ECONOMÍAS DE ESCALA EN LOS HOGARES Y POBREZA

Francisco Javier Lasso Valderrama

Recibido: febrero 2003
Aprobado: mayo 2003

RESUMEN

Este estudio estima las elasticidades del tamaño del hogar y su composición por edad, frente a la participación de los alimentos en el total de gasto. Primero, las elasticidades se estiman en relación con la participación del gasto en alimentos con respecto al total del gasto de los hogares, y segundo, respecto al total de la suma de los gastos en vivienda más alimentos. Estos cálculos se llevan a cabo a partir de la información de la Encuesta de Ingresos y Gastos de 1994-1995 (EIG9495), para 23 ciudades capitales de Colombia. Los resultados se contrastan con los presentados en el modelo teórico de Barten. Se contrastan con los hechos empíricos encontrados inicialmente por Engel, y posteriormente por Deaton y Paxson. Se encuentra evidencia empírica sobre la existencia de economías de escala (tamaño del hogar) y de escalas de equivalencia (composición del hogar por edad). Estos resultados son consistentes con el modelo teórico de Barten, cuando se toma la participación de los alimentos con respecto a la suma de los gastos en vivienda (bien público) y en alimentos (bien privado). Cuando la participación de los alimentos se toma con respecto al total de los gastos de los hogares la evidencia empírica es consistente con las observaciones de Engel.

Palabras clave: consumo de los hogares, pobreza, economías de escala, equivalencias de escala.
Clasificación JEL: C14, C20, D12, D63, I32.

ABSTRACT

We estimate household size and age composition elasticities, and their composition by age, versus food share in total spending. The estimated elasticities were calculating by comparing the changes in food spending share with i) those ones in total household expenditure; and ii) those ones in total housing and food expenditure. These calculations are estimated with the information found in the "Encuesta de Ingresos y Gastos (Income and Expenditure Survey) 1994-1995 (EIG9495)", which contains information of 23 main urban cities. Our results are contrasted against the theoretical ones of Barten's model. They are also contrasted with the empirical facts found by Engel, and then by Deaton and Paxson. We found empirical evidence of economies of scale (size of a household) and equivalence scales (household composition age). These results are consistent with Barten's model, when food participation is taken in relation with housing and food spending (public good and food). After comparing, food participation with total household expenditure, the empirical evidence is consistent with Engel observations.

Key words: Household's consumption, poverty, economies of scale, equivalence scales.
JEL Classification: C14, C20, D12, D63, I32.

4. Francisco Lasso.p65 71 27/09/03, 01:32 p.m.

I. INTRODUCCIÓN

La medición de la pobreza a través del ingreso o el consumo se realiza normalmente sin tener en cuenta o sin explicitar las economías de escala por tamaño o las escalas de equivalencia por la composición demográfica de los hogares. En Colombia, y en casi todos los países, el conteo de la población pobre se ha hecho a partir de la información de los ingresos o los gastos de los hogares o las familias. Primero se define si el hogar o la familia es pobre o no pobre contrastando su ingreso per cápita contra el valor de una Línea de Pobreza, y luego, dependiendo del resultado, se supone que todas las personas que viven en ese hogar o familia son pobres o no pobres respectivamente. Esta contabilización de la población pobre que se realiza en la actualidad requiere de supuestos acerca de la asignación intrafamiliar de los recursos y de las necesidades de cada uno de los miembros del hogar. Por ejemplo, el número de niños y de viejos en una familia u hogar tiene incidencia en estos supuestos, y en general, si se observan sus necesidades por género y grupos de edad.

El mismo nivel de ingreso o de ingreso per cápita no genera el mismo nivel de vida en un hogar grande comparado con uno pequeño, ni en un hogar con niños comparado con uno de solo adultos. Los hogares grandes desarrollan economías de escala respecto al consumo de forma tal que, al final, los miembros de los hogares grandes llegan a tener igual o mejor bienestar que aquéllos de los hogares pequeños. De la misma manera, debido a su composición por sexo y edad, los hogares tienen escalas de equivalencia, dado que cada uno de sus miembros tiene un monto de gasto o una asignación de recursos diferente, debido a que sus necesidades no son iguales, por ejemplo, un niño respecto a un adulto. En este último caso, las escalas de equivalencia son los factores que permiten reducir los miembros de los hogares en adultos equivalentes respecto a su consumo.

En la medición de la pobreza por persona es indispensable tener en cuenta estos factores de escala con el fin de determinar los niveles de bienestar de los individuos con base en el consumo y en el nivel de ingreso de la familia o el hogar donde ellos residen. Además de determinar la distribución de los recursos entre los diferentes miembros de los hogares por edad y sexo.

Las economías de escala (tamaño del hogar) y las escalas de equivalencia (composición por edad) se estiman a partir de la Encuesta de Ingresos y Gastos de 1994-1995 (EIG9495), aplicada a 23 ciudades capitales del país entre marzo de 1994 y febrero de 1995, por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Este estudio está dividido en seis secciones: la primera describe el avance de la teoría del consumidor en relación con las características demográficas de los hogares. En la segunda y tercera se plantean un modelo teórico y un modelo empírico, respectivamente. En la cuarta, se describe la información que se utiliza. La evidencia encontrada para Colombia se presenta en la quinta. La última sección contiene las conclusiones y las recomendaciones.

4. Francisco Lasso.p65 72 27/09/03, 01:32 p.m.

II. EL AVANCE DE LAS FUNCIONES DE DEMANDA DEL CONSUMIDOR

El análisis empírico del comportamiento del consumidor es esencial para la econometría, y muchas técnicas se han desarrollado en respuesta a problemas prácticos que han surgido del análisis de datos sobre la demanda del consumidor. Igualmente, la teoría del comportamiento de éste tiene un papel protagónico en el análisis económico, puesto que ha proveído una estructura y un lenguaje coherentes para la formulación de los modelos de demanda y el análisis de sus datos. En la actualidad, los modelos que se construyen sobre la demanda de bienes y servicios son más satisfactorios desde el punto de vista teórico y empírico. Además, con el desarrollo de la teoría de la utilidad, la teoría y la práctica han avanzado y se han integrado mucho más, y no hay duda del vigor y la potencia de esta teoría como una herramienta de aplicación al razonamiento económico.

Lo fuerte del análisis de la demanda del consumidor ha sido su articulación entre la teoría y la evidencia empírica; esto ha permitido avances teóricos como los referentes a la dualidad. De otra parte, no es posible analizar los datos sobre la demanda a partir de las encuestas de presupuestos familiares, sin tener en cuenta la estadística y la teoría económica simultáneamente. Algunas de las más recientes aplicaciones econométricas de la teoría de la utilidad se han presentado en las áreas de la oferta laboral, la selección discreta, las funciones de consumo, los números índices, las economías de escala y las escalas de equivalencia en el consumo de los hogares (Deaton, 1986).

1. Las funciones de demanda y su relación con las características de los hogares

Los hogares se diferencian unos de otros por su tamaño y por las características socio-demográficas de sus miembros, como el género, la edad y el nivel educativo, entre otras, lo que se refleja en que los hogares manifiesten patrones de consumo diversos. En general, se pueden modelar diferentes comportamientos del consumidor con funciones de demanda que no dependen únicamente de los precios y del total de gasto, sino también de un conjunto de características de los miembros de los hogares y de los hogares en sí mismos.

La incorporación de las características de los hogares en las funciones de demanda se puede modelar de varias formas (Deaton y Muellbauer, 1980: 191-192):

- La más sencilla es dividir las cantidades demandadas y el total del gasto por el total de personas del hogar, y llevarlas a términos per cápita, dado que los hogares están de frente a los mismos precios. Este modelo supone que si el presupuesto per cápita es relevante para los patrones de demanda, puede también llegar a reflejar los niveles de bienestar. Sin embargo, hay que tener en cuenta que si el objetivo es hacer comparaciones de bienestar entre los hogares más que comparaciones de sus comportamientos como consumidores, entonces se debe suponer que hogares que

4. Francisco Lasso.p65 73 27/09/03, 01:32 p.m.

tienen idéntico patrón de consumo que tienen también idéntico nivel de bienestar. De todas formas, esta metodología ignora la variación de las necesidades por los diferentes tipos de composición y tamaños de los hogares, por ejemplo, en cuanto a la composición de la edad: los niños tienen diferentes necesidades con respecto a los adultos. También es probable que se presenten economías de escala en consumo: tres personas no necesitan proporcionalmente más vivienda, baños o carros que dos personas; cuando se compra y se cocina en mayor volumen los costos disminuyen. Dentro del hogar el vestuario puede ser suministrado, en su orden, desde los adultos a los jóvenes y luego a los niños.

- Las escalas de equivalencia son otra forma de comparar los niveles de bienestar por medio del ingreso real, entre hogares de diferentes tamaños, y diferentes características demográficas, educacionales y ocupacionales. Estas escalas de equivalencia, son números índices que sirven para comparar niveles de bienestar entre hogares con características diversas, así como los índices de precios al consumidor sirven para la comparación de bienestar de un hogar dado frente a diferentes niveles de precios. De igual forma que los índices de precios al consumidor se basan en el supuesto de que los gustos no cambian, las escalas de equivalencia se basan en el supuesto de que las únicas diferencias en los gustos de los hogares se deben a las variaciones en sus características observables. Las escalas de equivalencia de un hogar son deflactores que más que contar personas, corrigen los gastos totales de los hogares de acuerdo con las necesidades de sus miembros. Además, las escalas de equivalencia tienen un papel preponderante en la definición de la línea de pobreza o de la línea de indigencia; la definición normativa de una canasta de consumo mínimo que provea una vida digna depende de la composición de los hogares. Las escalas de equivalencia tienen mucho que decir también en las políticas de atención a poblaciones vulnerables, a través de selección de beneficiarios y de asignación de subsidios. Por ejemplo, en programas de mantenimiento del ingreso: hogares con mujeres cabeza de hogar y/o familias con muchos niños o ancianos.

Las escalas de equivalencia pueden ser estimadas a través de: i) expertos en nutrición o en dietas alimentarias, y ii) investigaciones empíricas del comportamiento del gasto. El primer método tiene en cuenta una definición fisiológica con base en las necesidades básicas de los individuos. El segundo método es el que nos ocupa en este estudio, y ha acumulado una extensa literatura desde Engel (1895) el pionero en estos trabajos, pasando por los trabajos de Prais y Houthakker (1955), Barten (1964), Howe (1974), Lluch, Powell y Williams (1977), Deaton y Muellbauer (1980), hasta los trabajos más recientes de Lanjouw y Ravallion (1995), y Deaton y Paxson (1998).

En cuanto a investigaciones empíricas sobre funciones de demanda en Colombia, los trabajos más importantes son: Ramírez (1989), Muñoz (1990), Muñoz, Ramírez y Rivas (1998), y Rivas (2000).

En este estudio se pretende encontrar evidencia empírica sobre los patrones de consumo de los hogares tratando de establecer con menor arbitrariedad las economías

4. Francisco Lasso.p65 74 27/09/03, 01:32 p.m.

de escala y las escalas de equivalencia en el consumo de los hogares, sin embargo, hay buenas razones para ser escépticos dadas las limitaciones de los métodos y la información que se utilizan. Los resultados que se obtienen deben verse como instrumentos alternativos para el ajuste en la medición de la pobreza.

2. Métodos para la medición de las economías de escala y las escalas de equivalencia

Para la medición de las escalas de equivalencia en el consumo de los hogares se pueden utilizar varios métodos teniendo en cuenta sus ventajas y desventajas:[1]

- Sistemas completos de demanda. Las preferencias de los hogares se pueden dar en términos de la función de gasto, *C(.)*.[2] Si el total del gasto es ***x***, y si éste maximiza la utilidad de un hogar o de una familia con ***A*** adultos y ***K*** niños, entonces:

  $C(u,p,\boldsymbol{A},\boldsymbol{K}) = \boldsymbol{x}$

  donde *u* es el nivel de utilidad de la familia y *p* es el vector de precios. Luego, el número de adultos equivalentes en una familia con ***A*** adultos y ***K*** niños (Deaton y Muellbauer, 1980: 205) es:

  $$E(A,K;u,p) = \frac{C(u,p,A,K)}{C(u,p,1,0)}$$

  Después de reducir los miembros de las familias a adultos equivalentes entonces se pueden estimar las economías de escala por tamaños de las familias como:

  $$c(u,p,A) = A^{\theta} c(u,p,1)$$

  De esta manera, para $\theta < 1$ existen economías de escala. Así como en la teoría del productor, se entiende por economías de escala una situación en la cual el aumento proporcional de todos los insumos induce un aumento más que proporcional del producto; así mismo, en la teoría del consumidor, la demanda por determinado tipo de bien depende en cierta forma del tamaño de los hogares, es decir, de la existencia o no de economías de escala. Hay gasto decreciente a escala en un bien, si los cambios en el tamaño de las familias que mantienen el gasto per cápita disminuyen el gasto per cápita en ese bien ($\theta < 1$), de lo contrario, si aumentan el gasto per cápita del bien es creciente a escala ($\theta > 1$), y si se mantiene igual es constante a escala ($\theta = 1$).

---

1 Las metodologías que se presentan aquí se encuentran en Deaton y Paxson (1995).

2 Muñoz (1990) desarrolla el modelo de Howe (1974), en el cual supone que las características socio-demográficas del hogar afectan el patrón de consumo, y utiliza la composición por edades de los hogares.

4. Francisco Lasso.p65 75 27/09/03, 01:32 p.m.

Sin embargo, en estos sistemas de demanda aumentados por variables demográficas subsiste el problema de que explican el comportamiento del consumidor pero no dan información sobre el bienestar que éste obtiene; estos sistemas por sí mismos no permiten determinar si hay escalas de equivalencia por edad y sexo, o economías de escala por tamaño de los hogares.

- Como solución al problema que se presenta con la identificación de los sistemas de demanda, surge un método alternativo que relaciona el bienestar y el comportamiento, como es el famoso supuesto de Engel (1895), el cual dice: las familias con la misma proporción de gasto en alimentos respecto al total del gasto, son igualmente "ricas" sin importar su tamaño y composición. El supuesto de Engel es el que se necesita en este caso, pero no es el único, y según Deaton y Muellbauer (1980), no es una buena respuesta al problema, porque la llegada de un niño a una familia con plena compensación podrá normalmente incrementar la participación del gasto en comida y, en cualquier caso, la compensación de Engel (1895) también es grande.

- Después, Rothbarth (1943) propuso un mejor método para la medición de las escalas de equivalencia, que posteriormente fue usado en Estados Unidos por Betson (1990) y por Lazear y Michael (1988). Este método usa los gastos en bienes para adultos (ropa, calzado, alcohol y tabaco, por ejemplo) como un indicador de bienestar de los adultos, y luego calcula la compensación que podrá ser requerida después de la adición de un niño, a fin de restaurar los gastos de los adultos en el nivel previo. Este método, sin embargo, no deja de tener problemas: i) no contabiliza la posible sustitución entre los bienes de los adultos con la presencia de un nuevo niño, ii) tampoco contabiliza los nuevos patrones de consumo que resultan de la presencia de un nuevo niño, y iii) hay una subestimación de los gastos en bienes de los adultos en las encuestas que miden el consumo.

- Luego, Lanjouw y Ravallion (1995) desarrollan con base en Barten (1964) y en el supuesto de Engel (1895), un método usando bienes privados para estimar las economías de escala y las escalas de equivalencia. Este método lo aplican posteriormente Deaton y Paxson (1995,1998). El método supone que existe un bien privado puro que no puede ser sustituido por bienes públicos, la comida es un ejemplo posible. También supone que existe un bien público o cuasi-público, por ejemplo la vivienda, cuya naturaleza es que no tiene que ser duplicado para su uso por cada miembro del hogar; así, los hogares de gran tamaño gastan menos en vivienda en términos per cápita, lo que les permite liberar recursos para aumentar el consumo del bien privado. Ahora considérese qué pasa cuando una familia incrementa su tamaño, por ejemplo uniendo dos familias unipersonales en una familia de dos adultos; bajo los supuestos anteriores se puede calcular la magnitud de las economías de escala, no por la restauración al valor previo de la participación del gasto del bien privado en el gasto total, sino calculando la reducción en el gasto total (ingreso total) per cápita que podrá restaurar el previo consumo per cápita del bien privado. Por ejemplo, si la reducción es del 20% en el gasto total per cápita, entonces hay un 20% de descuento por economías de escala para dos personas sobre una. El valor encontrado de esta manera subestima el descuento por economías de escala y se

4. Francisco Lasso.p65 76 27/09/03, 01:32 p.m.

puede corregir estimando sistemas de demanda completos (Nelson, 1991). Sin embargo, la subestimación puede ser minimizada seleccionando un bien privado que no sea sustituto del bien público.

III. EL MODELO TEÓRICO

Barten (1964) planteó un modelo teórico para dos bienes. Se supone que uno de los bienes es privado (alimentos) y el otro es público (vivienda), y todos los miembros de los hogares son adultos equivalentes.[3] Los hogares distribuyen el total de gasto entre el bien privado y el bien público, y entre sus miembros. Los hogares maximizan la siguiente función de utilidad teniendo en cuenta que los dos bienes tienen las mismas economías de escala y, además, la restricción presupuestal está dada en términos per cápita:

$$Max_{qa,qv} U = nv\left(\frac{q_a}{g_a(n)}, \frac{q_v}{g_v(n)}\right) \tag{1}$$

$$Sujeto\ a: p_a\left(\frac{q_a}{n}\right) + \left(\frac{P_v}{n}\right) q_v = \frac{x}{n}$$

donde: q_a y q_v son los niveles de consumo respectivos para alimentos y vivienda, x es el total de gasto, n es el total de miembros y $g_i(n)$ es la función que refleja las economías de escala de los hogares por su tamaño, bien sea por alimentos o por la vivienda; p_a y p_b son los precios de los alimentos y la vivienda; respectivamente.

La demanda por alimentos está dada por (Deaton y Muellbauer, 1980: 200):

$$\frac{q_a}{n} = \frac{g_a(n)}{n} f_a\left(\frac{x}{n}, \frac{p_a g_a(n)}{n}, \frac{p_v g_v(n)}{n}\right) \tag{2}$$

Nótese que f_a es la función de demanda para una sola persona y es homogénea de grado cero. Aplicando el logaritmo a la ecuación de demanda (2) y diferenciando por ln n se llega a:

$$\gamma^* = \frac{\partial \ln(\frac{q_a}{n})}{\partial \ln n} = \sigma_v(\eta_{ax} + \eta_{aa}) - \sigma_a(1 + \eta_{aa}) \tag{3}$$

[3] Todas las personas tienen las mismas necesidades y se satisfacen con los mismos bienes y servicios.

4. Francisco Lasso.p65 77 27/09/03, 01:32 p.m.

donde: η_{aa} es la elasticidad precio propio de los alimentos, η_{ax} es la elasticidad ingreso de los alimentos y

$$\sigma_i = 1 - \frac{\partial \ln g_i(n)}{\partial \ln n_i}, \qquad i = a,v \tag{4}$$

son los factores de economías de escala por tamaño de los hogares para el bien público y el bien privado.[4] Un bien privado puro tiene $\sigma_i = 0$ y un bien público puro tiene $\sigma_i = 1$.

El parámetro γ^* de la ecuación (3) es importante y representa la elasticidad del consumo per cápita de alimentos con respecto al tamaño del hogar. Deaton y Paxson (1998) dan mucha importancia a la magnitud y al signo de este parámetro, especialmente si se tiene en cuenta que el bien alimentos no tiene sustitutos o tiene muy pocos (la elasticidad η_{aa} es pequeña en valor absoluto), y los bienes públicos tienen significativamente más economías de escala con respecto a los bienes privados, es decir, la relación $\sigma_{a/}\sigma_v$ es pequeña, por tanto la implicación general de este modelo es que el parámetro γ^* es mayor que cero. Por consiguiente se puede concluir que: manteniendo el nivel de gasto total per cápita, la participación en comida se incrementará con el aumento del tamaño del hogar.

Con base en el modelo de Barten (1964), la llegada de un nuevo miembro (adulto y ocupado) al hogar puede aumentar marginalmente el gasto total en vivienda, pero el gasto per cápita en vivienda disminuye, lo que genera un efecto de ingreso que lleva al hogar a disponer de más ingreso para gastar en otros bienes, incluyendo alimentos. El aumento en la demanda de alimentos per cápita puede incrementarse tanto como aumenta la de un bien normal.

Del modelo de Barten (1964) se pueden derivar otras implicaciones (Gan y Vermon, 2001). Si se considera la primera derivada parcial de γ^* con respecto a η_{aa} y a η_{ax}, tenemos:

$$\frac{\partial \gamma^*}{\partial \eta_{ax}} = \sigma_v > 0, \quad \frac{\partial \gamma^*}{\partial \eta_{aa}} = \sigma_v - \sigma_a > 0 \tag{5}$$

Si se supone que la vivienda no es un bien privado puro ($\sigma_v > 0$), y además es más público que el bien alimentos ($\sigma_v > \sigma_a$), se espera que: i) la elasticidad ingreso del consumo de alimentos, η_{ax}, sea grande en los hogares pobres; ii) la elasticidad precio propio del bien alimentos, η_{aa}, sea pequeña en valor absoluto para los hogares pobres; y iii) de acuerdo con las dos desigualdades de (5) se concluye además que γ^* sería más grande en los hogares pobres.

[4] Las ecuaciones 3 y 4 son las de Deaton y Paxson (1998).

4. Francisco Lasso.p65 78 27/09/03, 01:32 p.m.

Resumiendo, del modelo teórico de Barten (1964) se concluye que: i) con gasto total per cápita constante, la participación del bien alimentos crece con el tamaño de los hogares, ii) en los hogares pobres el efecto positivo del tamaño del hogar en relación con la participación en alimentos es más grande.

En el modelo de Barten (1964) descrito se tienen hogares cuyos miembros son adultos equivalentes. Para ampliar el análisis del modelo se determinan los miembros de los hogares por edad, con el fin de determinar las escalas de equivalencia para cada tipo de miembro. Intuitivamente se puede decir, por ejemplo, que los niños consumen menos que los adultos, entonces el tamaño del hogar se puede representar por $A + \alpha K$, donde A y K son los números de adultos y niños respectivamente, y α es un número entre cero y uno que indica la fracción que cada niño representa de un adulto equivalente. El cálculo de α se puede estimar no sólo para los bienes alimentos y vivienda, sino también para los demás bienes (Deaton y Muellbauerr, 1980: 193; Deaton y Paxson, 1998).

Las funciones $g_a(n)$ y $g_v(n)$ de la ecuación (1) se pueden expresar en función de las características demográficas de los miembros de los hogares, en vez de expresarlas únicamente en función de su tamaño, así:

$$g_i = (A + \alpha K)^{(1-\sigma_i)} \quad i = a, v \tag{6}$$

Si se supone que los alimentos son un bien privado puro, $\sigma_a = 0$, y la vivienda un bien público que no es puro, $\sigma_v < 1$, entonces manteniendo el gasto total (x) y el número de miembros (n) constantes, el consumo per cápita de alimentos disminuye con el número de niños. La ecuación (3) queda:

$$\gamma^* = \sigma_v(\eta_{ax} + \eta_{aa}) + (1 - \eta_{aa}) \tag{7}$$

La elasticidad del consumo per cápita de alimentos con respecto al tamaño del hogar, γ^*, es mayor que cero en la ecuación (7) al igual que la ecuación (3); siguiendo a Deaton y Paxson (1998): el primer término es positivo debido a que el bien alimentos es un bien básico (pocos sustitutos). El segundo término igualmente es positivo, por la misma razón anterior. Bajo este razonamiento, y manteniendo el ingreso per cápita, el $\gamma^* > 0$ significa que la sustitución de adultos con niños disminuye las economías de escala por tamaño de los hogares, lo cual lleva a una disminución de la demanda per cápita por alimentos, y esto a su vez lleva a una mejora del bienestar per cápita de los hogares. Los hogares con la sustitución de adultos con niños pueden destinar la parte del presupuesto que antes destinaban para alimentos (bienes básicos) a otros bienes como la educación y la recreación, por ejemplo.

Por otra parte, si los hogares tienen gastos fijos por la demanda de bienes públicos, al momento de la llegada de nuevos miembros éstos alteran las implicaciones anteriores y, en este caso, la sustitución de adultos por niños generaría efectos de ingreso positivos sobre la demanda per cápita por alimentos.

4. Francisco Lasso.p65 79 27/09/03, 01:32 p.m.

Como conclusión, la incorporación de niños (escalas de equivalencia) en el modelo de Barten (1964) implica que manteniendo constante el gasto per cápita y el tamaño de los hogares, la demanda por alimentos decrece mientras más grande sea la proporción de niños en el hogar.

IV. EL MODELO EMPÍRICO

Engel (1895) observó de manera empírica que la participación en alimentos en el total de gasto indica bienestar para los hogares de diferentes tamaños y composición. Los hogares con menor participación significan que tienen mayor bienestar. Igualmente, este resultado empírico muestra que la participación en alimentos tiene una relación inversa con el tamaño y el total de gasto per cápita de los hogares, lo que finalmente indica que hay economías de escala positivas: cuando el tamaño de los hogares crece, el ingreso per cápita crece, y la participación en alimentos disminuye, así que se requiere una disminución del total de gasto (ingreso) per cápita para restaurar la participación en comida a su nivel inicial, que era más alto.

La evidencia empírica de Engel (1895) es consistente, pero es contradictoria con el modelo teórico de Barten (1964) explicado anteriormente, el cual muestra que las economías de escala pueden ser negativas, es decir, que la participación en alimentos aumenta con el aumento del tamaño de los hogares.

Las estimaciones empíricas de las curvas de Engel (1895) en este estudio se hacen de dos formas: i) con una representación no paramétrica para las diferentes características de los hogares, y ii) con un análisis de regresión paramétrico.

Para la estimación no paramétrica, Deaton y Paxson (1998) estiman los promedios ponderados de la participación en alimentos dados diferentes niveles de gasto total per cápita de los hogares. La forma funcional es la siguiente:

$$\int E(w_a \mid i, z) f(z) dz \tag{8}$$

donde: w_a es la participación del consumo en alimentos en el gasto total, e i es un índice que indica los diferentes tipos de hogares según sus características demográficas, z es el logaritmo del gasto total per cápita, y $f(z)$ es una función de densidad Kernel (Hastie, Tibshirani y Friedman, 2001: 165-192).

De manera paramétrica se sigue el modelo de Working-Leser, en el cual se hace una regresión de la participación de los alimentos con respecto al logaritmo del gasto total per cápita y un conjunto de variables demográficas de los hogares.[5] A este modelo se le incluyen nuevas variables regresoras: el logaritmo del tamaño del hogar y algunas otras variables de control, como en Lanjouv y Ravallion (1995) y Deaton y Paxson (1998). La ecuación paramétrica es la siguiente:

[5] Para Colombia: Howe (1974), Muñoz (1990) y Rivas (2000).

4. Francisco Lasso.p65 80 27/09/03, 01:32 p.m.

$$w_a = \alpha + \beta \ln(\frac{x}{n}) + \gamma \ln n + \sum_{k=1}^{k-1} \eta_k \frac{n_k}{n} + \varsigma.v + \mu \quad (9)$$

donde: *x/n* es el gasto per cápita, *n* es el número total de miembros del hogar, n_k/n es la relación del número de miembros del *k-ésimo* grupo que tiene ciertas características demográficas respecto al total de miembros del hogar, y *v* son las variables de control. Debido a la correlación que existe entre los errores de la estimación de w_a y el *ln (x/n)*, la instrumentalización es necesaria para esta última variable. Deaton y Paxson (1998) sugieren incorporar la variable ingreso disponible del hogar como variable instrumental; la principal razón de esta argumentación es que el ingreso total disponible está altamente correlacionado con el gasto total y ambos se estiman de manera independiente.

V. LAS FUENTES DE INFORMACIÓN

La fuente de información básica para este estudio es la EIG9495.[6] Esta encuesta la realizó el DANE entre marzo de 1994 y febrero de 1995, en 23 capitales de los antiguos departamentos: Armenia, Bogotá, Barranquilla, Bucaramanga, Cali, Cartagena, Cúcuta, Florencia, Ibagué, Manizales, Medellín, Montería, Neiva, Pasto, Pereira, Popayán, Quibdó, Riohacha, Santa Marta, Sincelejo, Tunja, Valledupar y Villavicencio.

El tema principal de esta encuesta es el presupuesto familiar, para lo cual se indaga de manera detallada por los ingresos y los gastos del hogar, y por otras variables clasificatorias y de control como las características generales, educativas y económicas de las personas que lo conforman. Entre otras variables se indaga por: la relación de parentesco con el jefe de hogar, el género, la edad, el nivel educativo, y para las personas ocupadas, la ocupación u oficio, la rama de actividad y la posición ocupacional.

En particular el conocimiento sobre la composición del gasto proporciona información sobre el consumo de los hogares, lo cual permite construir las canastas de bienes y servicios necesarias para el cálculo del Índice de Precios al Consumidor. También permite actualizar las canastas para el cálculo de las Líneas de Indigencia y de Pobreza.

La imputación de ingresos a receptores no informantes se realizó con modelos de regresión cuyas variables exógenas son variables de capital humano y socioeconómicas (Mincer, 1974). Al valor estimado por la regresión se le suma un residuo que es seleccionado al azar a partir del archivo de residuos encontrados para los perceptores informantes. Esta técnica de imputar valores no informados de variables se llama *Bootstrapping* (David, Little, Samuhel y Triest, 1986).

---

[6] Documento metodológico de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de 1994-1995, DANE (1997). Manuales de Recolección y Crítica y Codificación, DANE (1994). Diseño de Registros de Archivos Conformados, DANE.

4. Francisco Lasso.p65 81 27/09/03, 01:32 p.m.

El ingreso total disponible estimado para cada hogar corresponde a la suma de los ingresos laborales y no laborales de cada uno de los receptores de ingreso, más el autoconsumo, más la renta imputada por propiedad de la vivienda, menos los impuestos directos de renta y parafiscales.

El bien alimentos comprende los códigos de los artículos desde el 1000 al 1820 de la EIG9495 del DANE, que incluyen los alimentos consumidos dentro y fuera del hogar, además del salario en especie recibido por alimentos. Para la vivienda se tomaron los códigos de los artículos del 3110 al 3314 que incluyen el salario en especie por vivienda, el valor del arriendo, la estimación del valor del arriendo para vivienda propia, gastos de administración y comunitarios, impuestos predial y de valorización, seguro contra incendio, gastos por mantenimiento y mejoras a la vivienda, combustibles y servicios públicos.

Para los análisis de los resultados de las economías de escala y las escalas de equivalencia, y para los cálculos de las variables en términos per cápita, se toman las personas que hacen parte de la unidad de gasto, definidas como el total de personas que conforman el hogar excluyendo los pensionistas, el servicio doméstico y sus hijos.

VI. ADULTOS EQUIVALENTES Y ECONOMÍAS DE ESCALA DE LOS HOGARES EN EL ÁREA URBANA DE COLOMBIA

1. Estimaciones con base en regresiones paramétricas

En la Tabla 1 se muestran los resultados obtenidos a partir de la ecuación (9) que representa una curva de Engel (1895) estimada de manera paramétrica. Ésta se estimó con base en una regresión con variables instrumentales (mínimos cuadrados en dos etapas). La variable instrumental es el ingreso disponible per cápita de los hogares más las demás variables exógenas excluyendo *ln(x/n)*. La caracterización de forma demográfica (escalas de equivalencia) de la función de proporción de alimentos se hace a través de: la proporción de personas de 0 a 7 años, la proporción de personas de 8 a 17 años, y la proporción de personas de 18 y más años de edad, esta última como categoría de referencia. Como variables de control se incluyen: la proporción de personas que trabajan y las *dummy* de cada una de las ciudades, dejando como ciudad de referencia a Bogotá. La proporción de trabajadores en el hogar se incluyó como variable de control, puesto que el mayor o menor número de trabajadores obliga a los hogares a tener diferentes niveles de participaciones en alimentos: i) pueden comer algunas de sus comidas por fuera del hogar, ii) pueden pagar servicios extras en los restaurantes que aumentan la participación en comida, y iii) el tipo de trabajo o el sector al cual estén vinculados o el nivel de calificación del trabajo, cambian los niveles de requerimientos calóricos y nutricionales.

Se hacen dos tipos de estimaciones para la ecuación (9): i) la participación de los alimentos en el total de gasto de los hogares, y ii) la participación de los alimentos en el total de vivienda más alimentos. Desde Nelson (1988) se encuentra que: los alimentos son menos un bien público que la vivienda, y por esto el modelo de Barten (1964)

4. Francisco Lasso.p65 82 27/09/03, 01:32 p.m.

predice que la participación en alimentos estimada a partir del total de alimentos y de vivienda crece con el tamaño del hogar.

Tabla 1

Parámetros estimados de las regresiones de participación en alimentos. La variable instrumental es el ingreso disponible per cápita de los hogares. Corrección por heteroscedasticidad (White)

Variable	% En el total de gasto			% En alimentos + vivienda		
	Valores			Valores		
	Parámetro	T	Pr >|t|	Parámetro	T	Pr > |t|
Intercepto	1.732	91.72	0.000	1.883	50.97	0.000
LN Gasto per cápita	-0.116	-81.54	0.000	-0.123	-40.86	0.000
LN Tamaño del hogar	-0.024	-10.85	0.000	0.020	6.23	0.000
% Pers 0 a 7 años	-0.033	-6.17	0.000	0.033	4.18	0.000
% Pers 8 a 17 años	-0.030	-6.43	0.000	-0.007	-1.10	0.272
% Pers Ocupadas	0.022	5.49	0.000	0.103	17.99	0.000
Florencia	-0.045	-7.75	0.000	-0.011	-1.28	0.202
Neiva	-0.030	-5.44	0.000	-0.036	-4.74	0.000
Tunja	-0.053	-9.55	0.000	-0.028	-3.47	0.001
Villavicencio	-0.009	-1.37	0.170	-0.001	-0.16	0.876
Medellín	-0.037	-7.86	0.000	-0.045	-6.54	0.000
Montería	-0.028	-5.29	0.000	0.024	3.07	0.002
Quibdó	-0.003	-0.52	0.601	0.020	2.39	0.017
Cali	-0.019	-4.08	0.000	-0.033	-4.77	0.000
Pasto	-0.054	-10.08	0.000	-0.010	-1.29	0.198
Popayan	-0.038	-6.28	0.000	-0.039	-4.51	0.000
Barranquilla	0.003	0.62	0.533	0.012	1.53	0.125
Cartagena	0.013	2.22	0.026	0.017	2.10	0.035
Riohacha	-0.018	-2.59	0.010	0.038	4.17	0.000
Santa Marta	-0.043	-7.07	0.000	0.011	1.18	0.236
Sincelejo	0.013	1.88	0.060	0.004	0.50	0.617
Valledupar	-0.036	-5.91	0.000	-0.031	-3.68	0.000
Bucaramanga	-0.041	-9.06	0.000	-0.048	-7.18	0.000
Cúcuta	-0.046	-8.08	0.000	-0.049	-6.07	0.000
Manizales	-0.083	-15.23	0.000	-0.105	-12.70	0.000
Armenia	-0.045	-7.91	0.000	-0.068	-8.38	0.000
Ibagué	-0.038	-7.3	0.000	-0.028	-3.93	0.000
Pereira	-0.041	-7.9	0.000	-0.053	-7.11	0.000
R**2	0.309			0.102		
DW	1.815			1.799		

Fuente: cálculos del autor con base en Encuesta de Ingresos y Gastos de 1994-1995.

Para el área urbana de Colombia, y tomando la participación de los alimentos en el total de gasto de los hogares como variable dependiente, el coeficiente γ[7] es -0.02417 y significativo. Sin embargo, cuando se toma la participación en alimentos respecto al

[7] Si γ se multiplica por 100 se puede leer como: la estimación del cambio en el porcentaje de los alimentos con respecto al total del gasto, si el tamaño del hogar se duplicara y el total de gasto per cápita y la composición de los hogares se mantuvieran constantes.

4. Francisco Lasso.p65 83 27/09/03, 01:32 p.m.

total del gasto de alimentos más vivienda el coeficiente se vuelve positivo y significativo ($\gamma = 0.02034$). Esta evidencia empírica que se presenta para el área urbana de Colombia confirma los resultados de Deaton y Paxson (1998) y de Engel (1895), que consideran como variable dependiente la participación de alimentos en el total del gasto. De otra parte, cuando se trabaja con la participación de alimentos respecto a la total del gasto de alimentos más vivienda, se confirman los resultados intuitivos del modelo teórico de Barten (1964). Pero esta evidencia empírica no es contradictoria, si se supone que los bienes que no son alimentos son en conjunto menos públicos que el bien vivienda. Además, los resultados empíricos son validados por el modelo de Barten (1964) cuando se trabaja sólo con los bienes alimentos y vivienda.

Las equivalencias de escala se observan a partir de los coeficientes para las variables: personas de 0 a 7 años y personas de 8 a 17 años de edad, teniendo en cuenta que la variable de referencia son las personas de 18 y más años de edad (adultos equivalentes). De estos coeficientes se concluye de manera general que la sustitución de un adulto por un niño reduce la demanda por alimentos del hogar, y de esta forma su participación también disminuye. Los coeficientes en el modelo donde la participación del gasto en alimentos es con respecto al total de gasto, ambos coeficientes son negativos y significativamente diferentes de cero, sin embargo, disminuyen mayormente la participación de alimentos los niños de 0 a 7 años. En el modelo de vivienda más alimentos, los resultados son contradictorios con el modelo de Barten (1964), puesto que el coeficiente para los niños de 0 a 7 años es positivo y significativamente diferente de cero.

1.1 Tamaño de muestra y significancia estadística de los parámetros

La EIG9495 encuestó 27.903 hogares en las cabeceras municipales de las 23 ciudades capitales del país, los cuales se utilizaron en la construcción de los modelos de regresión paramétrica y no paramétrica. El promedio del número de hogares encuestados por ciudad es de 1.213. Las ciudades que tienen más hogares encuestados y se encuentran por encima del promedio, en su orden son: Cali con 2.521, Medellín con 2.168, Barranquilla con 1.822, Bogotá con 1.759, y Bucaramanga con 1.549.

Como un primer ejercicio se construyeron los modelos de regresión por ciudad, pero los resultados no fueron satisfactorios; las estimaciones de los parámetros de economías de escala por tamaño *(γ)* y de equivalencias de escala por edad de los miembros del hogar no tuvieron simultáneamente diferencias significativas con respecto a cero, es decir, no fueron estadísticamente significativos. Igualmente, los signos de estas estimaciones cambian de una ciudad a otra, unas veces son positivos y otras veces son negativos, algunas veces son consistentes con la evidencia empírica de Engel (1895) o con el modelo teórico de Barten (1964), y otras veces no son consistentes con ninguno de los dos modelos. En el caso del modelo de Engel (1895), las ciudades que arrojaron simultáneamente estimaciones consistentes con la evidencia observada por este autor, y que son estadísticamente diferentes de cero, son: Bogotá, Cali y Bucaramanga. Para el modelo de Barten (1964) no se encontró ninguna ciudad en

4. Francisco Lasso.p65 84 27/09/03, 01:32 p.m.

la que de manera simultánea sus estimaciones fueran significativamente diferentes de cero y que fueran consistentes con su modelo teórico.

Para obviar los inconvenientes encontrados en las regresiones de Engel (1895) y Barten (1964) por ciudad, se unieron los hogares encuestados de las 23 ciudades y se construyeron los modelos con variables de control dicotómicas para las ciudades, manteniendo como referencia a Bogotá. De esta manera, dado un tamaño de muestra mayor, los resultados de las estimaciones fueron satisfactorios tanto desde el punto de vista de la teoría económica como de la teoría estadística.

1.2 Evaluación de los supuestos de la teoría estadística

Las regresiones paramétricas que se construyeron en este estudio tienen como problemas principales la violación de los supuestos de la teoría estadística sobre normalidad y homocedasticidad de los errores (residuos del modelo), propios de los modelos de corte transversal. Para probar el supuesto de normalidad se utilizaron diversos estadísticos, tales como: Kolmogorov-Smirnov, Jarque-Bera, Mardia Skewness, Mardia Kurtosis y Henze-Zirkler.[8] En todas las pruebas estadísticas utilizadas se rechaza la hipótesis nula de normalidad en altos niveles de significancia, por tanto, las inferencias y conclusiones obtenidas a partir de los modelos son inconsistentes de acuerdo con la teoría estadística.

En cuanto al problema de heterocedasticidad, la teoría estadística plantea que la varianza de los residuos debe ser constante para todas las observaciones (homocedasticidad). Los estadísticos que se utilizaron para evaluar este supuesto son: White (1980) y la prueba modificada de Breusch y Pagan (1979). Los resultados de estas pruebas muestran que a cualquier nivel de significancia estadística se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad de los residuos.

Cuando la varianza de los residuos no es constante y se conoce la forma funcional de ésta, las variables del modelo pueden ser transformadas y, de esta manera, se logra disipar la heterocedasticidad, pero surge el inconveniente de la interpretación de los parámetros cuando las transformaciones de las variables son muy complejas.

En los modelos de Working-Leser, los residuos no tienen varianza constante y no fue posible conocer su forma funcional, por tanto, se utilizó el método generalizado de estimación de momentos (GMM) que trabaja con variables instrumentales.[9] Este método no cambia los valores de los parámetros pero ajusta los valores del estadístico T y, en consecuencia, aumenta la probabilidad de que los parámetros sean iguales a cero. Sin embargo, a pesar de los ajustes al estadístico T reportados por el método GMM, los parámetros de interés continuaron siendo estadísticamente diferentes de cero.

---

[8] Manual de SAS/ETS, versión 8.2. Procedimiento PROC MODEL.
[9] Ibídem.

4. Francisco Lasso.p65 85 27/09/03, 01:32 p.m.

Por otra parte, dado que las regresiones paramétricas que se construyeron son de corte transversal, el supuesto de independencia de los residuos no tiene mayor relevancia; sin embargo, se utilizó el estadístico Durbin-Watson para evaluar este supuesto hasta el orden cuatro de autocorrelación de los residuos. En todos los órdenes de autocorrelación evaluados no se rechazó la hipótesis nula de independencia de los residuos. En la Tabla 1 se muestran los valores del estadístico de Durbin-Watson para la evaluación de la autocorrelación de orden uno. El estadístico es aproximadamente 1,8 en ambos modelos de regresión, valor que está muy cerca de 2,0, lo que indica que no hay autocorrelación de orden uno en los residuos de los modelos.

Dada la violación de los supuestos de la teoría estadística en la construcción de regresiones de corte transversal, se construyeron modelos de regresión no paramétrica que relajan estos supuestos y permiten comprobar los resultados esperados por la teoría económica.

2. Estimaciones con base en regresiones no paramétricas

El método Kernel es una técnica de regresión que permite estimar, en este caso, la proporción de alimentos que consumen los hogares dados: el nivel de gasto per cápita en logaritmos (*z)* y el tipo de hogar de acuerdo con su composición demográfica[10] (ecuación 8). Para estimar la regresión Kernel se identificó primero un intervalo[11] para z, el cual se dividió en cincuenta puntos equidistantes. Luego para cada punto z_i y los puntos cercanos a éste se encontró el promedio ponderado de la participación del consumo en alimentos, w_{ai} (Hastie, Tibshirani y Friedman, 2001):

$$\hat{f}(z) = Promedio(w_{ai} \mid z_i \in N_k(z)) \quad i = 1,2, \ldots, 50 \text{ para cada tipo de hogar}$$

donde: $\hat{f}(z)$ es una estimación de la función de regresión local suavizada, $N_k(z)$ es el conjunto de k puntos vecinos a z_i. El conjunto de k puntos vecinos se define por la función Kernel cuadrática de Epanechnikov (Deaton y Paxson, 1998), de la forma:

$$K_\lambda(z_0, z) = D\left(\frac{|z - z_0|}{\lambda}\right)$$

con:

[10] Los tipos de hogares son: 1 adulto, 0 niños; 2 adultos, 0 niños; 3 adultos, 0 niños; 4 adultos, 0 niños; 5 adultos, 0 niños; 1 adulto, 1 niño; y 2 adultos, 2 niños.

[11] El intervalo se construyó tomando el menor percentil 1 y el mayor percentil 99 de entre todos los tipos de hogares.

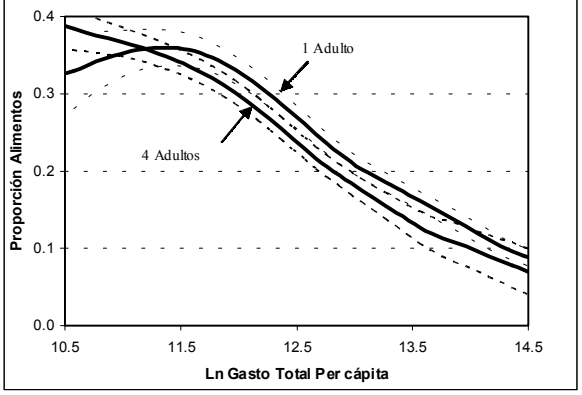
4. Francisco Lasso.p65 86 27/09/03, 01:32 p.m.

$$D(t) = \begin{cases} \frac{15}{16}\left(1-t^2\right)^2 & si \ |t| \leq 1 \\ 0 & En \ otro \ caso \end{cases}$$

donde: λ es el parámetro de suavizamiento que determina los puntos vecinos que se deben tener en cuenta para calcular el promedio que sirve de estimación de la regresión local. Un λ grande implica baja varianza (promedio sobre más observaciones) pero un mayor sesgo. En este estudio se tomó un λ = 1 en todos los casos. Los valores dados por la función Kernel se reescalaron para que sumen 1 y se utilizaron como ponderaciones para hallar el promedio de la participación de alimentos en el total de gasto.

El Gráfico 1 muestra las curvas de Engel estimadas de forma no paramétrica para hogares sin niños, y con 1 y 4 personas adultas. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza aproximados del 95%. Se observa que para la mayoría de puntos del gasto total en logaritmos, las diferencias en la participación de alimentos en el gasto total son estadísticamente significativas. Sin embargo, lo contrario ocurre para los valores bajos y altos del gasto total en logaritmos, donde se encuentran localizados pocos hogares, puesto que los dos intervalos de confianza se traslapan y las diferencias dejan de ser significativas estadísticamente.

Gráfico 1. Curvas de Engel para hogares con 1 y 4 personas adultas, sin niños.



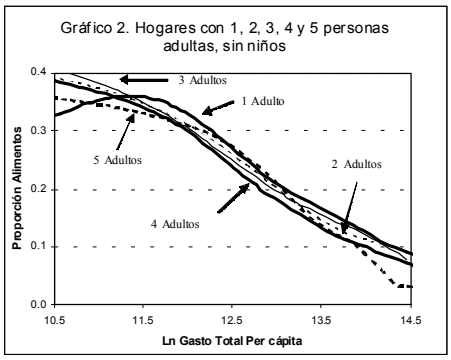
En los siguientes gráficos se muestran las curvas de Engel estimadas de manera no paramétrica para la proporción del gasto en alimentos respecto al gasto total de los hogares (Panel A). Las curvas se construyeron seleccionando los hogares que mantienen la misma relación entre adultos y niños, con el fin de aislar los efectos que generan las disímiles necesidades entre adultos y niños.[12] En el Gráfico 2 se comparan las

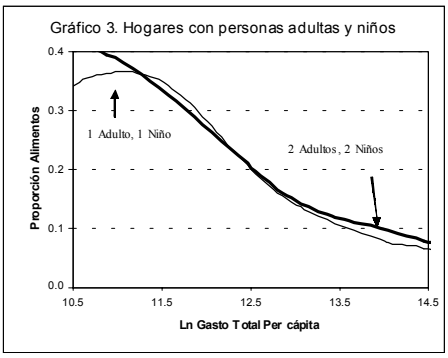
[12] Se consideran niños las personas entre 0 y 7 años. Los adultos son personas entre 18 y 59 años de edad.

4. Francisco Lasso.p65 87 27/09/03, 01:32 p.m.

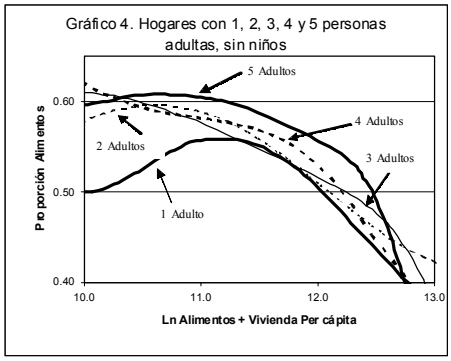
curvas de hogares con solo adultos y se observa una relación negativa débil; la participación de los alimentos en el gasto total disminuye con aumentos en el tamaño de los hogares (γ es negativo). En el Gráfico 3 se comparan hogares que mantienen una razón adulto/niño igual a 1, pero dicha relación negativa se cumple en un intervalo muy corto. En ambos gráficos las comparaciones entre las curvas se pueden hacer dado que el gasto total per cápita se mantiene constante,[13] sin embargo, no muestran suficiente evidencia de que la ley de Engel se cumpla, debido a que las diferencias entre las curvas no son significativas estadísticamente.

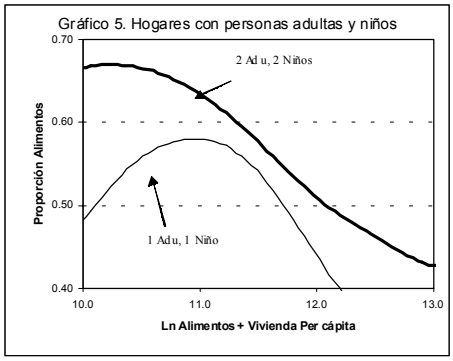
A. Curvas de Engel no paramétricas de la participación del consumo en alimentos sobre el total de gasto





B. Curvas de Engel no paramétricas de la participación del consumo en alimentos sobre el total de alimentos más vivienda





Con base en las condiciones dadas anteriormente para la estimación de las regresiones Kernel, y tomando los mismos tipos de hogares, en el panel B se muestran las curvas de la proporción del gasto en alimentos en función del gasto total de alimentos más vivienda de los hogares. Las curvas de los gráficos 4 y 5 confirman claramente los resultados sobre el parámetro γ que arroja el modelo teórico de Barten, y las estimaciones paramétricas encontradas. La elasticidad del consumo de

[13] Es constante debido a que la función de densidad Kernel *f(z)* de la ecuación 8 es común para todos los tipos de hogar y, además, se calcula sobre el mismo intervalo y los mismos 50 puntos de z.

4. Francisco Lasso.p65 88 27/09/03, 01:32 p.m.

alimentos con respecto al tamaño de los hogares es positiva y estadísticamente significativa.

En la Tabla 2 se encuentran las estimaciones para cada una de las regresiones Kernel que se calcularon de acuerdo con los tipos de hogares que se han venido trabajando. Los datos corresponden a los promedios ponderados de la participación del gasto en alimentos y sus correspondientes errores estándar. La suma de los ponderadores de la función de densidad Kernel se normalizó a 1 y, además, se corrigieron los sesgos por diferencias en el gasto total per cápita tomando el mismo intervalo y los mismos 50 puntos para todos los tipos de hogares. Las estimaciones de la Tabla 2 son consistentes con las curvas no paramétricas y con los resultados del modelo paramétrico.

Tabla 2
Promedio ponderado de la participación del gasto en alimentos, según tipos de hogares

Tipo de hogar	En el total de gasto		En alimentos más vivienda	
	Participación	Error estándar	Participación	Error estándar
1 adulto, 0 niños	0.247	0.012	0.469	0.016
2 adultos, 0 niños	0.248	0.008	0.516	0.009
3 adultos, 0 niños	0.254	0.011	0.514	0.013
4 adultos, 0 niños	0.243	0.014	0.525	0.017
5 adultos, 0 niños	0.233	0.018	0.508	0.027
1 adulto, 1 niño	0.217	0.025	0.418	0.032
2 adultos, 2 niños	0.237	0.007	0.576	0.009

Fuente: cálculo del autor con base en la EIG-1994-1995.
Nota: los ponderadores suman 1 y son calculados con base en una función de densidad Kernel.

VII. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

La evidencia empírica para el área urbana de Colombia muestra que hay economías de escala por tamaño en el consumo de los hogares (al menos para el modelo paramétrico son significativamente diferentes de cero), y además, hay consistencia con los resultados intuitivos del modelo teórico de Barten (1964) para dos bienes y, no necesariamente, hay contradicción con los hechos empíricos encontrados por Engel (1895), y por Deaton y Paxson (1998). La condición necesaria para que se presente consistencia es que la información se seleccione de acuerdo con los supuestos enunciados. El modelo de Barten (1964) selecciona dos bienes, uno público y otro privado; cuando esto se hace con los datos, es decir, se toma la participación de los alimentos respecto a la suma de los gastos en vivienda y en alimentos, el modelo es consistente.

De otra parte, cuando se toma la participación de alimentos con respecto al total del gasto de los hogares (incluyendo los demás bienes que no son alimentos), los resultados que se encuentran son consistentes con los hallados por Engel (1895), y Deaton y Paxson (1998).

4. Francisco Lasso.p65 89 27/09/03, 01:32 p.m.

Para el modelo de regresión paramétrica de Working-Leser, las estimaciones encontradas de las escalas de equivalencia por edad de los miembros de los hogares son significativamente diferentes de cero y negativas, esto es válido cuando la variable dependiente es la participación del gasto en alimentos con respecto al total del gasto. En el caso del modelo de alimentos más vivienda, los supuestos del modelo de Barten (1964) no se cumplen; para los niños de 0 a 7 años el parámetro es positivo y significativamente diferente de cero, para los jóvenes de 8 a 17 años el parámetro es negativo, pero no es estadísticamente significativo.

Con estos resultados se concluye además que es pertinente corregir los costos persona-día de las canastas de Línea de Indigencia (LI) y de Pobreza (LP) para la contabilización de la población pobre por insuficiencia de ingresos. Las mediciones de pobreza en Colombia deben ser corregidas por economías de escala según tamaño de los hogares, y por adultos equivalentes según composición de los hogares por edad (escalas de equivalencia), lo que a su vez genera implicaciones en las políticas de atención a poblaciones vulnerables y de distribución del ingreso. Se ha comprobado que en realidad se presentan ambos fenómenos: i) un hogar de 4 adultos necesita menos del doble de bienes y servicios que un hogar de dos adultos —economías de escala en consumo (Engel)— y, ii) las necesidades de un niño son menores que las de un adulto (adulto equivalente).

Aquí se ha trabajado la metodología para que, a partir del comportamiento de los hogares, se puedan estimar tanto las economías a escala como el equivalente adulto, y se ha mostrado que estos dos factores inciden en forma significativa en el consumo de los hogares.

Actualmente, para el cálculo de estas líneas se trabaja deduciendo las necesidades per cápita de un hogar promedio, es decir, se estima el tamaño y la composición por edades del hogar promedio y se estiman los requerimientos nutricionales como un promedio ponderado por la estructura por edad y sexo del hogar; a partir de allí se deduce la LI que es la base de la LP, entonces tanto la LI como la LP son per cápita y realmente se está suponiendo que todos los hogares son iguales al hogar promedio. Esto se hace así porque es bastante difícil —y además con riesgos grandes de cometer errores— hacer LI para cada grupo de edad que se considere relevante. Pero en cambio, utilizar las equivalencias de adultos estimadas con procedimientos similares a los realizados aquí, facilita el tener en cuenta en todos los casos variables relevantes como el tamaño y la composición del hogar.

Es evidente que las dificultades en el cumplimiento de los supuestos estadísticos exigidos en el análisis econométrico pueden llevar a cuestionar los resultados encontrados utilizando esas técnicas; sin embargo, siempre hay un *trade-off* entre la teoría y la estadística donde es necesario sacrificar rigor estadístico con el fin de poder investigar nuestras hipótesis. Los resultados encontrados siempre pueden ser cuestionados desde el punto de vista estadístico, pero si van en la dirección esperada, por lo menos nos indican que lo que se estudia y plantea tiene algún fundamento empírico.

4. Francisco Lasso.p65 90 27/09/03, 01:32 p.m.

Por otro lado, en parte como respuesta a las dificultades estadísticas, se ha hecho un esfuerzo importante con las estimaciones no paramétricas realizados y cuyos resultados confirman la existencia de los dos fenómenos que se pretendían estudiar en esta tesis.

REFERENCIAS

Barten, A. (1964), "Family composition, prices, and expenditure patterns", en Hart, Mills y Whithaker (eds), *Economic Analysis for National Economic Planning*, London, Butterworths.

Betson, D. (1990), "Alternative estimates of the cost of children from the 1980-1986 consumer expenditure survey", Madison, WI. Institute for Research on Poverty, Special Report Nº 51.

Breusch, T., Pagan, A. (1979), "A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation". *Econometrica*, 47, 1287-94.

David, M., Little, R., Samuhel, M., Triest, R. (1986), "Alternative Methods for CPS income imputation", *Journal of the American Statistical Association*, 81 (393).

Deaton, A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy,* Washington.

Deaton, A., Muellbauer, J. (1980), *Economics and Consumer Behavior*, New York, Cambridge University Press.

Deaton, A. (1986), "Demand analysis", En Intriligator y Griliches (eds), *Handbook of Econometrics.* Volume III, Capítulo 30.

Deaton, A., Paxson, C. (1995), "Measuring poverty among the elderly", en NBER Working Paper Series, Nº 5296.

Deaton, A., Paxson, C. (1998), "Economics of scale, household size and the demanda for food", *Journal of PoliticalEeconomy*, 106, 897-930.

Hastie, T., Friedman (2001), *The Elements of Statistical Learning: data mining, inference and prediction, Springer Series in Statistics,* Manitoba Friesens Corporation.

Howe, H. J. (1974), "Estimation of the Linear and Quadratic Expenditure Systems: A cross section cost for Colombia", tesis, Universidad de Pennsylvania.

Gan, L., Vernon, V. (2001), "Testing The Barten Model of Economies of Scale in Household Consumption: Toward Resolving a Paradox of Deaton and Paxson", Department of Economics, University of Texas, Austin.

Lanjouw, P., Ravallion, M. (1995), "Poverty and Household size", *The Economic Journal*, 105.

4. Francisco Lasso.p65 91 27/09/03, 01:32 p.m.

Lanjouw, P., Milanovic, B., Paternostro, S. (1998), "Economies de scale and poverty: The impact of relative price shifts during economics transition", Banco Mundial.

Lazear, E., Michael, R. (1988), *The Allocation of Income Within the Household,* University of Chicago Press. Chicago.

López de Rodríguez, C., Gómez, H. (1977), *Familia y consumo en la ciudad colombiana,* Fedesarrollo, Bogotá.

Lluch, C., Powell, A., Williams R. (1977), *Patterns in Household Demand and Saving,* New York, Oxford University Press.

Maddala, G. S. (1983), *Limited dependent and qualitative variables in econometrics,* Cambridge University Press, Cambridge.

Maddala, G. S. (1996), *Introducción a la econometría*, Prentice-Hall Hispanoamericana, S.A.

Mincer, J. (1974), "Schooling, experience and Earnings", *Studies in Human Behavior and Social Institución* 2.

Muñoz, M. (1988), "La pobreza en 13 ciudades colombianas", *Boletín de estadística del DANE,* Nº 429.

Muñoz, M. (1990), "La pobreza medida a través de ingresos y gastos: un replanteamiento", en *Boletín de Estadística del DANE,* Nº 450.

Muñoz, M., Ramírez , M., Rivas, G. (1998), "El consumo de los hogares en 23 capitales de departamentos colombianos", en *Boletín de estadística del DANE,* Nº 540.

Nelson, J. (1988), "Household economies of scale in comsumption: theory and evidency". *Econometrica*, 56 (1301-14).

Prais, S., Houthakker, H. (1955), *The analysis of family budgets,* Cambridge University Press, Cambridge, 1971.

Ramírez, M. (1989), "Estimación y utilización de sistemas completos de ecuaciones de demanda". *Desarrollo y Sociedad.* 24, 13-49.

Rivas, G. (2000), "Patrones de demanda de los hogares en las cuatro principales ciudades de Colombia: Bogotá, Cali, Medellín y Barranquilla". Tesis de maestría en ciencias económicas, Universidad Nacional de Colombia.

Rothbarth, E. (1943), "Note on a method of determining equivalent income for families of different composition", en Madge (ed.), *War-time Pattern of Saving and Spending*. Cambridge University Press.

4. Francisco Lasso.p65 92 27/09/03, 01:32 p.m.

Varian, H. R. (1992), *Análisis macroeconómico,* tercera edición, Antoni Bosch.

White, H. (1980), "A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator and direct text for heteroscedasticity", en *Econometrica*, 48, 817-38.

4. Francisco Lasso.p65 93 27/09/03, 01:33 p.m.