporación de un tercer miembro adulto en el hogar respecto de uno o dos y hasta la incorporación de un segundo niño respecto de una pareja sin hijos o con solamente uno.

La estructura del modelo propuesto responde al IPLM de Yatchew (2003) que tiene la forma:

$$w = g(r(X, \beta)) + Z\eta + \varepsilon \quad (6)$$

donde w es el vector columna que contiene las n variables dependientes, X es la matriz de $n \times p$ datos –en este caso $\ln x$, A y K –, Z es la matriz de $n \times q$ *dummies* correspondientes a los q tipos de hogares, g es una función no paramétrica, r es una función conocida – $\ln x - \beta_1(A + \beta_2K)$ –, β y η son los vectores de parámetros y ε es el vector de n términos de error tal que $\varepsilon | X, Z$ es i.i.d. con media 0 y varianza σ^2 .

Para estimar este modelo, se parte de una grilla de valores de β y para cada uno de ellos se procede como si fuera un modelo parcialmente lineal. Utilizando el procedimiento que calcula las diferencias, para β fijo y P_β la matriz de permutaciones que reordena el vector $r(X, \beta)$ en orden creciente con D la matriz de diferencias.

$$DP_\beta w \cong DP_\beta g(r(x, \beta_0)) + DP_\beta Z\eta_0 + DP_\beta \varepsilon \quad (7)$$

5. Un problema que suele presentarse al estimar escalas para familias de similar composición es que las escalas no aumenten monótonamente con el número de miembros.

La estimación de η está dada por:

$$\hat{\eta}_\beta = [(DP_\beta)'(DP_\beta Z)]^{-1}(DP_\beta Z)'DP_\beta w \quad (8)$$

Y el problema de optimización consiste en buscar, entre diferentes valores de β , los que minimicen la varianza estimada de los residuos (s^2) (Ichimura, 1993; Klein y Spady, 1993).

$$s^2 = \min_\beta \frac{1}{n} (DP_\beta w - DP_\beta Z \hat{\eta}_\beta)' (DP_\beta w - DP_\beta Z \hat{\eta}_\beta) \quad (9)$$

Para estimar las escalas de equivalencia utilizando un modelo de este tipo, la ecuación (Yatchew, 2003) planteada es:

$$w = g(\ln x - \beta_1 \ln(A + \beta_2 K)) + Z\eta + \varepsilon \quad (10)$$

Donde w es la proporción del gasto del hogar en alimentos, $\ln x$ es el logaritmo del gasto del hogar, A es el número de adultos en el hogar y K el número de niños. Z es una matriz de variables *dummies* cuyos elementos z_{ij} toman valor 1 cuando el hogar posee i miembros adultos y j miembros menores. Existen $q + 1$ tipos de familias y el primer tipo (hogares con un miembro adulto) es el hogar de referencia con el que se comparan los otros q tipos.

El parámetro β_1 refleja las economías de escala en el hogar y β_2 mide la escala de equivalencia de un menor respecto de un adulto. Ambos parámetros deben ser restringidos dentro del rango $[0,1]$. En esta especificación de la escala, se supone que todos los adultos poseen gustos y necesidades similares, mientras que los niños son equivalentes a un porcentaje (dado por β_2) de un adulto. Por otra parte, si $\beta_1 = 0$ (economías de escala absolutas) el gasto equivalente del hogar es el gasto total del mismo; mientras que si $\beta_1 = 1$ (ausencia de economías de escala) el gasto equivalente del hogar es el gasto *per cápita* del mismo.

Los q valores de η miden la elasticidad de las escalas de equivalencia

con respecto al precio de los alimentos (Pendakur, 1999). Los parámetros β son responsables de los desplazamientos horizontales de las curvas de Engel, mientras que η indica los desplazamientos verticales ilustrados en la Figura 2.

El cálculo de las escalas de equivalencia (Δ) para los z_{ij} tipos de hogares implica resolver la función inversa al logaritmo de la escala (δ)

$$\Delta = \exp(\delta) = (A + \beta_2 K)^{\beta_1} \quad (11)$$

Adicionalmente, y con el objetivo de evaluar el aporte de las especificaciones semi-paramétricas, se presentan los resultados de estimar el mismo modelo simplificado ($Z\eta=0$) en forma paramétrica.⁶ Se emplea el test de especificación que compara las varianzas de los residuos de los modelos. Siguiendo a Yatchew (2003) el estadístico V tiene la forma:

$$V = \sqrt{mn} \frac{(s_{res}^2 - s_{diff}^2)}{s_{diff}^2} \xrightarrow{D} N(0, 1) \quad (12)$$

Con H_0 indicando que el modelo lineal o cuadrático simplificado es correcto, el estimador de la varianza de los residuos del modelo s_{res}^2 será aproximadamente igual a la verdadera varianza de los residuos, mientras que la misma estaría sobrevaluada en caso contrario. El estimador basado en m diferencias óptimas s_{diff}^2 será siempre un estimador consistente de la varianza de los residuos. El test es de una sola cola de modo que altos valores de V conducen al rechazo de H_0 .

Dado que el modelo IB supone que la forma de las demandas, en la especificación de las participaciones de cada bien (alimentos en este caso) en el gasto total, no varía para los distintos hogares, se presentan los tests para contrastar esta hipótesis. El test es básicamente similar a uno de bondad del ajuste que compara la varianza de los residuos de las

6. La estimación paramétrica del IPML arroja estimaciones inconsistentes aún con expresiones no lineales del gasto equivalente, lo que se relaciona con los problemas de identificación ya mencionados para la expresión del gasto por adulto equivalente y las escalas con sólo datos de demanda sin variación de precios..

estimaciones por separado de las curvas correspondientes a cada tipo de familia, con la varianza de los residuos que surge del modelo s_{res}^2 que estima todos los hogares en conjunto. El estadístico tiene una distribución asintóticamente $N(0,1)$.⁷ Se calcula el estimador de la varianza de los residuos s_{diff}^2 correspondiente a cada una de las categorías definidas para los hogares aplicando $m \leq 10$ diferencias óptimas a los datos $w \sim \ln x$ reordenados en forma creciente de acuerdo a esta última variable. Estos estimadores se ponderan en función de la proporción que representa la categoría del hogar en el total de los hogares para construir el s_{unres}^2 .

$$\sqrt{mn} \frac{(s_{res}^2 - s_{diff}^2)}{s_{diff}^2} \xrightarrow{D} N(0,1) \quad (13)$$

La simple observación del comportamiento de las estimaciones no paramétricas correspondientes al último período indica cambios en su forma, especialmente en el caso de las familias con menores. En función de esto se redefinen los tipos de familia para la estimación del modelo. Aunque se conserva la expresión para las escalas que permite una especificación más parsimoniosa (Yatchew *et al.*, 2003), los términos correspondientes a las elasticidades en una nueva versión corregida del modelo incluyen las siguientes 14 categorías para los tipos de familias posibles: 1) Un miembro adulto (hogar de referencia), 2) dos adultos sin menores, 3) tres adultos sin menores, 4) cuatro adultos sin menores, 5) más de cuatro adultos sin menores, 6) un adulto con un menor, 7) un adulto con más de un menor, 8) dos adultos con un menor, 9) dos adultos con dos menores, 10) dos adultos con más de dos menores, 11) tres adultos con un menor, 12) más de tres adultos con un menor, 13) más de tres adultos con dos menores y 14) más de tres adultos con más de dos menores.

7. Demostración en Yatchew (2003).

IV. Composición de los hogares y consumo en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. Análisis descriptivo

Teniendo en cuenta que las escalas de equivalencia que se calculan están en función del número de adultos –personas de 18 o más años en el hogar– y del número de niños –incluyendo los adolescentes– se construyó la Tabla A.1 (en el Anexo) que indica la participación porcentual de cada tipo de hogar en función de estas variables, para los dos periodos analizados 1996-97 y 2004-2005. La cantidad de hogares relevados en la ENGH en el último período es 2.677, que expandidos corresponden a 1.071.486, mientras que en el primero son 1.310 y 1.009.964 respectivamente.

De dicha tabla se desprende que, en la ciudad de Buenos Aires en 2004-2005, la mayoría de los hogares –66,7%– está compuesta por sólo miembros adultos y básicamente son hogares unipersonales –24,7%– o compuestos por una pareja –28,3%. Existe un miembro menor de 18 años en el 17% de los hogares y dos menores en el 11%. Casi la mitad de los hogares –48,7%– está compuesto por dos miembros adultos con o sin niños.

Aunque existen cambios en ambos períodos, las características demográficas de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires respecto del total del país siguen presentes. Existen proporcionalmente más hogares de pocos integrantes y el número de niños por hogar es menor. De acuerdo a los datos tabulados del INDEC para ambas encuestas, en el 96-97 el promedio país de integrantes por hogar era 3,6 y 3,4, en el 04-05, y la cantidad promedio de menores de 14 años por hogar era de 0,94 y 0,9 respectivamente. Los mismos promedios para la ciudad de Buenos Aires eran 2,8 y 2,6 para la cantidad de integrantes en el hogar y 0,39 y 0,47 para el número de menores de 14 años, respectivamente.

Otro de los aspectos que es interesante analizar, dado el objetivo de este trabajo, es el comportamiento de las familias de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires en ambos períodos respecto de la participación de gastos en alimentos y su gasto total de consumo. Para construir la

Tabla A.2 (en el Anexo), se deflactaron los gastos con los Índices de Precios al Consumidor (IPC) correspondiente a cada una de las aperturas por rubros de la ENGH, para hacerlos comparables con los de la ENGH 1996-97 y el gasto total es la suma de los gastos deflactados. Los datos se presentan expandidos.

Existen varios cambios interesantes que surgen de esta tabla. La primera es que en términos reales los hogares gastan menos en alimentos en 2004-2005, de acuerdo con los datos de la última encuesta. Esto resulta sorprendente considerando que el rubro Alimentos y Bebidas posee una demanda inelástica en su conjunto y, es el que mayor aumento de precios (86%) ha experimentado en el período.

También el gasto total en términos reales es menor, en algunos tipos de hogares, tales como los compuestos por un solo adulto con uno o dos niños y parejas con dos o tres niños. Esta caída de los gastos se corresponde además, con un aumento en el porcentaje de hogares de cada tipo que son clasificados, por el INDEC, como pertenecientes a los dos primeros quintiles calculados para la distribución del ingreso por hogar a nivel país. También se observa que, a medida que aumenta el número de miembros adultos en el hogar, tanto el promedio de gastos en alimentos como el de los gastos totales, son mayores en general. No es posible observar una monotonía estricta debido a que el número de hogares en alguna de las categorías es sustancialmente menor y, la presencia de muchos niños coincide con hogares relativamente más pobres en la distribución total.

De acuerdo a la metodología que se utiliza en la nueva versión del modelo para la estimación de las escalas, se presenta la misma información de la Tabla A.2 pero para las categorías de hogares redefinidas.

Tabla 1. Comparación de los gastos en alimentos y gastos totales de los hogares en función de la composición del hogar más agrupada

Adultos	Niños	Gasto total promedio (en pesos de 1997)		Gasto en alimentos promedio (en pesos de 1997)		Participación de Alimentos en el Gasto Total		Porcentaje de hogares en el 1er y 2do quintil de la distribución de Y país	
		1996-97	2004-05	1996-97	2004-05	1996-97	2004-05	1996-97	2004-05
1	0	906,28	919,38	223,4	204,9	0,246	0,223	41,2	38,5
	1	1109,89	1017,31	279,1	221,4	0,251	0,217	11,0	40,1
	+de1	1610,80	1017,01	374,4	253,4	0,324	0,270	32,5	25,7
2	0	1210,63	1263,64	315,1	302,9	0,260	0,239	20,7	16,0
	1	1625,56	1545,86	407,4	373,6	0,251	0,241	8,6	10,5
	2	1799,94	1487,82	466,1	390,9	0,259	0,262	5,0	14,8
	+de2	1871,38	1682,47	551,9	454,3	0,331	0,329	10,11	25,8
3	0	1436,64	1366,81	417,2	380,9	0,291	0,278	10,7	5,8
	1	1696,62	1772,87	434,4	456,5	0,256	0,257	14,9	13,8
4	0	1813,33	1813,19	559,8	522,18	0,308	0,288	4,8	5,9
+de 4	0	2626,70	1738,91	666,76	582,85	0,291	0,330	-	-
+de 3	1	1734,60	1940,76	582,62	590,25	0,379	0,346	13,1	5,1
+de 2	2	1329,14	1645,35	444,96	442,71	0,363	0,317	9,4	10,3
+de 2	+de 2	1302,86	1567,02	478,27	472,3	0,434	0,349	1,4	16,3
<i>Total</i>		1384,61	1296,46	372,7	326,73	0,269	0,252	19,5	20,4

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la ENGH96-97 y ENGH04-05

Nota: Los guiones indican ausencia de hogares con las características descriptas

La nueva tabla facilita la comparación y permite observar las siguientes regularidades:

- Si en los hogares no hay niños o sólo uno, a medida que aumenta el número de adultos en el mismo hogar, aumentan el promedio de gastos totales reales y el de gastos en alimentos, en ambos períodos.

- Si en los hogares hay dos o más niños, el gasto promedio total es menor a pesar del aumento en el número de adultos y el gasto promedio en alimentos aumenta, debido a lo cual la presencia de niños incide incrementando la participación del gasto en alimentos.
- Sólo para los hogares de uno o dos adultos, la presencia de niños coincide con un gasto total promedio mayor pero también aumenta la participación del gasto en alimentos.

En resumen lo que se observa es que la presencia de menores aumenta siempre la participación del gasto en alimentos mientras que, si lo que aumenta es el número de adultos ésta sólo se incrementa hasta una cantidad de tres, estabilizándose en un porcentaje del 30% de los gastos totales.

V. Las escalas de equivalencia en el consumo para los hogares de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires

Para ordenar los resultados obtenidos se divide esta sección en tres partes. En la primera se presentan las estimaciones de los modelos, en la segunda los tests para la hipótesis de invarianza de la forma de las curvas y, en la tercera las escalas estimadas y la interpretación de los cambios observados.

V.1. Las estimaciones de los modelos

Los modelos estimados para ambos períodos en su versión más simple, sin incorporar los términos correspondientes a las elasticidades de las escalas, se presentan en la Tabla 2 con especificaciones paramétricas lineal y cuadrática en el gasto por adulto equivalente (GAE). Tal como lo indican los resultados del test F aplicado a ambos períodos, se rechaza la hipótesis nula que implica que el parámetro correspondiente al término cuadrático en el logaritmo del gasto por adulto equivalente es no significativo.

Al comparar los resultados obtenidos para ambos períodos se observa que, mientras que para 1996-1997 los valores estimados para los paráme-

tros de interés se encuentran dentro del rango económicamente plausible, no sucede lo mismo para 2004-2005. La proporción estimada para la relación de equivalencia entre adultos y menores apenas se modifica (0,48 en 96-97 y 0,45 en 04-05) entre ambos períodos pero, resulta sorprendente el cambio en el parámetro que estima las economías de escala en el hogar (0,76 en 96-97 y 1,11 en 04-05).⁸ En particular un valor mayor a 1 supone deseconomías a escala en el hogar lo que parece contraintuitivo.

Tabla 2. Resultados de las estimaciones paramétricas del modelo simplificado para ambos períodos

(1996-97)						(2004-05)					
Lineal en GAE (1)			Cuadrático en GAE (2)			Lineal en GAE (1)			Cuadrático en GAE (2)		
	Est	Se		Est	Se		Est	Se		Est	Se
$\hat{\alpha}$	-0,114	0,005	$\hat{\alpha}_1$	-0,325	0,063	$\hat{\alpha}$	-0,074	0,003	$\hat{\alpha}_1$	-0,156	0,030
$\hat{\beta}_1$	0,750	0,070	$\hat{\beta}_1$	0,759	0,068	$\hat{\beta}_1$	1,105	0,075	$\hat{\beta}_1$	1,121	0,074
$\hat{\beta}_2$	0,464	0,164	$\hat{\beta}_2$	0,479	0,162	$\hat{\beta}_2$	0,459	0,105	$\hat{\beta}_2$	0,454	0,098
\hat{c}	1,043	0,034	$\hat{\alpha}_2$	0,016	0,005	\hat{c}	0,737	0,021	$\hat{\alpha}_2$	0,007	0,002
			\hat{c}	1,704	0,202				\hat{c}	0,977	0,092
R^2	0,285		R^2	0,291		R^2	0,187		R^2	0,189	
$\sum \varepsilon^2$	20,25		$\sum \varepsilon^2$	20,07		$\sum \varepsilon^2$	41,05		$\sum \varepsilon^2$	40,94	
s^2	0,0162		s^2	0,016		s^2	0,0153		s^2	0,0153	
Ho: $\alpha_2 = 0$ $F_{1,1251} = 11,2$ ($p = 0,001$)						Ho: $\alpha_2 = 0$ $F_{1,2677} = 7,19$ ($p = 0,007$)					

(1) La expresión lineal es: $w = \alpha(\ln x - \beta_1 \ln(A - \beta_2 K)) + c + \varepsilon$ (con $c =$ término constante)

(2) La expresión cuadrática es: $w = \alpha_1(\ln x - \beta_1 \ln(\cdot)) + \alpha_2(\ln x - \beta_1 \ln(\cdot))^2 + c + \varepsilon$

¿Qué interpretación es posible para este resultado? Para comprender lo que estima el modelo se diseña el siguiente ejercicio. Suponiendo dos familias de 3 y 6 integrantes con un gasto total de \$1000, la primera compuesta por una pareja y un niño y la segunda por una pareja con 4 niños.

8. Las estimaciones con idéntico modelo para el total país 1996-97 indican valores estimados para los parámetros $\hat{\beta}_1 = 0,71$ y $\hat{\beta}_2 = 0,72$.

La cantidad de adultos equivalentes que estima el modelo es 2,46 y 3,84 respectivamente, teniendo en cuenta que un niño equivale a 0,46 de un adulto. Si se consideran las economías de escala existentes en 1996-1997, la cantidad final de adultos equivalentes para ambas familias se reduce a 1,98 y 2,77, respectivamente. Lo que da como resultado un gasto por adulto equivalente para ambas familias de \$505 y \$360, indicando que a cada uno de los miembros de la familia más numerosa se le asigna un ingreso que es un 29% más bajo que el de los integrantes de la de menor tamaño.

Pero si se consideran las deseconomías a escala estimadas para 2004-2005, la cantidad final de adultos equivalentes para cada familia es 2,7 y 4,41 respectivamente y, en ese caso, el gasto por adulto equivalente asignado a cada familia sería de \$370 y \$226. Cada integrante de la misma familia numerosa sería ahora un 38% “más pobre” que los de la familia de menor tamaño.

Lo que surge como conclusión del ejercicio es que las escalas de equivalencia entre familias, para mantener el mismo nivel de gasto equivalente, han aumentado como resultado de los cambios entre ambos períodos. Respecto de un hogar compuesto por un único miembro adulto, que tuviera también un gasto de \$1000, la familia de 3 miembros requería un gasto total igual a 1,98 veces ese valor, para que cada uno de sus miembros estuviera igualmente bien que el adulto de referencia, en el 96-97 y 2,7 veces ese valor en el 04-05. La familia de 6 miembros, para mantener el mismo nivel de vida, requería un gasto total de \$ 2.770 (2,77 veces \$1000) en el primer período y \$4.410 en el segundo.

El modelo, incorporando ahora la versión completa es el IPML, correspondiente a la ecuación (10) de la sección anterior. En el caso que se presenta, las familias han sido reagrupadas tal como se indicara en la sección de metodología, con el objetivo de disminuir los parámetros correspondientes a las elasticidades de las escalas en términos de los tipos de hogares más representativos en la ciudad de Buenos Aires (las categorías presentadas en la Tabla 1).

Los resultados de la estimación del modelo se observan en la Tabla 3.

Los valores estimados para los parámetros de interés efectivamente se modifican entre ambos períodos tal como estima el modelo más simple, disminuye la magnitud de las economías de escala, pero en este caso, aumenta también la proporción respecto de un adulto que representa un niño. El efecto conjunto se traduce en un aumento importante en las escalas de equivalencia tal como se comenta en la subsección siguiente. El estimador de β_2 sin embargo es muy impreciso debido a la magnitud de su error estándar. Esto podría indicar que la especificación en términos de adultos y menores de 18 años no resulta satisfactoria para dar cuenta de las escalas en términos de la composición de los hogares en la ciudad de Buenos Aires.

Tabla 3. Estimaciones del modelo IPLM para ambos períodos

Parámetros estimados	Modelo IPLM					
	1996-97			2004-05		
	Nº de hogares	Valor estimado	Se	Nº de hogares	Valor estimado	se
$\hat{\beta}_1$		0,76	0,294		0,86	0,415
$\hat{\beta}_2$		0,62	0,717		0,84	1,190
$\hat{\eta}_{10}$	289	0	-	637	0	-
$\hat{\eta}_{20}$	335	-0,00150	0,02084	749	-0,00022	0,01715
$\hat{\eta}_{30}$	126	0,00659	0,03262	206	0,01049	0,02789
$\hat{\eta}_{40}$	62	0,02456	0,04227	116	0,03528	0,03529
$\hat{\eta}_{+40}$	21	0,00419	0,05207	35	0,02979	0,04581
$\hat{\eta}_{11}$	22	0,01257	0,03888	46	-0,02654	0,03439
$\hat{\eta}_{1+de,1}$	18	0,02498	0,05333	46	-0,02307	0,04782
$\hat{\eta}_{21}$	104	-0,02565	0,02720	223	-0,01038	0,02544
$\hat{\eta}_{22}$	111	-0,01361	0,03425	211	-0,00113	0,03493
$\hat{\eta}_{2,+de2}$	70	-0,00256	0,04426	89	0,01979	0,04527
$\hat{\eta}_{31}$	33	-0,02045	0,03865	89	0,00638	0,03159
$\hat{\eta}_{+de 3,1}$	37	0,00995	0,04697	62	0,05423	0,03990
$\hat{\eta}_{+de 2,2}$	35	0,00088	0,04427	45	0,00111	0,04020
$\hat{\eta}_{+de2,+de2}$	21	0,02344	0,05642	30	0,01840	0,04816
s^2	0,015956			0,014567		
R^2	0,317			0,188		
n	1284			2584		

La incorporación de las elasticidades de las escalas para las distintas categorías de hogares contribuye al modelo en la medida que no estima deseconomías a escala, dado que el término lineal adicional capta parte de la variación que se traduce en el modelo más simple en deseconomías a escala. A pesar de ello, las elasticidades también presentan valores muy pequeños y con elevados errores estándares, algo que también se observa en los modelos del tipo extendido parcialmente lineal (EPLM) cuando estiman las escalas comparando de a pares los tipos de hogares.⁹

Las elasticidades indican con signo positivo que las escalas aumentan ante incrementos de los precios en los alimentos, lo que efectivamente ha ocurrido entre ambos períodos. De acuerdo a las estimaciones de 1996-1997, deberían ser mayores las escalas correspondientes a casi todos los hogares, a excepción de los integrados por una pareja que viva sola o con hijos y los hogares de tres adultos y un niño. Esto se debe a que la participación del gasto en alimentos en los hogares con elasticidad positiva es mayor que la que corresponde al hogar de referencia y, para mantener el mismo gasto equivalente, su gasto total debería ser aún mayor si los alimentos aumentan de precio. En el caso de los hogares con elasticidades negativas, la participación es muy similar o menor que la correspondiente al hogar de referencia cuya elasticidad es cero. Si los precios de los alimentos aumentan requerirían un gasto total que aumente menos o escalas más bajas debido a que estos hogares poseen economías de escala que no existen en el hogar de referencia.

Es interesante analizar cómo cambian estas elasticidades en el período 2004-2005, debido a que en general todas las participaciones en el gasto en alimentos son menores. Pero sólo son más bajas que las correspondientes al hogar de referencia, las de hogares con pocos miembros con uno o dos adultos. Dado que la magnitud de las economías a escala

9. Aunque no se presentan en este trabajo, se efectuaron pruebas aumentando las dimensiones posibles dentro de la especificación de las escalas, como por ejemplo número de adultos en edad activa, número de adultos mayores, niños menores de 12 años y adolescentes y eso contribuye a disminuir el error estándar del parámetro correspondiente a la proporción de un menor. A pesar de ello, las especificaciones paramétricas continúan estimando deseconomías de escala y los intentos de extender la grilla de valores en el IPLM tampoco fueron satisfactorios.

es menor, relativamente pocas escalas deberían disminuir ante un aumento de precios en los alimentos y aún en estos casos el valor de las elasticidades es más pequeño.

Para testear entre las especificaciones paramétricas correspondientes a las columnas (1) y (2) de la Tabla 2 y los modelos semiparamétricos IPLM de la Tabla 3 se emplea el estadístico V de la expresión (12). En este caso, $s_{res}^2 = s^2$ de la primera de las tablas y el s_{diff}^2 es el que surge de la ecuación (9) con $m=30$ diferencias. Tal como se observa en la Tabla 4, en el período 96-97 se rechaza sólo la versión lineal del modelo simplificado, mientras que en 04-05 ambas especificaciones del modelo simple se rechazan.

Tabla 4. Test para comparar las estimaciones semiparamétricas con las puramente paramétricas

(1996-97)			(2004-05)		
s_{res}^2 lineal	s_{res}^2 cuad	s_{diff}^2	s_{res}^2 lineal	s_{res}^2 cuad	s_{diff}^2
0,0162	0,0160	0,01595	0,0153	0,0153	0,01456
$H_0: f$ es lineal $V = \sqrt{30 * 1284} \frac{(0,0162 - 0,01595)}{0,01595} \xrightarrow{D} N(0,1)$ $V=3,076$ ($p=0,001$)			$H_0: f$ es lineal $V = \sqrt{30 * 2584} \frac{(0,0153 - 0,01456)}{0,01456} \xrightarrow{D} N(0,1)$ $V=14,151$ ($p=0,000$)		
$H_0: f$ es cuadrática $V = \sqrt{30 * 1284} \frac{(0,0162 - 0,01595)}{0,01595} \xrightarrow{D} N(0,1)$ $V=0,731$ ($p=0,269$)			$H_0: f$ es cuadrática $V = \sqrt{30 * 2584} \frac{(0,0153 - 0,01456)}{0,01456} \xrightarrow{D} N(0,1)$ $V=14,151$ ($p=0,000$)		

V.2. La forma de las curvas de Engel

Es test que se propone para comprobar si las curvas de Engel, correspondientes a los distintos tipos de hogares, son efectivamente desplazamientos verticales y horizontales de una misma forma para la curva de Engel de alimentos es el definido por la expresión (13). Se elige en este

caso no sólo presentar los estimadores s_{diff}^2 para cada uno de los tipos de hogares sino incluir, adicionalmente, otras características de las estimaciones no paramétricas que ilustran las diferencias encontradas entre ambos períodos. La Tabla A.3 (en el Anexo) contiene los resultados de la estimación no paramétrica, el promedio de su derivada (\bar{f}'), la varianza de los residuos de la estimación por kernels (s_k^2), el R^2 y el test de significatividad (t) para la variable $\ln x$ para cada uno de los casos.

Los tests para ambos períodos se presentan en la Tabla 5 y tal como puede observarse no se rechaza la invarianza de las curvas para 1996-1997, pero sí en el período 2004-2005. La primera interpretación obvia es que la evidencia empírica sugiere que, mientras que en el primer período el modelo conjunto estaría bien especificado dados los supuestos en los cuales se basa, en el último no resulta apropiado. La segunda es que este hecho en sí mismo es informativo respecto de los grandes cambios que se han producido en la década y que han modificado el comportamiento de las familias en forma diferente. Y esta es la motivación de las próximas secciones en las que se intenta contribuir con alguna interpretación posible de los mismos.

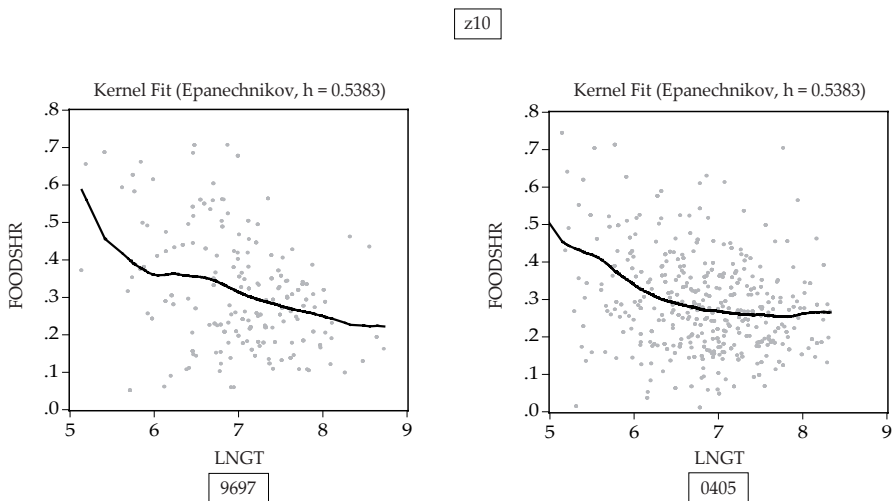
Tabla 5. Test de invarianza de la forma de las curvas de Engel

(1996-97)		(2004-05)	
s_{res}^2 IPLM	S_{unres}^2	s_{res}^2 IPLM	S_{unres}^2
0,015956	0,018535	0,014567	0,014192
$H_0 : f$ en IPLM no difiere de las estimadas por separado $V^{(2)} = \sqrt{10 * 1284} \frac{(0,0159 - 0,0185)}{0,0185} \xrightarrow{D} N(0,1)$ $V = -15,76 \quad (p=1,000)$		$H_0 : f$ en IPLM no difiere de las estimadas por separado $V^{(2)} = \sqrt{10 * 2584} \frac{(0,0145 - 0,0142)}{0,0142} \xrightarrow{D} N(0,1)$ $V = 4,24 \quad (p=0,000)$	

De acuerdo a los datos de la Tabla A.3, las curvas de Engel son relativamente “más planas”, lo que implica que, aunque la participación

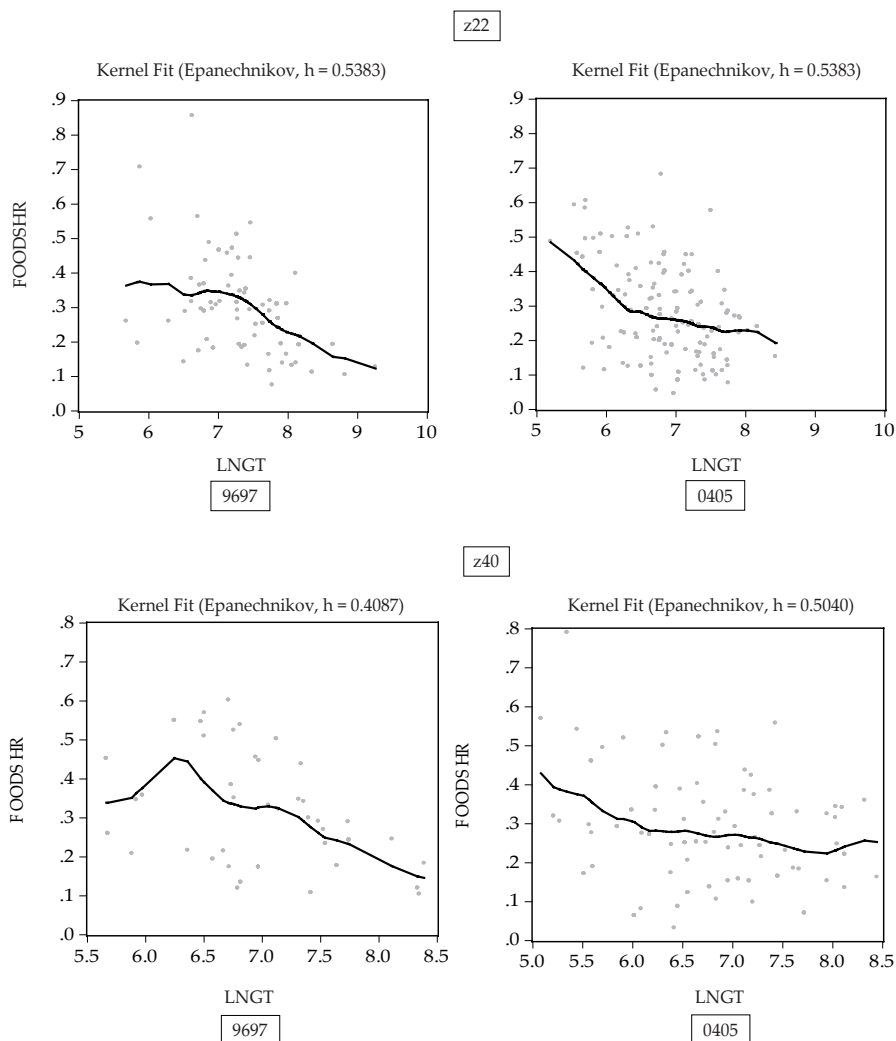
del gasto en alimentos ha disminuido en casi todos los tipos de hogares, disminuye con menor intensidad a medida que aumenta el gasto total del hogar. En la Figura 3 se observa el resultado de las estimaciones no paramétricas para ambos períodos correspondientes al hogar de referencia (z_{10}).

Figura 3. Estimaciones no paramétricas de las curvas de Engel para el hogar de referencia



En el caso particular del período 2004-2005 se observa también que para altos niveles de gasto la curva se estabiliza y aún pareciera aumentar, lo que posiblemente se asocie con un efecto “gasto en alimentos de mayor calidad”, tal como explicará en la sección que comenta los resultados en términos del bienestar de las familias.

En la Figura 4 se presentan las mismas estimaciones no paramétricas pero correspondientes a los hogares compuestos por una pareja y dos niños (z_{22}) y cuatro miembros adultos (z_{40}). En este último tipo de hogar el efecto “aplanamiento” es mucho más visible.

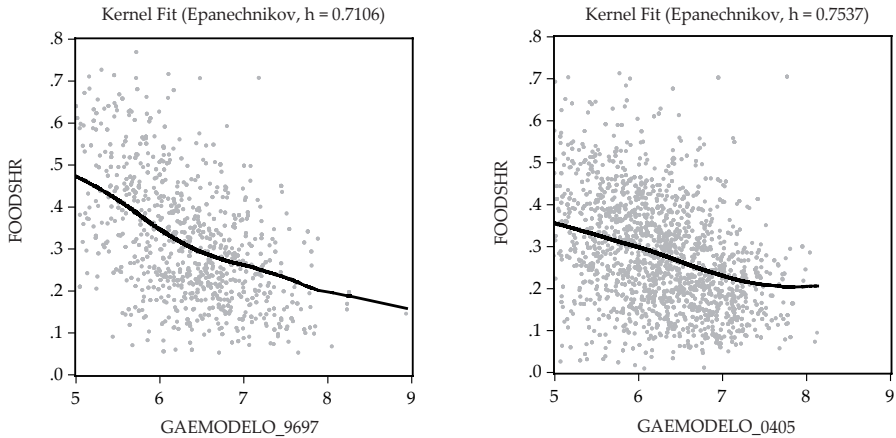
Figura 4. Estimaciones no paramétricas para las curvas de Engel

Aunque estos son sólo algunos de los tipos posibles de hogares, es posible comprender cómo estima el modelo conjunto si se comparan las estimaciones anteriores sin restricciones con las que surgen del modelo conjunto. En la Figura 5 se observa el resultado de la estimación no paramétrica sobre todos los hogares en ambos períodos, habiendo ajustado

el logaritmo del gasto con la expresión correspondiente a las escalas. Es decir, lo que se visualiza es la forma estimada de la curva de Engel con respecto al logaritmo del gasto por adulto equivalente (GAE) de todos los hogares, para ambos períodos.

El modelo para el período 2004-2005 capta el “aplanamiento” real de las curvas que se observa en los distintos tipos de hogares. Pero, considerando los resultados del test de invarianza de las formas, mientras que el ajuste conjunto en el primer período sugiere que las curvas pueden ser desplazamientos verticales y horizontales de esta misma forma, no sucede lo mismo con el ajuste correspondiente al último período. Lo que puede observarse, por ejemplo, en las estimaciones no paramétricas de 2004-2005 para los hogares z_{22} y z_{40} .

Figura 5. La forma de las curvas de Engel en los modelos estimados



V.3. Las escalas estimadas

En la Tabla 6 se reportan las escalas de equivalencia estimadas a partir del modelo propuesto para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires en ambos períodos.

Tal como se explicara al comentar los resultados del modelo, los errores estándares elevados se traducen, en este caso, en la superposición de

los intervalos para las escalas calculadas. A pesar del reagrupamiento de las familias para la estimación de las elasticidades, el modelo no arroja resultados satisfactorios en términos de lo que se espera para la aplicación de estas escalas. También es cierto que en el caso 2004-2005, el modelo apropiado no es IB, dado que se rechaza la hipótesis de invarianza de la forma de las curvas de Engel. A pesar de ello, lo que se enfatiza de este resultado es el aumento estimado entre ambos períodos.¹⁰ Este sí pareciera ser un resultado robusto pese a las deficiencias en la precisión de esta estimación.

Para demostrarlo puede verse lo que sucede en una estimación del modelo simplificado cuadrático en GAE para ambos períodos en forma conjunta. Puede pensarse, dado que los datos del último período están deflactados a diciembre de 1997, que si no existieran cambios estructurales, una variable *dummy* para el último período no debería ser significativa. En la Tabla 7 se presentan los resultados para la estimación conjunta de ambos períodos.

Tal como se observa la variable *p0405* es altamente significativa y con signo negativo, lo que es de esperar dado el cambio observado en la sección anterior en la forma de las curvas de Engel. La participación de los gastos en alimentos es menor en el último período, pero eso ha implicado una caída en las economías de escala, que dada la estimación conjunta ahora es un valor intermedio entre 0,75 y 1,01 de la Tabla 2, y un aumento en la proporción que representa un niño respecto de un adulto.

Lo relevante, entonces, es indagar sobre los cambios que podrían haberse producido en el comportamiento de consumo de los hogares de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, congruentes con los resultados que indican las escalas de equivalencia más altas en el último período y analizar sus posibles repercusiones sobre el bienestar de estos hogares.

10. Si comparamos los valores estimados de las escalas para ambos períodos con las empleadas por el INDEC en sus mediciones se verifica que las equivalencias oficiales sobreestimaban los gastos de los hogares en 1996-97 y los subestimaban en el 2004-05. La excepción en el último período corresponde al caso de hogares sólo compuestos por más de tres miembros adultos, para los cuales la ausencia de economías de escala se traduce en valores institucionales más altos.

Tabla 6. Escalas de equivalencia estimadas por el modelo

N° de adultos (A)	N° de niños (K)	Escalas de Equivalencia (Δ)	Error Estándar se(Δ)	Escalas de Equivalencia (Δ)	Error Estándar Se(Δ)
		1996-97		2004-05	
1	0	1,00	0,000	1,00	0,000
1	1	1,44	0,427	1,69	0,842
1	2	1,85	0,788	2,33	1,605
1	3	2,22	1,117	2,95	2,338
1	4	2,58	1,427	3,55	3,059
1	5	2,92	1,726	4,13	3,774
2	0	1,69	0,345	1,82	0,522
2	1	2,08	0,537	2,45	1,034
2	2	2,44	0,849	3,07	1,769
2	3	2,79	1,169	3,66	2,517
2	4	3,13	1,483	4,24	3,263
2	5	3,45	1,789	4,80	4,006
3	0	2,30	0,743	2,57	1,172
3	1	2,66	0,885	3,18	1,588
3	2	3,00	1,127	3,77	2,232
3	3	3,33	1,406	4,35	2,943
3	4	3,64	1,697	4,91	3,677
3	5	3,95	1,991	5,46	4,420
4	0	2,87	1,167	3,29	1,894
4	1	3,20	1,300	3,88	2,291
4	2	3,52	1,505	4,45	2,873
4	3	3,83	1,750	5,01	3,541
4	4	4,14	2,015	5,57	4,248
4	5	4,44	2,290	6,11	4,975
5	0	3,40	1,606	3,99	2,665
5	1	3,71	1,739	4,56	3,065
5	2	4,02	1,926	5,12	3,613
5	3	4,32	2,149	5,67	4,246
5	4	4,61	2,393	6,21	4,926
5	5	4,90	2,650	6,74	5,634

**Tabla 7. Resultados del modelo simplificado
para ambos períodos en conjunto**

(1996-97 y 2004-05) $n=3868$				
$w = \alpha_1(\ln x - \beta_1 * \ln(A + \beta_2 K)) + \alpha_2(\ln x - \beta_1 * \ln(A + \beta_2 K))^2 + \rho * p0405 + c + \varepsilon$				
	Est	Se	Valor t	Prob
$\hat{\alpha}_1$	-0.224	0,035	-6,345	0,000
$\hat{\beta}_1$	0,945	0,052	18,289	0,000
$\hat{\beta}_2$	0,483	0,083	5,790	0,000
$\hat{\alpha}_2$	0,011	0,003	3,871	0,001
\hat{p}	-0.035	0.004	-8,294	0,000
\hat{c}	1,280	0,109	11,698	0,000
R^2	0,218			
$\sum \varepsilon^2$	60,54			
s^2	0,016			

VI. El comportamiento de consumo y los cambios en el nivel de bienestar de los hogares

De las escalas de equivalencia estimadas se desprenden algunos cambios en el comportamiento de consumo de las familias de Buenos Aires que afectan su nivel de bienestar. El primero es que las familias con más integrantes necesitan proporcionalmente más ingreso en el 2004-2005 que en el período anterior, para mantener el mismo nivel de bienestar de referencia –el hogar compuesto por un adulto. Esto es consecuencia de dos efectos que se refuerzan. Por un lado, la disminución de las economías a escala en el consumo, aumenta el gasto que necesita una familia de mayor número de integrantes y, por el otro, el aumento en la ponderación que recibe un menor respecto de un adulto, aumenta proporcionalmente el gasto total de las familias con más niños. Aunque probablemente esto último se deba a la incapacidad del modelo propuesto para distinguir rangos de edades. Dado que el pa-

rámetro que indica las economías de escala es el que cambia en forma más evidente, es posible que al dividir a los menores, en dos rangos –menores de 10 o 12 años y adolescentes–, sean éstos últimos los responsables del aumento estimado para la proporción que representa un menor respecto de un adulto.

Dados los resultados de las estimaciones, podría pensarse a priori que debería haber aumentado la participación en el presupuesto de las familias de los gastos que típicamente suponen un grado de economías de escala menor. Para analizar esto, se presentan los gastos por rubro tal como los clasifica el INDEC, para algunos de los tipos de familias más representativos en la ciudad de Buenos Aires. Entre ellos los compuestos por miembros adultos sin hijos y los compuestos por una pareja de adultos con distinto número de niños.

Con el objetivo de analizar los cambios en términos reales, los gastos del último período se han deflactado a diciembre 1997. Los gastos se han deflactado por separado, es decir cada uno de los rubros de gasto por su correspondiente IPC. Aunque en los años 1996-97 podía trabajarse con los datos corrientes obtenidos a lo largo del año, en el período posterior, posterior a la devaluación en el país, los datos debieron ser actualizados primero, de forma de homogenizar la información llevándola al último trimestre 2005, y luego deflactados a valores de diciembre 2007. Los índices utilizados son los publicados por el INDEC y se detallan en la Tabla A.6 (en el Anexo).

Los hogares se presentan, en la Tabla A.4 (en el Anexo), en orden creciente de acuerdo al número de adultos, para ambos períodos, y se puede comparar la evolución de sus participaciones en cada rubro de gastos. Se observa que ha disminuido la importancia relativa de los gastos en alimentos y en vivienda y ha aumentado la de indumentaria, transporte y comunicaciones y bienes y servicios diversos. Los dos primeros son los gastos típicamente asociados con economías de escala mientras que los últimos corresponden a bienes cuyo consumo aumenta en forma aproximadamente proporcional con el número de integrantes.

El gran aumento en el rubro que incluye las comunicaciones se corresponde con los cambios en los hábitos de consumo propiciados por los avances de la tecnología en este rubro, tales como los teléfonos celulares y las comunicaciones por Internet.

En el último período, la participación de los gastos en vivienda y equipamiento del hogar cae menos –respecto al período anterior– a medida que aumenta el número de integrantes. Aunque estos gastos en el hogar son compartidos por todos los miembros y se espera que su incidencia disminuya a medida que más personas conviven en un mismo hogar, también es cierto que más personas necesitan una vivienda con más ambientes, más luces prendidas, más calefacción, más consumo de elementos de limpieza, entre otros. Esto último también se refleja en el rubro de equipamiento del hogar donde las “necesidades” de cada uno de los miembros, han sido redefinidas al interior de los hogares. Por ejemplo, mientras que el hogar de cuatro adultos en 1996-1997 gastaba el 4,6% de su presupuesto en equipamiento del hogar, en el último período gasta el 6,5%. Es probable que las familias de adultos posean más de un televisor y más de algún otro elemento de los que privilegiarían un uso individual (contribuye a esto el hecho que un número mayor de miembros adultos aumenta la probabilidad del hogar de poseer también mayor cantidad de perceptores de ingresos).

Otro de los cambios que se observa, congruentes con el estilo de vida más actual, es el aumento de la participación de los gastos en educación. Los hogares con más adultos gastan proporcionalmente más en este rubro y esto coincide con el aumento y la variedad de la oferta en educación, que está dirigida además a todos los segmentos de la población y no exclusivamente a las personas más jóvenes.

Los cambios descriptos se mueven en la dirección que señala el ajuste del modelo para los dos períodos, un valor de β_1 más alto, que indica una menor magnitud de las economías de escala presentes en los gastos de consumo del hogar.

En la Tabla A.5 (en el Anexo) se presenta la distribución del presu-

puesto de gastos para los hogares de dos miembros adultos con un número creciente de integrantes menores de 18 años y los de más de dos adultos con dos o más de dos menores. En la primera fila se ha repetido la composición de los gastos de dos adultos sin hijos para facilitar la comparación. Con respecto a una pareja sin hijos, la presencia de menores aumenta la participación del gasto en alimentos y en educación y disminuye la de los gastos en salud y en transporte y comunicaciones.

A medida que aumenta el número de niños, aumenta la importancia en el presupuesto de los alimentos, de los gastos en salud y en educación. Los dos últimos en forma más clara cuando existen sólo dos adultos. Algunos cambios significativos que se mueven en la dirección estimada por el modelo son:

- Los gastos en indumentaria de las familias con niños que en 1996-1997 descendían en importancia en el presupuesto, en 2004-2005 no se comportan de la misma forma. Por ejemplo una pareja con dos niños gasta el 6,1% mientras que si tiene más de dos el gasto representa el 7%.
- Los gastos en servicios personales, que entran en el último de los rubros, y los gastos en transporte y comunicaciones descendían claramente su participación en 1996-1997, pero en el último período se mantienen aproximadamente en un 6% los primeros y en torno al 14% los segundos.

Las reasignaciones de gastos entre rubros son la respuesta de las familias a los cambios de hábitos y necesidades de consumo por un lado, y a los cambios en los precios relativos de los bienes y servicios que consumen, por el otro. Considerando que el análisis anterior se basa en valores reales de consumo, una pregunta que surge naturalmente es: ¿Cómo han cambiado los precios en el período analizado?

En la Tabla A.6 se observa que, en todos los períodos indicados, los alimentos suben relativamente más que el resto de los rubros. Le siguen en orden decreciente los aumentos que experimentaron la ropa y el calzado, los gastos de esparcimiento y los que se catalogan como gastos va-

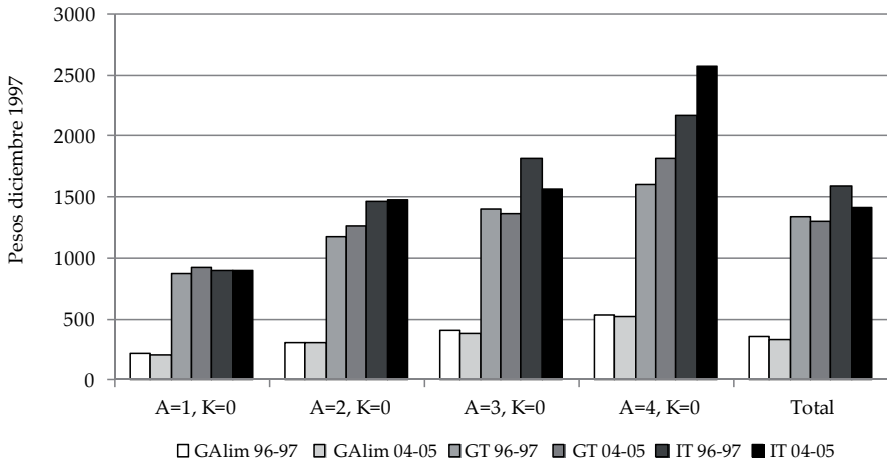
rios –que incluyen los cigarrillos, las revistas y periódicos, los artículos de tocador y los servicios para el cuidado personal entre otros. En los rubros como Vivienda, que incluye los gastos de electricidad, agua y gas, Enseñanza, Transporte y Salud, las variaciones son menores que lo que indica el IPC Nivel General, seguramente vía la política gubernamental de control de precios y subsidios. Nótese además que estos rubros que experimentaron una fuerte reducción de precios relativos, son los que suben relativamente más entre diciembre 2004 y diciembre 2005 –a excepción de Transporte y Comunicaciones.

Estos cambios en los precios, dan como resultado para el total de los hogares de la ciudad de Buenos Aires un monto de gastos e ingresos promedio reales menores –último grupo de barras en las Figuras 6 y 7– para el período 2004-2005. Sin embargo, la situación difiere al considerar por separado los tipos de hogar cuya distribución del presupuesto ha sido comentada en párrafos anteriores.

Los hogares compuestos por miembros adultos aumentan su gasto total real, a excepción del caso de tres adultos, mientras que sus ingresos totales se mantienen o disminuyen y sólo aumentan en el caso de cuatro miembros. Los hogares con menores y sólo dos adultos mantienen o disminuyen el gasto total real y sus ingresos son menores. En cambio, la presencia de más de dos adultos en el hogar aumenta el gasto total real mientras que sus ingresos son apenas inferiores.

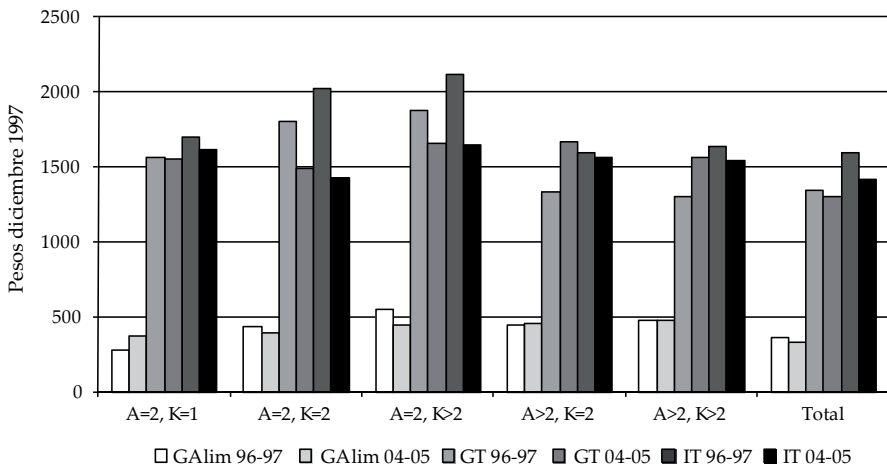
El gasto real promedio en alimentos se mantiene o disminuye frente a un aumento del presupuesto real de los adultos, lo que explica la caída en la participación de este rubro en el período 2004-2005. No es este el caso de los hogares con niños porque, aunque disminuyen (a excepción de una pareja con un solo niño) los gastos reales en alimentos también cae el gasto total real y como consecuencia la participación del rubro en el presupuesto cae menos (y aún aumenta en el caso de una pareja con dos niños). Si los niños viven en un hogar con más de dos adultos, el gasto real en alimentos se mantiene aunque su participación en el presupuesto sea menor.

Figura 6. Evolución de las medias de gastos en alimentos, gastos totales e ingresos del hogar (para hogares compuestos sólo por miembros mayores de 18 años)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de ENGH 1996-97 y 2004-05

Figura 7. Evolución de las medias de gastos en alimentos, gastos totales e ingresos del hogar (para hogares compuestos por dos y más miembros adultos con presencia de miembros menores de 18 años)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de ENGH 1996-97 y 2004-05

Aunque no están presentes en los gráficos de las Figuras 6 y 7, el gasto real promedio en indumentaria, transporte y comunicaciones y enseñanza ha aumentado, y proporcionalmente más de lo que aumenta el presupuesto real de las familias de adultos y a pesar de la caída en el de las familias con niños. Este cambio es responsable de las mayores participaciones de estos gastos en el presupuesto familiar y dado que son, además, los que menores economías de escala en el consumo suponen, explican en gran medida los resultados de escalas de equivalencia más altas entre los distintos tipos de hogar y el de referencia, para el último período.

Considerando el encarecimiento relativo de los bienes incluidos en los rubros alimentos, indumentaria, esparcimiento y gastos diversos, ¿por qué ha aumentado la participación del segundo rubro en detrimento de los otros tres? La respuesta se relaciona con el comportamiento de los gastos en términos reales. El gasto real es mayor si a los mismos precios, se consume más en cantidades o si, consumiendo lo mismo, los precios de los bienes consumidos son mayores que los precios incluidos en el índice con el cual se deflactan los gastos. Por el contrario, los gastos reales serán menores, tanto si se adquieren menores cantidades que en el período anterior, como si los bienes adquiridos son de un precio relativamente más bajo.

Dentro de cada rubro, los bienes no son homogéneos y las posibilidades de desplazar el consumo hacia bienes inferiores o de menor calidad –cuyos precios fueran menores que el promedio de los incluidos en el índice– difieren. Mientras que es posible no consumir o consumir menos de los bienes pertenecientes a los últimos dos rubros mencionados en el párrafo anterior, no resulta tan claro en los dos primeros. En alimentos la sustitución pareciera ser menor en las familias de adultos que en las que poseen niños, porque los gastos reales se mantienen en el primer caso y, al menos en el caso de dos adultos con más de un niño, caen, suponiendo que se mantuvieran las cantidades constantes. Esto es posible además por una diferenciación creciente de los alimentos. Es probable que adultos sin hijos logren mantener su nivel de vida y elijan “mar-

ca" en algunos productos mientras que, una pareja sujeta a restricciones presupuestarias y con niños a su cargo, elija los mismos alimentos pero comercializados, con una segunda marca o busque más las ofertas en los supermercados.

En indumentaria, posiblemente las familias que estuvieran cerca del mínimo gasto necesario serían más inelásticas frente a menores opciones de bienes inferiores mientras que familias con mayor poder adquisitivo estarían en condiciones de adquirir tanto mayores cantidades como bienes de calidad superior.

En el caso de los rubros transporte, comunicaciones y enseñanza es factible pensar tanto en aumentos de las cantidades consumidas –estos rubros son relativamente menos caros que los anteriores– y también es posible que las preferencias se hayan desplazado aumentando la demanda de este tipo de bienes respecto del período 1996-1997.

VII. Conclusiones y sugerencias para futuras investigaciones

El comportamiento de consumo de los hogares de la ciudad de Buenos Aires en el período 2004-2005 muestra un cambio importante respecto del período 1996-1997. Este resultado es consecuencia tanto de los cambios en los precios relativos de los bienes y servicios que se incluyen en cada rubro de gastos, como posiblemente de los cambios en las preferencias y hábitos de consumo. En términos reales, los hogares han gastado menos en alimentos y más en indumentaria y calzado, y en transporte y comunicaciones.

La disminución en sus gastos de alimentos podría estar relacionada con un desplazamiento del consumo hacia bienes de calidad inferior que satisficieran sus necesidades básicas a relativamente menor precio. Aún cuando la demanda de alimentos en su conjunto es inelástica, es posible sustituir entre distintos tipos de alimentos cuando se alteran los precios relativos. El aumento en el gasto en otros rubros tales como la ropa y el transporte implica que en su conjunto estos consumos son también inelásticos y con menores posibilidades de sustitución dentro de ellos.

En términos de ingresos reales, los hogares en su conjunto indican un deterioro de su nivel de vida. Pero, la situación no es la misma al analizar los distintos tipos de hogares en función de su composición. Los ingresos reales caen, en el caso de las familias con niños y uno o dos adultos, mientras que se mantienen, aumentan o disminuyen menos, en los hogares sin niños o en los que los menores conviven con más de dos miembros adultos. Esto se refleja de forma diferente en su comportamiento de gastos, mientras que el gasto total real de estos últimos hogares aumenta básicamente a costa de la disminución de su capacidad de ahorro, el gasto real de los primeros se mantiene o disminuye asociado a una muy baja capacidad de ahorro o a un mayor endeudamiento.

Las escalas de equivalencia en los gastos de consumo estimadas son mayores en el período 2004-2005 que en 1996-1997, indicando que un hogar de mayor tamaño necesitaría relativamente más ingresos en el nuevo contexto para mantener el mismo nivel de bienestar que el hogar de referencia.

Al interior de estas escalas aumenta la fracción que representa un niño respecto de un miembro adulto y disminuyen las economías de escala en el hogar. Esto último se corresponde con el patrón de gastos observado, que ha variado en contra de los que suponen mayores economías de escala, tales como los de vivienda, equipamiento del hogar y alimentos, aumentando los gastos en otros rubros que cambian mucho más proporcionalmente a medida que aumenta el número de integrantes.

Quedan aún pendientes una serie de interrogantes tales como cuánto del efecto que captan las escalas respecto del “encarecimiento” de un menor de 18 años en el hogar se debe en realidad a un aumento en la proporción que cierto rango especial de edades representan respecto de un adulto, por ejemplo los adolescentes. Es probable que el impacto de los cambios en las preferencias y hábitos de consumo inducidos por los cambios tecnológicos y la diferenciación de productos tuvieran mayor efecto sobre los menores de mayor edad relativa y, por lo tanto, mayor autonomía en sus elecciones. Tampoco se ha explorado la dimensión de

género y las posibles implicancias que esto tuviera en las escalas. En el mismo sentido también el rango etario de los adultos mayores o en edad pasiva presenta algunas cuestiones interesantes. Dada la composición demográfica de la ciudad de Buenos Aires, con relativamente más personas mayores de 65 años, viviendo solas o en pareja que en el resto del país, sería interesante poder separar cuánto del aumento en la participación de los gastos en salud en los hogares de adultos está explicado por este tipo de hogares.

Finalmente, el análisis sería más robusto si se estimaran las escalas teniendo en cuenta por separado cada uno de los rubros de gastos o empleando un sistema de demanda que incluya la totalidad de los bienes consumidos. Es posible que las escalas estimadas en base a la participación de los alimentos en el gasto total hayan aumentado, mientras que en términos de las participaciones de otro tipo de gastos hayan disminuido.

Referencias

- Barten, A. (1964), "Family Composition Prices and Expenditure Patterns" presentado en *Econometric Analysis for National Economic Planning: 16th Symposium of the Colston Society*. Hart, Mills y Whitaker, eds.
- Beccaria, L. (2001), "Equivalent Scales in Argentina" presentado en *Fourth Meeting of the Expert Group of Poverty Statistics*. Rio de Janeiro, octubre 2001.
<http://www.eclac.cl/povertystatstcs/documentos/beccaria.pdf>
- Blackorby, C. y Donaldson, D. (1989), "Adult Equivalence Scales, Interpersonal Comparisons of Well-Being and Applied Welfare Economics", University of British Columbia, Department of Economics Discussion.
- Blackorby, C. y Donaldson, D. (1993), "Adult-Equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being" en *Social Choice and Welfare*, Vol. 10, No. 4, pp. 335-61.
- Blundell, R., Duncan, A. y Pendakur, K. (1998), "Semiparametric Estimation and Consumer Demand" en *Journal of Applied Econometrics*, No. 50, pp. 49-68.
- Blundell, R. y Lewbel, A. (1991), "The Information Content of Equivalence Scales" en *Journal of Econometrics*, No. 50, pp. 49-68.
- Browning, M. (1989), "The Effects of Children on Demand Behaviour and Household Welfare", Unpublished mimeo, McMaster University.
- Deaton, A. y Muellbauer, J. (1986), "On Measuring Child Costs: With Applications to Poor Countries" en *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 4, pp. 720-744.
- Dickens, R., Fry, V. y Pashardes, P. (1993), "Nonlinearities, Aggregation and Equivalence Scales" en *Economic Journal*, Vol. 103, pp. 359-368.
- Engel, E. (1895), "Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien früher und jetzt" en *International Statistical Institute Bulletin*, Vol. 9, No. 1, pp. 1-74.
- Gorman, W. M. (1976), "Tricks with Utility Functions" en Artis, M. y Nobay, A. (Eds.), *Essays in Economic Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Härdle, W. y Marron, J.S. (1990), "Semiparametric Comparison of Regression curves" en *Annals of Statistics*, Vol. 21, pp. 1926-1947.
- Ichimura, H. (1993), "Semiparametric Least Squares (SLS) and Weighted SLS Estimation of Single-Index Models" en *Econometrica*, No. 61, pp. 387 - 422.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina. Serie histórica del Índice de Precios al Consumidor (IPC) en el Gran Buenos Aires. Nivel general y capítulos de la canasta. En página web del INDEC: www.indec.gov.ar.
- Jorgenson, D. y Slesnick, D. (1987), "Aggregate Consumer Behaviour and Household Equivalence Scales" en *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, pp. 219-232.
- Klein, R y Spady, R. (1993), "An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models" en *Econometrica*, No. 61, 387-422.
- Lewbel, A. (1989), "Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons" en *Journal of Public Economics*, No. 39, pp. 377-391.

-
- Nelson, J. (1991), "Independent of a Base Equivalence Scale Estimation", Unpublished mimeo, California University, Davis.
- Nelson, J. (1993), "Household Equivalence Scales: Theory versus Policy?" en *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, No. 3, pp. 471-493.
- Nicol, C. (1991), "The Effect of Expenditure Aggregation on Hypothesis Test in Consumer Demand Systems" en *International Economic Review*, Vol. 32, pp. 405-416.
- Pashardes, P. (1995), "Equivalence Scales in a Rank-3 Demand System" en *Journal of Public Economics*, Vol. 58, pp. 143-158.
- Pendakur, K. (1994), "A Household Equivalence Scale for Canada", Unpublished mimeo, Simon Fraser University.
- Pendakur, K. (1999), "Estimates and tests of base-independent equivalence scales" en *Journal of Econometrics*, No. 88, pp. 1-40.
- Pinkse, C. y Robinson, P. (1995), "Pooling Nonparametric Estimates of Regression Functions with Similar Shape" en Maddala, G.S., Phillips, P. y Srinivasan, T. (Eds.), *Advances in Econometrics and Quantitative Economics*. Oxford, pp. 172-197.
- Phipps, S. (1990), "Price Sensitive Equivalence Scale for Canada", Unpublished, Dalhousie University.
- Pollak, R y Wales, T. (1981), "Demographics Variables in Demand Analysis" en *Econometrica*, Vol. 49, No. 6, pp. 1533-1551.
- Pollak, R y Wales, T. (1979), "Welfare Comparisons and Equivalence Scales" en *American Economic Review*, Vol. 69, pp. 216-221.
- Prais, S. y Houthakker, H. (1955), *The Analysis of Family Budgets*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Rothbarth, E. (1943), "Note on a method of determining equivalent income for families of different composition" en Madge, C. (Ed.), *War-time Pattern of Saving and Spending*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Sen, A. (1986), "The Concept of Well-being" en Guhan, S. y Shroff, M. (eds.), *Essays on Economic Progress and Welfare: In Honour of I. G. Patel*. Oxford, Oxford University Press.
- Stengos, T., Sun, Y. y Wang, D. (2006), "Estimates of Semiparametric Equivalence Scales" en *Journal of Applied Econometrics*. Vol 21, No. 5, pp. 629-639.
- Sydenstricker, E. y King, W. (1921), "The measurement of the relative economic status of families" en *Quarterly Publications of the American Statistical Association*, Vol. 17, pp. 842 - 857.
- Wilke, R. (2005), "Semiparametric Estimation of Consumption Based Equivalence Scales - The Case of Germany". *ZEW Discussion paper*, No. 04-53. Disponible en: <http://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0453.pdf>
- Yatchew, A., Sun, Y. y Deri, C. (2003), "Efficient Estimation of Semiparametric Equivalence Scales with Evidence from South Africa" en *Journal of Economic and Business Statistics*, No. 21, pp. 247-257.
- Yatchew, A. (2003), *Semiparametric Regression for the Applied Econometrician*. Cambridge University Press, 1ra Edición.
-

ANEXO

Tabla A.1. Porcentaje de hogares de acuerdo al número de miembros adultos y niños para la ciudad de Buenos Aires
(en porcentajes)

Adultos		1	2	3	4	5	6	Mas de 6	Total	
Niños	0	04-may	24,70%	28,30%	7,70%	4,60%	1,10%	0,40%	0,00%	66,70%
		96-97	23,10%	26,40%	9,50%	4,70%	1,10%	0,30%	0,10%	65,20%
	1	04-may	1,80%	9,00%	3,50%	1,90%	0,60%	0,20%	0,00%	16,90%
		96-97	1,80%	8,10%	2,60%	2,00%	0,60%	0,10%	0,10%	15,30%
	2	04-may	1,20%	8,00%	1,10%	0,60%	0,10%	0,00%	0,10%	11,10%
		96-97	0,90%	8,30%	1,70%	0,80%	0,10%	0,00%	0,10%	11,80%
	3	04-may	0,30%	2,30%	0,50%	0,20%	0,10%	0,00%	0,00%	3,40%
		96-97	0,20%	4,20%	0,30%	0,50%	0,20%	0,10%	0,00%	5,50%
	4	04-may	0,10%	1,00%	0,20%	0,00%	0,00%	0,10%	0,00%	1,40%
		96-97	0,20%	0,90%	0,30%	0,20%	0,00%	0,00%	0,00%	1,60%
	5	04-may	0,10%	0,20%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,40%
		96-97	0,10%	0,20%	0,00%	0,10%	0,00%	0,10%	0,00%	0,50%
	6	04-may	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
		96-97	0,00%	0,30%	0,00%	0,00%	0,10%	0,00%	0,00%	0,20%
	Más de 6	04-may	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
		96-97	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
	Total	04-may	28,20%	48,70%	13,00%	7,30%	1,90%	0,70%	0,10%	100,00%
		96-97	26,40%	48,20%	14,40%	8,20%	2,10%	0,50%	0,20%	100,00%

Fuente: Elaboración propia en base a datos muestrales – ENGH 96-97 y 04-05

Tabla A.2. Comparación de los gastos en alimentos y gastos totales de los hogares en función de la composición del hogar

Adultos	Niños	Gasto total promedio (en pesos de 1997)		Gasto en alimentos promedio (en pesos de 1997)		Participación de Alimentos en el Gasto Total		Porcentaje de hogares en el 1er y 2do quintil de la distribución de Y país	
		1996-97	2004-05	1996-97	2004-05	1996-97	2004-05	1996-97	2004-05
1	0	906,28	919,38	223,4	204,9	0,246	0,223	41,2	38,5
	1	1109,89	1017,31	279,1	221,4	0,251	0,217	11,0	40,1
	2	1851,22	1055,24	433,8	250,6	0,234	0,237	13,7	18,9
	3	731,24	1028,13	196,3	280,4	0,268	0,272	59,6	45,3
	4	2278,01	895,99	272,4	235,9	0,119	0,263	-	12,7
	5	559,60	615,60	479,7	236,9	0,857	0,384	-	100
	6	402,52	-	320,4	-	0,795	-	100	-
2	0	1210,63	1263,64	315,1	302,9	0,260	0,239	20,7	16,0
	1	1625,56	1545,86	407,4	373,6	0,251	0,241	8,6	10,5
	2	1799,94	1487,82	466,1	390,9	0,259	0,262	5,0	14,8
	3	1988,89	1677,61	521,6	439,2	0,262	0,262	6,3	19,2
	4	1556,58	1839,86	448,1	506,7	0,288	0,275	20,4	33,3
	5	2702,52	889,64	1155,1	333,2	0,427	0,374	32,7	47,8
	6	-	274,06	-	183,5	-	0,669	-	100
3	0	1436,64	1366,81	417,2	380,9	0,291	0,278	10,7	5,8
	1	1696,62	1772,87	434,4	456,5	0,256	0,257	14,9	13,8
	2	1708,95	1827,46	550,1	469,5	0,322	0,257	4,4	13,3
	3	1445,89	1299,58	522,2	442,5	0,361	0,340	15,5	25,4
	4	920,53	1927,46	375,2	540,1	0,407	0,280	-	-
	5	-	469,75	-	216,4	-	0,461	-	-
	6	-	-	-	-	-	-	-	-
4	0	1813,33	1813,19	559,8	522,18	0,308	0,288	4,8	5,9
	1	2049,22	1927,66	611,9	587,2	0,298	0,305	11,7	3,8
	2	914,15	1137,80	329,2	352,7	0,360	0,310	-	6,4
	3	2134,96	2448,32	571,3	585,6	0,267	0,239	-	16,9
	4	1075,33	694,42	597,3	339,2	0,554	0,488	-	-
	5	1534,19	432,11	641,1	196,6	0,418	0,455	-	-
	6	-	-	-	-	-	-	-	-
5	0	2626,94	1627,47	684,9	490,3	0,267	0,301	-	-
	1	1366,35	1875,42	552,3	561,7	0,404	0,299	20,18	-
	2	1277,70	3598,09	628,3	866,5	0,512	0,240	-	-
	3	5162,29	2338,42	650,3	648,7	0,126	0,277	-	-
	4	-	1077,07	-	693,1	-	0,643	-	-
	5	-	-	-	-	-	-	-	-
	6	750,75	-	249,8	-	0,333	-	-	-
6	0	2660,31	2025,49	577,6	820,8	0,217	0,405	-	-
	1	1386,04	2211,21	684,3	687,1	0,493	0,311	-	28,2
	2	-	-	-	-	-	-	-	-
	3	-	644,27	-	182,7	-	0,283	-	-
	4	-	1663,73	-	419,3	-	0,252	-	-
	5	640,42	846,81	346,42	315,1	0,541	0,372	-	100
	6	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Total</i>		1384,61	1296,46	372,7	326,73	0,269	0,252	19,5	20,4

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la ENGH96-97 y ENGH04-05
Nota: Los guiones indican ausencia de hogares con las características descriptas.

Tabla A.3. Resultados de las estimaciones no paramétricas de las curvas de Engel

Hogar	1996-97					2004-05				
	\bar{f}'	s_k^2	s_{diff}^2	R^2	t	\bar{f}'	s_k^2	s_{diff}^2	R^2	t
z_{10}	-0,09	0,017	0,0179	0,3	23,5	-0,06	0,174	0,0172	0,16	15,1
z_{20}	-0,09	0,015	0,0147	0,33	28,6	-0,06	0,145	0,0144	0,16	17
z_{30}	-0,08	0,015	0,0163	0,21	9,16	-0,05	0,015	0,015	0,11	5,5
z_{40}	-0,11	0,013	0,0138	0,43	18,6	-0,05	0,001	0,0136	0,12	4,8
$z_{+de4,0}$	-0,12	0,007	0,007	0,68	31	-0,01	0,011	0,011	0,1	2,1
z_{11}	-0,12	0,009	0,008	0,65	27,1	-0,03	0,146	0,014	0,24	6,7
$z_{1,+de1}$	-0,15	0,021	0,027	0,55	16,1	-0,02	0,012	0,0116	0,34	10,7
z_{21}	-0,05	0,015	0,0154	0,17	6,37	-0,04	0,119	0,0117	0,15	8
z_{22}	-0,08	0,015	0,0148	0,31	14,9	-0,07	0,012	0,0123	0,25	15,7
$z_{2,+de2}$	-0,09	0,016	0,0173	0,35	14,5	-0,06	0,013	0,0109	0,37	17,5
z_{31}	-0,08	0,015	0,015	0,41	12,6	-0,08	0,009	0,0092	0,37	17,3
$z_{+de3,1}$	-0,11	0,007	0,0108	0,38	11,5	-0,07	0,009	0,0112	0,15	4,4
$z_{+de2,2}$	-0,06	0,011	0,0173	0,35	14,5	-0,04	0,014	0,0165	0,19	4,8
$z_{+de2,+de2}$	-0,07	0,007	0,196	-	-0,52	-0,08	0,007	0,0089	0,39	10,8

Nota: La celda con guión indica un valor de R2 negativo.

Tabla A.4. Participación de los gastos por rubro en el presupuesto de gasto de los hogares sin niños de la ciudad de Buenos Aires. 1996-97 y 2004-05

Tipo de Hogar	Período	Alim y B	Indum	Vivienda	E y F Hogar	Salud	Trans y Com	Esparc	Educa- ción	Bs y Ss Vs
A=1, K=0	96-97	24.8%	6.2%	23.1%	7.6%	9.9%	10.7%	9.2%	2.9%	5.5%
	04-05	22.3%	7.3%	19.9%	7.3%	10.2%	14.1%	10.2%	3.8%	4.8%
A=2, K=0	96-97	26.3%	5.1%	20.0%	7.9%	13.1%	10.6%	9.7%	2.7%	4.6%
	04-05	24.0%	6.0%	16.8%	7.6%	13.0%	15.7%	9.1%	2.4%	5.6%
A=3, K=0	96-97	29.5%	5.8%	15.4%	7.4%	13.1%	12.7%	9.3%	2.1%	4.6%
	04-05	27.9%	5.4%	13.8%	6.3%	12.9%	15.4%	9.7%	3.0%	5.5%
A=4, K=0	96-97	32.9%	5.6%	12.7%	4.6%	9.8%	18.4%	8.9%	1.9%	5.1%
	04-05	28.8%	5.6%	13.4%	6.5%	10.6%	17.3%	8.8%	4.4%	4.7%
Total de la ciudad	96-97	27.2%	5.5%	17.2%	7.5%	10.7%	12.0%	10.7%	4.3%	4.9%
	04-05	25.2%	6.5%	16.0%	7.4%	10.2%	15.2%	9.2%	4.8%	5.5%

Nota: Datos expandidos calculados a diciembre 1997.

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH 1996-1997 y ENGH 2004-2005.

Tabla A.5. Participación de los gastos por rubro en el presupuesto de gasto de los hogares de dos y más adultos con niños de la ciudad de Buenos Aires 1996-97 y 2004-05

Tipo de Hogar	Periodo	Alim y B	Indum	Vivienda	E y F Hogar	Salud	Trans y Com	Esparc	Educación	Bs y Ss Vs
A=2, K=0	96-97	26.3%	5.1%	20.0%	7.9%	13.1%	10.6%	9.7%	2.7%	4.6%
	04-05	24.0%	6.0%	16.8%	7.6%	13.0%	15.7%	9.1%	2.4%	5.6%
A=2, K=1	96-97	25.5%	7.0%	15.2%	7.8%	9.2%	14.2%	9.1%	6.1%	6.0%
	04-05	24.2%	8.1%	15.9%	8.3%	6.6%	15.0%	10.0%	5.6%	6.3%
A=2, K=2	96-97	25.1%	6.6%	12.6%	9.1%	7.6%	14.0%	14.0%	6.8%	4.1%
	04-05	26.3%	6.1%	15.2%	8.8%	6.7%	14.2%	8.6%	8.7%	5.5%
A=2, K>2	96-97	29.5%	3.7%	14.5%	8.0%	11.3%	8.1%	11.1%	10.6%	3.2%
	04-05	27.0%	7.0%	14.2%	7.1%	8.0%	13.1%	7.5%	9.7%	6.4%
A>2, K=2	96-97	33.5%	5.0%	13.5%	6.3%	6.2%	13.7%	7.3%	8.7%	6.0%
	04-05	26.9%	8.6%	11.1%	7.4%	10.4%	15.2%	7.2%	6.1%	7.0%
A>2, K>2	96-97	36.7%	7.9%	13.5%	4.5%	6.3%	9.0%	13.8%	4.2%	4.2%
	04-05	30.1%	8.1%	13.6%	5.3%	7.0%	14.5%	6.7%	9.4%	5.3%

Nota: Datos expandidos calculados a diciembre 1997.

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH 1996-1997 y ENGH 2004-2005

**Tabla A.6. Índices de Precios al Consumidor,
Nivel General y apertura por rubros de gastos**

Año	Mes	Nivel Gral	Alim y Beb	Indum y Calz	Vivien- da	Equip H	Salud	Tte y Com	Esparc	Ense- ñanza	Varios
2004	12	151.30	167.76	172.19	121.51	156.14	142.46	136.43	165.87	114.27	172.25
2005	3	157.39	176.55	175.66	127.22	161.24	148.13	139.26	171.32	121.17	178.94
2005	6	160.57	178.94	183.88	135.81	164.56	149.38	141.62	169.36	127.07	181.09
2005	9	164.79	188.22	184.24	137.56	167.01	151.74	144.13	170.15	129.01	183.31
2005	12	169.95	194.1	195.05	139.64	170.42	158.81	146.67	181.42	132.23	184.52
1997	12	101.03	104.19	106.83	98.50	101.12	98.96	94.99	98.02	99.53	102.29
Δ%P por rubros dic 05-dic 04		13.3%	16.2%	14.2%	15.1%	10.5%	12.1%	7.7%	12.5%	16.2%	11.2%
Dif en puntos % de cada rubro respecto del IPC Nivel Gral			3%	1%	2%	-3%	-1%	-6%	-1%	3%	-2%
Δ%P por rubros dic 05-dic 97		68.2%	86.3%	82.6%	41.8%	68.5%	60.5%	54.4%	85.1%	32.9%	80.4%
Dif en puntos % de cada rubro respecto del IPC Nivel Gral			18.1%	14.4%	-26.4%	0.3%	-7.7%	-13.8%	16.9%	-35.4%	12.2%

Fuente: INDEC