

---

**ESCALAS DE EQUIVALENCIA EN EL CONSUMO PARA ARGENTINA**

**Miriam Berges**

**Tesis Doctoral  
Departamento de Economía  
Facultad de Ciencias Económicas  
Universidad Nacional de La Plata**

La Plata, 15 de diciembre de 2010

---

---

**Esta tesis fue dirigida por el Dr. Walter Sosa Escudero  
Actuó como directora asociada la Dra. Mariana Marchionni**

---

---

A mamá, a quien le hubiera gustado verla finalizada

---

---

## Agradecimientos

A mi director y codirectora por su paciencia a mis plazos tan largos, por sus comentarios y sugerencias y la confianza depositada en mí.

A Alberto Porto y Walter Cont, por sus valiosos comentarios en los seminarios de doctorado.

A Roxana, Facundo y Juan Martín, mis compañeros de doctorado, quienes hicieron agradables las noches de estudio y trabajos compartidos.

A mis amigas de la facultad de Mar del Plata, Daniela, Karina, Laura y Natacha, por su apoyo incondicional, sus consejos y su generosidad.

A Nacho, mi becario y compañero de oficina, por su disposición, buen humor y por los mates que acompañaron mis tardes de trabajo.

A Amelia que no es economista, pero es mi amiga y leyó con cariño y paciencia la tesis, a quien le debo la respuesta acerca de cuál es la escala de equivalencia que le corresponde a su mascota, que también es un integrante del hogar.

A todos mis amigos y compañeros de trabajo que, aunque no nombro, me apoyaron en este proceso.

A mi familia, que ha soportado muchas ausencias en las reuniones de los domingos, por su comprensión y su apoyo y especialmente a papá, que sé que está esperando que yo termine mi tesis.

A Víctor, que no entiende por qué nunca tengo tiempo y se enoja, pero sigue a mi lado.

---

---

## INDICE

<b>INTRODUCCION .....</b>	<b>1</b>
<b>Capítulo 1</b>	
<b>La teoría económica y las escalas de equivalencia.....</b>	<b>5</b>
<b>Capítulo 2</b>	
<b>Estimación de escalas para Argentina.....</b>	<b>49</b>
<b>Capítulo 3</b>	
<b>Escalas de equivalencia y cambios en el nivel de bienestar de los hogares .....</b>	<b>de la ciudad de Buenos Aires.....</b>
<b>CONCLUSIONES .....</b>	<b>135</b>

---

---

## **INTRODUCCIÓN**

---

Si bien la mayor parte de las decisiones de política económica y social de los gobiernos tienen como objetivo mejorar el bienestar de la población, para evaluar el impacto de estas políticas, es necesario utilizar medidas que permitan comparar el nivel de bienestar de diferentes individuos. Para efectuar tales comparaciones se utilizan indicadores monetarios basados en el ingreso o consumo de las personas, generalmente obtenidos de datos que consideran al hogar como unidad de referencia. Esta dificultad o limitación en la información conlleva la necesidad de explicitar claramente los criterios o supuestos aplicados en la construcción de medidas individuales partiendo de datos agregados. En el caso del ingreso o consumo *per cápita* se supone que cada uno de los miembros del hogar recibe una asignación exactamente igual al resto y que todos poseen los mismos gustos y necesidades. Alternativamente, los mismos conceptos medidos por adulto equivalente suponen que los efectos de tamaño y composición del hogar se han incorporado por medio del empleo de escalas de equivalencia, que “corrigen” los valores sobre la base de diferentes necesidades.

Todas las investigaciones sobre distribución del ingreso utilizan alguna escala para ajustar las observaciones obtenidas a nivel de los hogares, de la misma forma que todo programa de transferencia de ingresos a las familias lleva implícita una escala que permite establecer el monto que deberían recibir en función del número de hijos y sus edades. La relación entre tamaño del hogar y bienestar de los individuos no es independiente de la forma utilizada para su cálculo. La elección de uno u otro conjunto de valores, cambia la ubicación relativa de los hogares en la distribución total, lo mismo que el monto de las asignaciones establecidas por el programa.

El problema que surge es decidir qué escalas son las apropiadas, hasta qué nivel de desagregación tomar en cuenta -los rangos de edades y el género- y cuál es la fuente para su cálculo. Esta cuestión no es trivial puesto que cada decisión implica un cálculo diferente, y por ende, cambios en el número de hogares que resultarán incluidos en una u otra categoría.

Las investigaciones más recientes en la temática, intentan desarrollar medidas apropiadas para ajustar los datos teniendo en cuenta la composición demográfica de los hogares. Este trabajo se circunscribe en esta línea, con un enfoque predominantemente empírico, y constituye un aporte significativo para cubrir el vacío existente en Argentina en la discusión sobre escalas de equivalencia.

La estimación de las escalas de equivalencia cuenta con una larga tradición en Economía que se inicia con los trabajos de Engel en el año 1895 y la literatura dedicada a este tema es muy extensa. A pesar de ello, no existe consenso en cuanto a la mejor forma de calcularlas y la investigación sobre el tema continúa siendo relevante. Tanto la teoría económica como las técnicas econométricas han avanzado en establecer las condiciones bajo las cuales estas escalas pueden ser identificadas y estimadas empíricamente. Existen discusiones muy interesantes respecto de lo que puede, o no, afirmarse utilizando datos de consumo que provienen de las encuestas a hogares y acerca de la mejor forma de incluirlas en el marco de la teoría del consumo.

Los capítulos pueden ser tratados como investigaciones independientes sobre el mismo tema, pero conservan una estrecha vinculación entre ellos dada por la relación consumo de los hogares y bienestar.

El capítulo inicial de esta investigación se centra en definir las principales cuestiones teóricas vinculadas al concepto de escalas de equivalencia. ¿Es posible calcularlas? ¿Son compatibles con la teoría de maximización de la utilidad? Si la fuente para obtener las escalas es la información de consumo que proviene de las encuestas a hogares, ¿qué supuestos deben efectuarse? ¿Pueden ser utilizadas para efectuar comparaciones de bienestar entre hogares de distintas características? ¿Cuál es la definición de bienestar implícita si el gasto de los hogares es la variable que se analiza? Este capítulo intenta dar respuesta a estas preguntas mientras discute y analiza los alcances y las limitaciones de los principales desarrollos teóricos, con el objetivo de seleccionar la teoría más apropiada para realizar las aplicaciones empíricas, que son el principal aporte de esta tesis.

El segundo capítulo presenta las escalas estimadas para Argentina. Aborda las cuestiones propias de la estimación, discute los resultados obtenidos y los compara con las escalas normativas que se emplean institucionalmente para el cálculo de las líneas de pobreza e indigencia. La relevancia de esta investigación se pone de manifiesto ante la inexistencia de antecedentes, en el país, de estimación de escalas basadas en la información de consumo de los hogares. Esto constituye un desafío y da valor a esta contribución, que transparentando los supuestos en los cuales se basa, brinda soporte empírico al cálculo de adultos equivalentes en un hogar. Las preguntas que motivan la investigación de este capítulo son: ¿Qué valores de las



escalas surgen de los datos de consumo de los hogares argentinos? ¿Se verifican empíricamente las restricciones que el modelo impone para estimar las escalas? ¿Cuán razonables son los resultados obtenidos? ¿Cómo pueden ser interpretados? ¿Cuál es la diferencia entre las escalas estimadas y las que actualmente se emplean en las mediciones de pobreza e indigencia del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos en Argentina? ¿Cuáles son las implicancias de estas diferencias sobre la distribución del ingreso y la pobreza en el país?

En este capítulo se presentan y se explican los modelos empleados en la estimación y su metodología, las escalas estimadas para Argentina de acuerdo a la información de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares correspondiente a 1996-97 y finalmente se extiende en la comparación e interpretación de los diferencias entre estas escalas y las actuales del INDEC. En particular, las escalas en base al comportamiento de consumo de los hogares presentan economías de escala importantes a medida que aumenta el tamaño de los hogares, lo que reduce la pobreza estimada y cambia la ubicación relativa de los hogares en la distribución del ingreso a nivel país.

En el tercer capítulo se comparan las escalas estimadas para dos períodos diferentes de la historia del país, 1996-7 y 2004-5, y sus implicancias en el bienestar de los hogares. Dadas las restricciones impuestas por la disponibilidad de datos, el análisis se circunscribe a los hogares de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. Las preguntas relevantes en esta investigación son: ¿Cómo se han modificado las escalas entre ambos períodos? ¿En qué magnitud? ¿Qué implicancias tienen estos cambios sobre el nivel de bienestar de los hogares?

La contribución de este capítulo está dada por una interpretación posible de las escalas de equivalencia más altas estimadas para el último período. El comportamiento de consumo de los hogares indica una disminución de las economías de escala por tamaño. Pero en casi una década transcurrida entre las encuestas fuente de las observaciones, el contexto de precios relativos ha cambiado y posiblemente también las preferencias de los hogares se hayan modificado. Las necesidades se pueden haber redefinido al interior de los hogares como resultado de los nuevos hábitos de consumo y la mayor diferenciación de bienes presentes en el mercado. Como resultado de ello, aumenta la importancia en el presupuesto de gastos de los hogares de los bienes y servicios que implican un uso individual o tienen un carácter de bienes privados y, cae la correspondiente a los rubros de gasto que suponen mayores

economías de escala para las familias que comparten el hogar. Esto se traduce en una caída del nivel de vida para la mayoría de los hogares, porque los gastos reales promedio se reducen y aquellos que los mantienen es a costa de desahorro relativo o mayor endeudamiento.

Finalmente, se presentan las conclusiones con algunas recomendaciones para extender esta investigación.

## **Capítulo 1 –**

---

### **La teoría del consumo y las escalas de equivalencia**

## INDICE

1. Introducción .....	7
2. Escalas de equivalencia y medición del bienestar .....	8
3. Escalas de equivalencia basadas en el consumo y el problema de su identificación .....	
empírica.....	13
4. Los modelos que permiten identificar escalas. ....	19
4.1. El modelo de Engel.....	19
4.2. El modelo de Rothbarth .....	21
4.3. Los modelos de Prais y Houthakker y Barten.....	23
4.4. Otros modelos basados en sistemas de demanda .....	28
4.5. El modelo IB.....	29
4.6. Los modelos del proceso de decisión o negociación colectiva dentro del hogar .....	33
5. Escalas de equivalencia paramétricas .....	34
6. La forma funcional de las escalas y la evidencia empírica .....	37
7. Consideraciones finales y la decisión acerca del modelo a utilizar en las aplicaciones .....	
empíricas.....	42
Referencias .....	44

## **1. Introducción**

El concepto de escalas de equivalencia, de acuerdo a la motivación original de las escalas de Engel, indica un conjunto de valores numéricos por medio de los cuales es posible comparar el nivel de vida de los hogares con diferente composición demográfica. Las comparaciones se realizan deflactando el gasto o el ingreso total de cada hogar con la escala que le corresponde en función de las características de sus integrantes. Por lo general, el valor uno corresponde al hogar compuesto por un miembro adulto, que se considera el hogar de referencia, y los valores restantes indican el número de “adultos equivalentes” que corresponden a cada tipo de hogar.

El uso extendido de estas escalas las convierte en un instrumento básico en el cálculo de líneas de pobreza comparables para hogares que difieren en tamaño y edad de sus miembros. Pero también pueden utilizarse para captar la forma en que las variables demográficas afectan las preferencias sobre distintos bienes. La teoría económica ha avanzado en ambas direcciones, ya sea especializándose en una de ellas o bien presentando enfoques que intentan satisfacer ambos propósitos. Las escalas de Prais y Houthtaker (1955) son un ejemplo de esto último y permiten conciliar el cálculo del número de adultos equivalentes en un hogar con la incorporación de efectos demográficos sobre la demanda de bienes. Las escalas de Barten (1964) y Gorman (1976), en cambio, se obtienen en el marco de un modelo general que resigna el primero de los objetivos en pos de incorporar las variaciones demográficas en las preferencias con menos restricciones que el enfoque anterior. El modelo IB (escalas independientes de la base o nivel de utilidad de referencia) (Lewbel, 1989) es un enfoque más moderno a partir del cual se estiman escalas de gasto relativamente simples y, al mismo tiempo, se incorporan efectos demográficos y de precios.

Aunque es necesario aplicar alguna escala para efectuar comparaciones de bienestar entre hogares no homogéneos en cuanto a su composición demográfica, su aplicación en este contexto ha sido objeto de controvertidos debates en la literatura económica. Dado que las funciones de utilidad que maximizan los hogares son de carácter ordinal, no es posible realizar comparaciones de bienestar empleando solamente observaciones del gasto de los hogares. Se

requiere de supuestos adicionales, no siempre verificables y, de acuerdo a Pollak y Walles (1992, p. 93), “el argumento más convincente acerca de que tales comparaciones son posibles es la frecuencia con la cual se han realizado”.

En función de esto último, es posible comprender por qué, en las decisiones de política económica, frecuentemente se eligen escalas normativas o *ad-hoc* para diseñar programas de transferencias con fines específicos. Estas escalas no tienen en cuenta importantes aspectos observados en el comportamiento de consumo de los hogares y no dejan de ser arbitrarias, aunque muchas de ellas se basen en algún fundamento objetivo, tal como los requerimientos nutricionales de los integrantes de un hogar.

El desafío entonces, es proveer escalas que tengan en cuenta la información que brindan los datos de consumo de los hogares y cumplan los requerimientos teóricos con el mínimo costo en términos de supuestos poco plausibles. El propósito de este capítulo es plantear las principales cuestiones teóricas que deben ser revisadas previamente a la estimación de escalas de equivalencia y fundamentar el enfoque teórico elegido para la aplicación empírica con datos de la Argentina. En las próximas secciones se presentará el estado de la cuestión sobre escalas de equivalencia e inferencias de bienestar, el problema de identificación de las escalas, los antecedentes de modelos posibles para estimarlas en el marco de la teoría que sustenta el comportamiento del consumidor, algunas formas usuales de calcular escalas sin el marco de un modelo que las sustente, los antecedentes empíricos de estimación de escalas y, finalmente, algunas consideraciones acerca de la elección del modelo más apropiado para la estimación de escalas de equivalencia.

## **2. Escalas de equivalencia y medición del bienestar**

Las escalas de equivalencia permiten la comparación de diferentes hogares y brindan alguna noción del bienestar del hogar, pero su valor depende, a su vez, de la definición y de la medida de bienestar que se considere. El enfoque más común que permite la obtención de las escalas, considera al hogar como maximizador de una única función de utilidad, la que se deriva por agregación de las utilidades individuales de sus miembros, de forma similar a como se deriva

una función de bienestar de la sociedad (Samuelson, 1956). Sin embargo, no es posible conocer la “verdadera” función de bienestar del hogar entre las infinitas funciones posibles que podrían construirse, a partir de las utilidades de las personas que viven en él.<sup>1</sup>

Blackorby y Donaldson (1993) suponen que el hogar maximiza una función de bienestar que implica que todos los integrantes están igualmente bien, es decir, poseen el mismo nivel de utilidad. Pero, sin embargo, algunos estudios empíricos –tales como Duflo (2000) y Lundberg *et al.* (1997)- indican que la proporción del ingreso que aporta cada miembro tiene influencia en la agregación del consumo dentro del hogar. De esta forma, alguno de los integrantes podría tener una ponderación mayor en el agregado y la distribución de los recursos intra-hogar podría no ser equitativa.

En el caso de los niños, dado que no pueden elegir el hogar en el cual viven, la mayoría de las aplicaciones que estiman escalas de equivalencia, utilizan el concepto de “bienestar de los padres”. Lo usual es suponer que el bienestar de los niños es idéntico al que alcanzan sus padres o, alternativamente, que está indicado por alguna función creciente del bienestar de sus padres (Rothbarth, 1943). También es posible que la distribución sea inequitativa y que el hogar otorgue menos importancia al nivel de utilidad percibido por los niños o que exista discriminación de acuerdo a su género. De acuerdo a las investigaciones de Behrman (1992), los varones obtienen más recursos que las mujeres y Liu y Hsu (2004) encuentran, al estimar escalas de equivalencia para Taiwan, valores mucho más bajos asociados a la presencia de niñas que los correspondientes a la de niños varones en el hogar.

Existen algunos intentos de incorporar diferentes niveles de utilidad para cada uno de los miembros en el hogar, por ejemplo en Browning *et al.* (2006) se estiman escalas de equivalencia a partir de un modelo que considera a los individuos por separado y una función de distribución intra-hogar, resolviendo por desagregación el problema de definir el nivel de bienestar del hogar.

---

<sup>1</sup> De acuerdo a Lind (2001), aunque puede derivarse la función de utilidad de un hogar como forma reducida de una función de bienestar, sus implicancias desde el punto de vista normativo son cuestionables. Su argumento es que “el uso de esta función de bienestar para obtener las escalas implica aceptar que la distribución intra -hogar de los recursos observada y, por lo tanto la utilidad del hogar, es óptima desde el punto de vista social”. Este autor se refiere al tema como “la crítica de Pangloss a las escalas de equivalencia”, empleando un concepto acuñado por Muellbauer.

Otra de las discusiones relacionadas con la noción de bienestar y las escalas de equivalencia es la que surge en torno a la definición de Pollak y Wales (1979) de escalas condicionales o no condicionales. Estos autores argumentan que las familias o los miembros de un hogar deciden acerca de su composición, y eligen respecto de tener o no niños y cuántos, lo mismo que deciden si vivir juntos o no, en un mismo hogar. Las familias revelan sus preferencias de consumo y de composición a través de sus gastos.<sup>2</sup> Cuando las escalas de equivalencia se calculan considerando que el perfil demográfico de los hogares está “dado” o es exógenamente determinado, las escalas son condicionales. Y, en la opinión de Pollak y Wales, estas sólo son válidas en el contexto de análisis de demanda. Alternativamente, si el objetivo último es efectuar comparaciones de bienestar entre hogares, las escalas a utilizar son las que ellos denominan no condicionales y deben ser derivadas considerando no sólo los gastos de las familias sino los beneficios asociados a su composición. *“... Si una familia elige tener 3 niños y \$ 12000 cuando podría haber elegido 2 niños y \$ 12000, el argumento de la preferencia revelada indica que la familia prefiere la alternativa que ha elegido” (p.219).*

Argumentos similares pueden ser expuestos con respecto a otro tipo de familias. Aunque las personas que viven solas enfrentan costos adicionales y no pueden beneficiarse del consumo conjunto posible en un hogar de mayor tamaño, mucha gente elige vivir sola porque los beneficios de tener mayor espacio personal y autonomía más que compensan los costos. Las escalas de equivalencia que toman en cuenta la decisión racional respecto de la composición del hogar se denominan “no condicionales”, y no pueden ser inferidas a partir de los gastos de consumo como única información. Estas consideraciones son la base a partir de la cual 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 de estas escalas apoyarían las ideas de Deaton y Muellbauer (1986, p.725) *“los padres eligen tener chicos y significa que los beneficios de tenerlos superan a los*

---

<sup>2</sup> En la opinión de Schulte (2007), la decisión de tener hijos de una pareja puede ser pensada en un sentido amplio como una decisión de consumo intertemporal, especialmente en los países donde no existe un sistema generalizado de pensiones.



*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.”*

Coulter *et al.* (1992) cuestionan la racionalidad de la decisión de tener niños y expresan al respecto *“no vivimos en una sociedad con métodos anticonceptivos perfectos, y muchos niños son no planeados, las decisiones de tener niños pueden haber sido tomadas bajo un cierto contexto de desempleo y crecimiento del ingreso, y tales decisiones son irreversibles. Si las expectativas no se concretan, el nivel de vida puede reducirse, no aumentar debido a los niños”*.

Nelson (1993) propone que las ideas de Deaton y Muellbauer son las que se corresponden con la tradición histórica de la estimación de escalas de equivalencia, debido a que el trabajo original de Engel, el de Sydenstricker y King (1921) y otros posteriores, se relacionan con la noción de bienestar evaluada en un sentido más acotado que el definido por la teoría más moderna, que tiene en cuenta las preferencias reveladas. Los primeros trabajos se centraban en los requerimientos y necesidades de tipo fisiológicos y consideraban el consumo de todos los miembros del hogar, mientras que las escalas de equivalencia no condicionales se derivan de las preferencias de los miembros que toman decisiones en el hogar. Para Nelson, el enfoque tradicional es el más apropiado para estimar escalas de equivalencia con fines de política e investigación aplicada, en sus palabras *“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”* (p.485).

El concepto más acotado de bienestar se asimila al término “nivel de vida”. De acuerdo con Sen (1986), 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.

Bradbury (2003) discute en su trabajo *“The welfare interpretation of consumer equivalence scales”* cómo reconciliar ambos enfoques de estimación de escalas de equivalencia y trata de

establecer bajo qué circunstancias no hay conflicto entre escalas condicionales y su utilización para comparaciones de bienestar. Cuando se comparan hogares unipersonales con los compuestos por una pareja, el ingreso equivalente continúa siendo una valiosa referencia a pesar que se lo considere una medida incompleta de bienestar, porque las medidas más complejas pueden alterar las comparaciones en una u otra dirección. Con respecto al caso de familias con niños y tamaños diversos, Bradbury concluye que sólo bajo condiciones muy restrictivas pueden utilizarse escalas condicionales como un instrumento aplicable al diseño de compensaciones de ingreso entre familias. Uno de estos casos es el que se presenta ante imperfecciones en el mercado de capitales para equilibrar las necesidades de consumo y de ingreso a lo largo del ciclo de vida. Las escalas condicionales serían apropiadas para justificar transferencias dentro del ciclo de un hogar, permitiendo a los padres disponer de más ingreso cuando sus hijos están creciendo, pero no para justificar transferencias entre personas con pocos niños y personas con familias más numerosas. Desde la perspectiva de los niños, el tema de las preferencias reveladas no es relevante porque, si bien su nivel de vida se relaciona con el de sus padres, ellos no experimentan “los beneficios de la paternidad”. Y dado que el nivel de vida de los niños puede sólo ser comparado con el de sus padres en el contexto del hogar, el uso de las escalas condicionales es apropiado para comparar su bienestar con el de los adultos y, por lo tanto, para el diseño de políticas que implementen ayudas monetarias cuyo objetivo sea incrementar el bienestar de los niños.

Finalmente, Schulte (2007) argumenta que las familias son capaces de distinguir entre los conceptos de escalas de equivalencia condicionales y no. De acuerdo a este autor, que se basa en los resultados de una investigación realizada por Charlier (2002) que mide la satisfacción asociada a niveles de ingreso, las escalas no condicionales obtenidas para familias con niños son mayores que uno y similares en magnitud a las condicionales reportadas en otros trabajos. Las respuestas de las familias al preguntárseles respecto de su satisfacción en relación con su vida, muestran poca variación y las escalas que surgen no son crecientes a medida que aumenta el tamaño del hogar. Una pareja con un niño que tiene un cierto nivel de ingreso reporta el mismo nivel de satisfacción con su vida, que el indicado por una pareja que no tiene hijos con igual nivel de ingreso. Sin embargo, el primer tipo de hogar necesita un ingreso más alto para indicar el mismo grado de satisfacción con su ingreso que el segundo. La conclusión

de Schulte es que ambos enfoques son válidos para las escalas de equivalencia dependiendo del contexto en que se evalúan o del problema al cual se aplican.

### **3. Escalas de equivalencia basadas en el consumo y el problema de su identificación empírica**

La mayoría de las contribuciones teóricas o empíricas que intentan determinar escalas de equivalencia se clasifican de acuerdo a su metodología, en alguno de los siguientes tres tipos de escalas -Buchmann *et al.* (1988) y Hagenars *et al.* (1994)-:

- Las determinadas de acuerdo con la opinión de los expertos. Son escalas de tipo normativo que definen una canasta de bienes o nivel de consumo mínimo para cada tipo de hogar. Son diseñadas con fines estadísticos o para calcular los beneficios de programas específicos de seguridad social y su principal crítica es la falta de soporte teórico.
- Las subjetivas o basadas en mediciones directas de bienestar. Se obtienen en base a encuestas que intentan medir la utilidad directamente asociada a niveles de ingresos determinados para familias de características dadas. Las preguntas se refieren a la evaluación de sus propios ingresos, al monto de ingresos necesarios para no ser pobres o para alcanzar sus fines. Fue desarrollado en la Universidad de Leyden, en Holanda a través de la aproximación subjetiva de líneas de pobreza y escalas de equivalencia de Van Praag (1968) y Kapteyn y Van Praag (1976). Estas escalas son muy sensibles a las preguntas efectuadas y al modelo estimado (Wolfson y Evans, 1989) y frecuentemente no descienden consistentemente con cada miembro adicional que se incorpora (Bradbury, 1989).
- Las basadas en el consumo, que parten de la teoría de consumo. En este caso los esfuerzos se centran en medir la utilidad indirectamente a través de las preferencias reveladas por los gastos de consumo restringidos en función del ingreso disponible. Utilizando datos de corte transversal de los hogares, se estiman tomando en cuenta el comportamiento de consumo a nivel de los hogares. Engel presentó el primer trabajo

importante sobre escalas de equivalencia de este tipo basándose en el supuesto de que el nivel de bienestar de los hogares o el estándar de vida de los adultos está estrechamente ligado a la participación en el presupuesto del gasto en alimentos. La mayor parte de los desarrollos posteriores en la construcción de modelos apropiados para el cálculo de estas escalas de equivalencia se han focalizado principalmente en la introducción de variables demográficas en los sistemas de demanda - Pollak y Wales (1981) y Lewbel (1985)-.

El supuesto fundamental que está detrás de las contribuciones basadas en la teoría del consumo, marco teórico de esta investigación, es que dos hogares que se comportan de igual forma, poseen el mismo nivel de bienestar. Las escalas de equivalencia comparan hogares de composición diferente de la misma forma que un índice de costo de vida compara dos niveles de precios. El escalador  $P$  es el costo relativo de mantener el estándar de vida o nivel de utilidad base o de referencia ( $u^R$ ) a los diferentes precios  $p^1$  y  $p^0$  :

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

Análogamente, si  $p^R$  es el vector de precios de referencia, la escala de equivalencia ( $s$ ) que compara el costo relativo de mantener el nivel de utilidad de referencia ( $u^R$ ) de dos hogares con composición  $z^1$  y  $z^0$  resulta:

$$s = \frac{c(u^R, p^R, z^1)}{c(u^R, p^R, z^0)} \quad (2)$$

Sin embargo, este último cálculo no es tan simple como el primero. En este caso, aunque es necesario estimar las funciones de demanda para distintos tipos de bienes en función del nivel de ingreso, los precios y el tamaño del hogar, este sólo procedimiento no resulta suficiente para poder identificar las escalas (Pollak y Wales, 1979), y es necesario contar con información adicional o bien explicitar los supuestos bajo los cuales la estimación es posible. Mientras que en el primer caso la información de consumo indica el nivel de utilidad, en el segundo, una misma observación de consumo es consistente con más de una distribución posible de los bienes en el hogar, lo que afecta el nivel de utilidad alcanzado por el mismo.

Un consumidor maximiza una función de utilidad  $u(q)$  eligiendo un conjunto de bienes que satisface su restricción presupuestaria  $p \cdot q = x$ ; si el valor de utilidad  $u$  resulta de esa maximización, entonces  $x$  es el mínimo costo de alcanzar  $u$  de acuerdo a los precios  $p$  y resulta la ecuación de mínimo gasto  $c(u, p) = x$ .

La máxima utilidad alcanzable puede escribirse como una función del gasto total y los precios de forma que la función de utilidad indirecta es:

$$u = \psi(x, p) \quad (3)$$

La teoría de los índices de costo de vida descansa sobre la comparación de obtener la misma utilidad bajo dos conjuntos de precios, tal como se indicó en (1). También podría calcularse la diferencia en costos como:

$$D(p^1, p^0, u^R) = c(u^R, p^1) - c(u^R, p^0) \quad (4)$$

$D$  indica la variación compensadora cuando  $u^R$  es la utilidad correspondiente al período base o inicial (antes del cambio) o bien la variación equivalente cuando  $u^R$  se refiere al nivel de utilidad final (posterior al cambio).

Lo esencial en este tipo de cálculos es que, aunque la utilidad no es directamente observable, las derivadas de las funciones de gasto o costo son las cantidades consumidas, que sí lo son. Con lo cual, dado el valor de la función de gastos a un cierto nivel de precios, su valor a precios diferentes puede obtenerse por integración.

$$q_i = \partial c(u, p) / \partial p_i = h_i(u, p) \quad (5)$$

La expresión (5) es la función de demanda compensada o demanda hicksiana para el bien  $i$  y utilizando (3), la función de utilidad indirecta, es posible obtener la función de demanda marshalliana -  $g_i(x, p)$  - que depende de los precios y del gasto total tal como se indica en (6):

$$q_i = h_i(u, p) = h_i[\psi(x, p), p] = g_i(x, p) \quad (6)$$

Teniendo en cuenta que  $c(u^0, p^0) = x^0$  es el gasto total en el período base, lo único que necesita ser calculado para hallar (1) y (4) es el mínimo costo de alcanzar la utilidad de referencia a los nuevos precios,  $c(u^0, p^1)$ . Las ecuaciones (7) y (8) corresponden a ese mínimo costo, y el

término correspondiente a la integral indica cómo calcular las variaciones en el costo debido a los cambios en los precios.

$$c(u^0, p^1) = c(u^0, p^0) + \int_{p^0}^{p^1} \sum_i [\partial c(u^0, p) / \partial p_i] dp_i \quad (7)$$

$$c(u^0, p^1) = c(u^0, p^0) + \int_{p^0}^{p^1} \sum_i [g_i(c(u^0, p), p)] dp_i \quad (8)$$

Esta teoría puede ser extendida para calcular el costo de vida de familias con distinta composición demográfica, considerando que los cambios en las características demográficas de los hogares desempeñan el mismo rol que los cambios en los precios. De esta forma, la expresión correspondiente al mínimo costo de alcanzar un cierto nivel de utilidad para un hogar de características  $z$  que tiene un nivel de gastos totales  $x$ , bajo el supuesto de maximización viene dada por:

$$c(u, p, z) = x \quad (9)$$

Pero esta expresión es consistente con un gran número de modelos acerca de la distribución de recursos intra-hogar. El nivel de utilidad de referencia, ¿qué representa en este caso? Cada uno de los integrantes del hogar puede tener funciones de utilidad diferentes y es necesario conocer cómo se distribuyen los recursos en el hogar para garantizar que todos obtengan el mismo nivel de bienestar de forma tal que  $c$  represente el mínimo costo al que todos los miembros alcanzan el nivel de utilidad  $u$ .

Considerando a  $u^R$  el nivel de utilidad base o de referencia y a  $p^R$  el vector de precios de referencia, la escala de equivalencia que compara dos hogares con diferente composición resulta de resolver la expresión (2). Si  $z^0$  es una familia compuesta por una pareja sin hijos y  $z^1$  es una pareja más un niño recién nacido, utilizando el nivel de utilidad antes del niño a los mismos precios base, el exceso de la ecuación (2) con respecto a uno sería el costo de un niño recién nacido como proporción de los gastos del hogar. Alternativamente, siguiendo la estructura de la ecuación (4) podemos estimar la diferencia en los costos que se deriva del cambio en las características del hogar, lo que representa el monto de dinero necesario para restablecer el nivel de bienestar original, dadas las nuevas características.

$$D(z^1, z^0, u^R, p^R) = c(u^R, p^R, z^1) - c(u^R, p^R, z^0) \quad (10)$$

Sin embargo, este procedimiento no resulta suficiente para poder identificar las escalas.

Suponiendo un consumidor cuyas preferencias están representadas por una función de costos que incluye la composición demográfica, tal como (9), se obtiene la relación entre la función de costos y las demandas observadas:

$$q_i = h_i(u, p, z) = h_i[\psi(x, p, z), p, z] = g_i(x, p, z) \quad (11)$$

En esta expresión  $h_i$  es la demanda hicksiana, la derivada parcial de la función de costos, y  $g_i$  es la demanda marshalliana u observada en función de precios, gastos y composición familiar. Pero si se considera una nueva función de costos, tal como (12), construida a partir de la original, y en la cual  $\xi(u, z)$  sea una función creciente de la utilidad, de forma que tanto en (12) como en (9) es más costoso alcanzar un mayor nivel de bienestar, la transformación  $\xi$  puede asumir varias formas.

$$\tilde{c}(u, p, z) = c[\xi(u, z), p, z] \quad (12)$$

Y cada una de las posibles formas en las que la nueva función de costos podría diferir de la anterior, estaría implicando una regla distinta para compartir recursos en el hogar o diferentes actitudes de los integrantes del hogar, por ejemplo de los padres respecto de sus hijos.

La nueva función de demanda hicksiana está dada por la derivada de la nueva función de costos respecto a los precios:

$$\tilde{q}_i = \tilde{h}_i(\tilde{u}, p, z) = h_i[\xi(u, z), p, z] \quad (13)$$

En la cual  $\tilde{u}$  es el nivel de utilidad asociado con la nueva función de costos y el nivel de gastos original  $x$ . Sin embargo, dado que (12) es igual a  $x$ , se sostiene que:

$$\xi(\tilde{u}, z) = \psi(x, p, z) \quad (14)$$

Por la definición de la nueva función de costos, la expresión  $\xi(u, z)$  tiene el rol de  $u$  en la función de costos original y, en particular, ambas son iguales a la función de utilidad indirecta original. Como resultado, al convertir la función de demanda hicksiana en la marshalliana sustituyendo la utilidad, obtenemos la expresión (15) partiendo de (13) y (14):

$$\tilde{q}_i = h_i[\psi(x, p, z), p, z] = g_i(x, p, z) \quad (15)$$

La nueva función de demanda es idéntica a la anterior. Esto implica que, aunque ambas funciones de costos representan preferencias distintas y costos diferentes de acuerdo a la composición del hogar, el comportamiento observado es el mismo. Este resultado indica que la mera observación del comportamiento de consumo de los hogares no permite distinguir las funciones de costos o mínimo gasto que originaron los datos y, por lo tanto, tampoco pueden medirse escalas de equivalencia a partir de obtener las funciones de demanda. Este problema de identificación se resuelve incorporando información adicional.

Para Nelson (1993) el problema se resuelve formulando una teoría de la asignación de recursos intra-hogar que se traslade adecuadamente a las funciones de demanda. En la misma dirección, Lewbel (1997) señala que el cálculo de las escalas es posible partiendo de una función de utilidad de los individuos y no del hogar (en ese caso las comparaciones de bienestar corresponderían a un mismo individuo que podría formar parte de diferentes tipos de hogares).

La fuente de información más apropiada para investigar la distribución del consumo al interior de los hogares, proviene de las encuestas de gastos porque brindan datos sobre la variación de los patrones de consumo en relación con la composición demográfica de los hogares. Sin embargo, no es sencillo imputar los gastos a cada uno de los miembros y, por lo general, se debe recurrir a un gran número de supuestos para poder calcular las escalas de equivalencia. Por ejemplo, existen ciertos gastos específicos tales como los de educación que podrían ser atribuidos a los niños pero, probablemente, las preferencias de los padres influyen en ellos. De hecho son los padres quienes toman la decisión y, algunos estarían dispuestos a pagar más por la educación de sus hijos que otros. En ese caso, no es claro que esos gastos debieran atribuirse a los niños. También existen muchos gastos comunes dentro del hogar, los que deberían prorratearse entre los miembros con algún criterio más o menos justificable. En las palabras de Deaton (1997), “la distribución de los recursos intra-hogar no es un tema trivial”.

Otra cuestión, relacionada con la información necesaria para determinar las escalas, es la que discute acerca de considerar la totalidad del gasto de las familias o sólo un subconjunto de ellos. En muchos de los casos, la presencia de un niño adicional en el hogar no incrementa el presupuesto sino que reasigna los mismos gastos de otra forma. Y, al no haber modificación



del gasto total, no podría determinarse cuánto más gasta una familia debido al cambio en su composición, ni tampoco podrían calcularse las escalas empleando esa variable en las estimaciones. Si se decide, en cambio, emplear sólo un subconjunto de bienes, el hecho de incluir o no algunos de ellos, afectaría el valor de las escalas. Esto no implica que la estimación sea inviable o que no valga la pena intentarlo, sino que pone de relieve la importancia de explicitar claramente los supuestos bajo los cuales se presentan los resultados.

#### **4. Los modelos que permiten identificar escalas.**

En la opinión de Schulte (2007), la estrategia de incorporar una distribución del consumo intra-hogar ha sido empleada en muchos modelos (Rothbarth, Barten y los modelos de negociación colectiva), aunque no ha sido la única opción seguida por los modelos que permiten calcular escalas de equivalencia. Otros intentos de lograr una solución al problema de identificación se basan en emplear algún criterio para definir bajo qué condiciones el bienestar de un hogar es equivalente (el modelo de Engel) o establecer supuestos acerca de la forma funcional de las escalas (el modelo IB), compatibles con cierto tipo de funciones de utilidad. En esta sección se presentan los principales modelos teóricos que permiten el cálculo de escalas de equivalencia.

##### **4.1. El modelo de Engel**

El primer modelo para construir escalas de equivalencia se debe a Engel (1895). Se basa en el supuesto de identificación que sostiene 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.

Detrás de este supuesto, que caracteriza el enfoque de Engel, subyacen –de acuerdo a Deaton (1997)- dos regularidades empíricas. La primera es la Ley de Engel en sí misma, que postula que, para cualquier composición del hogar dada, los gastos en alimentos como proporción del

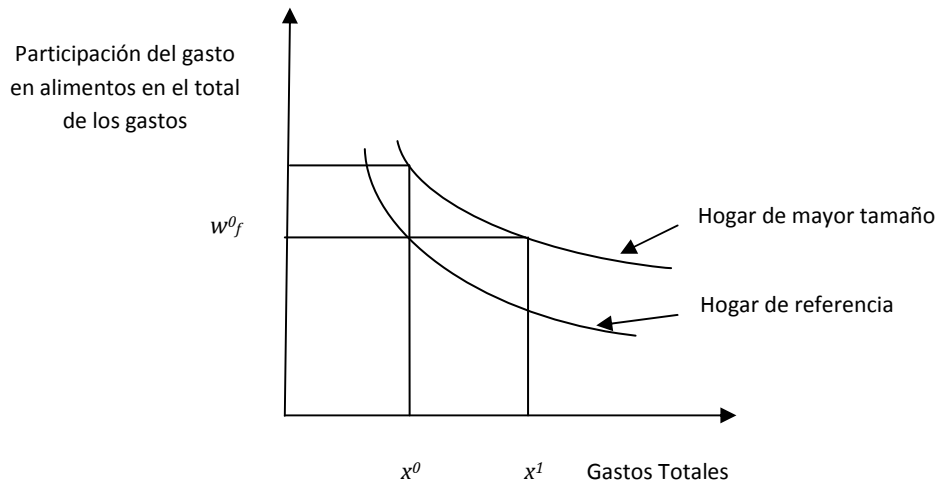
total de gastos disminuyen a medida que el nivel de ingreso o gasto total aumenta. La segunda es que, con el nivel de los recursos mantenidos constantes, la participación de los alimentos se incrementa a medida que el número de niños o de miembros aumenta.

Se verifica que entre hogares de igual composición, los que destinan una mayor proporción de sus gastos a alimentos, son los que poseen menores niveles de ingreso y -suponiendo el resto de los factores constantes-, menores niveles de bienestar. Sin embargo, esto más que brindar evidencia sobre lo plausible del supuesto, corrobora la existencia de la Ley de Engel. También se cumple que, con la incorporación de niños al hogar tiende a incrementarse la participación de los gastos en alimentos, y que un niño adicional afecta al presupuesto en la misma dirección en la que lo hace una reducción en el ingreso. Pero esto no implica demostrar que un incremento en el ingreso suficiente para reestablecer la participación de los alimentos, sea el monto de ingresos necesario para compensar los gastos adicionales que implica un niño tal que, con un niño más y mayor ingreso, el hogar alcance el nivel de utilidad de referencia.

Para ilustrar el empleo de este modelo en el cálculo de las escalas de equivalencia, se presenta la curva de la Figura 1, que indica una relación inversa entre gasto total y participación del gasto en alimentos ( $w^0_j$ ), tal como sostiene la Ley de Engel. Dado un mismo nivel de gastos, el hogar de mayor tamaño destina una fracción mayor de su presupuesto a alimentos. 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 equivalencia de un niño respecto de una pareja de adultos.

Nicholson (1976) argumentó que aunque fuera exactamente conocido el monto de dinero necesario para compensar a los padres de modo que alcanzaran el mismo nivel de bienestar que poseían antes del nacimiento del niño, es posible que los gastos se distribuyan de otra forma. En particular, los niños consumen relativamente más alimentos en proporción, y como resultado, la participación de los gastos en alimentos será mayor. Bajo estas condiciones, la compensación calculada de acuerdo a Engel sería mayor y el costo de los niños sobreestimado.

Figura 1 – El modelo de Engel



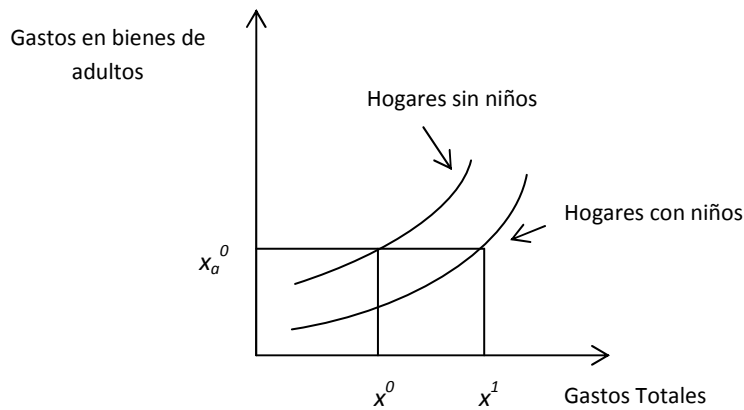
#### 4.2. El modelo de Rothbarth

El modelo de Rothbarth (1943) se basa en utilizar los gastos en bienes consumidos por los adultos para medir su nivel de bienestar y calcular el monto en que se reducirían esos gastos debido a la incorporación de un niño en el hogar. Esencialmente este modelo es aplicable para calcular las escalas correspondientes a los niños, partiendo de observaciones de consumo de familias con idéntico número de adultos. El supuesto de Rothbarth es que una pareja con niños obtiene el mismo nivel de bienestar que otra sin ellos, si ambos adultos gastan el mismo monto o consumen lo mismo de los bienes que solamente ellos consumen. Típicamente los bienes “de adultos” que se consideran son: tabaco, periódicos, ropa de adultos, bebidas alcohólicas, entre otros. Lo que se calcula es cuánto debería haber caído el ingreso para originar la misma caída en el consumo de los bienes de adultos observada en las familias con niños y, de esta forma, se puede obtener el costo de un niño.

Si bien las encuestas de gastos no siempre reportan quién consume qué bien dentro del hogar, existen algunos bienes que son consumidos exclusivamente por los miembros adultos. De esta forma, el modelo identifica una distribución de recursos en el hogar, asumiendo que hay bienes sólo consumidos por cierto grupo de miembros.

La Figura 2 permite observar las diferencias con el modelo anterior. El eje vertical mide ahora los gastos en bienes de adultos ( $x_a$ ) y la curva indica una relación positiva con el nivel de ingreso o gasto total (lo que supone que los bienes son normales). Los hogares con niños gastan menos en bienes de adultos a idéntico nivel de ingreso, de forma que si consideramos a  $x^0$  como el nivel de ingreso de referencia para un hogar sin niños, el costo de los niños es  $(x^1 - x^0)$ .

**Figura 2 – Gastos en bienes específicos de adultos (Rothbarth)**



La relación entre las escalas que surgen de este modelo y las del anterior depende de los bienes que se incluyan como bienes de adultos y de los efectos que los cambios en la composición demográfica tengan sobre el consumo de los alimentos y de los bienes de adultos. Los problemas para utilizar este enfoque son mayormente de orden empírico, debido a la dificultad para identificar bienes consumidos únicamente por adultos, pero, además, probablemente la presencia de niños afecte al consumo de estos bienes vía efectos de sustitución. Aunque los bebés no consuman cine o comida en restaurantes, alteran el comportamiento de consumo de los padres aún cuando hayan sido compensados. Es decir, aún cuando recibieran el ingreso que han derivado hacia otros gastos con destino a los niños, tampoco dispondrían del tiempo para concurrir al cine o a cenar, o si lo tuvieran no estarían

gustos de dejar a los niños. También es probable que un adulto con niños en el hogar, eligiera fumar menos o tomar menos alcohol.<sup>3</sup>

La ropa de adultos es el bien con mayores posibilidades de calcular escalas de Rothbarth con éxito, sobre todo porque tiene alta elasticidad ingreso y una importancia en el gasto total no despreciable. Pero sería necesario más de un bien para que los supuestos del modelo fueran testeados y, las escalas calculadas con cada uno de esos bienes deberían ser las mismas.

### 4.3. Los modelos de Prais y Houthakker y Barten

Otro de los modelos posibles para calcular escalas y que identifica una asignación de los bienes de acuerdo a la composición de los hogares, es el propuesto por Prais y Houthakker (1955), quienes reformulan un enfoque presentado por Sydenstricker y King (1921). La idea básica es que las funciones de demanda son de la forma:

$$p_i q_i / m_i = f_i(x / m_0) \quad (16)$$

En esta expresión  $m_i$  y  $m_0$  son, respectivamente, las escalas de un bien específico y una general –definida como un promedio ponderado de las  $m_i$  escalas de los bienes-.<sup>4</sup> Estas escalas son función de la composición del hogar y representan una medida de la necesidad de cada bien y del gasto total para diferentes tipos de hogares. La ventaja de este modelo respecto del de Engel, es que permite la existencia de escalas diferentes para cada bien, mientras que el último postula una misma escala para el consumo de todos los bienes. Por ejemplo, un hogar con niños debería tener escalas más altas para los bienes destinados exclusivamente a los niños.

La restricción presupuestaria se define como:

<sup>3</sup> Schulte (2007) menciona además que el tabaco y las bebidas alcohólicas no serían bienes apropiados para medir el nivel de bienestar de los adultos, debido a que podría considerarse que se trata de bienes “malos”.

<sup>4</sup> Aunque existe un cambio de notación, las escalas  $s$  son equivalentes a las  $m$  empleadas en esta sección. Se privilegia esta notación porque es la más generalizada en este tipo de modelos.

$$\sum m_i f_i(x/m_0) = x \quad (17)$$

Este modelo se estima especificando formas funcionales adecuadas para cada  $m_i$  de acuerdo a las características demográficas observables y (16) y (17) constituyen un sistema de ecuaciones no lineales. El procedimiento, sin embargo, está incompleto y se necesita información sobre las escalas de, al menos, uno de los bienes. Existen  $n$  bienes y por lo tanto,  $n$  escalas desconocidas  $m_i$  pero, debido a la restricción presupuestaria, sólo existen  $n-1$  curvas de Engel independientes. La solución más común es suponer que la escala para los bienes de adultos es la unidad.

Otra alternativa es la propuesta originalmente por Barten (1964) y extendida por Gorman (1976). El primer autor construye escalas específicas para cierto tipo de mercancías en el marco de la teoría de la utilidad, presentando la función de utilidad de un hogar como la función de utilidad de cada uno de los miembros del hogar:

$$u_h = v[q_1/m_1(z), \dots, q_n/m_n(z)] \quad (18)$$

En (18) las  $m$  tienen esencialmente la misma interpretación que en el modelo de Prais y Houthakker. La maximización de (18) sujeta a la restricción presupuestaria puede ser presentada definiendo las cantidades escaladas  $q^* = q_i / m_i$  y los precios escalados  $p^* = p_i m_i$  de forma que el problema del consumidor puede ser expresado como la maximización de  $v(q^*)$  sujeta a la restricción presupuestaria  $p^*q^* = x$ . El sistema genera las funciones de demanda en las cuales  $q^*$  es una función de los precios  $p^*$  y:

$$q_i / m_i(z) = g_i(x, m_1(z)p_1, \dots, m_n(z)p_n) \quad (19)$$

Si todas las  $m_i$  fueran iguales e idénticas al tamaño del hogar, (19) indicaría que el consumo *per cápita* es igual a la demanda marshalliana en función del ingreso *per cápita* y de los precios. Las escalas correspondientes al hogar de referencia ( $m_i^R$ ) se normalizan a uno. Un hogar con una cierta composición demográfica  $z$  enfrenta precios escalados  $p_i m_i^z$  que son distintos a los del hogar de referencia. De este modo, los cambios en la composición de los hogares generan efectos sustitución entre los bienes, y los que son consumidos típicamente por los niños se encarecerán a medida que aumente el número de niños en los hogares mientras que, por ejemplo, el precio de la conexión a internet será el mismo que enfrenta el hogar de referencia.

La escala de equivalencia  $s$  para un hogar de composición  $z$  respecto del de referencia, surge de la relación entre las funciones de costos o gasto mínimo correspondientes a ambos hogares, tal como indica la expresión (20).

$$s(u^R, z) = \frac{c(u^R, p_1 m_1^z, p_2 m_2^z, \dots, p_n m_n^z)}{c(u^R, p_1, p_2, \dots, p_n)} \quad (20)$$

Lo que se estima es un sistema de ecuaciones de demanda junto con las escalas  $y$ , dado que las variables demográficas sólo forman parte del sistema vía precios, se necesita que los datos presenten suficiente variabilidad en precios.

Gorman (1976) presenta una modificación que se introduce en la función de costos de Barten:

$$x = c[u, p_1 m_1(z), p_2 m_2(z), \dots, p_n m_n(z)] + \sum_i p_i n_i(z) \quad (21)$$

El último término en la expresión (21) indica un costo fijo, que varía de acuerdo a la composición demográfica de los hogares ( $n_i(z)$  es el consumo fijo correspondiente a cada bien asociado con el vector de características  $z$ ). Esta incorporación atenúa la magnitud del efecto sustitución que implica el modelo original de Barten.

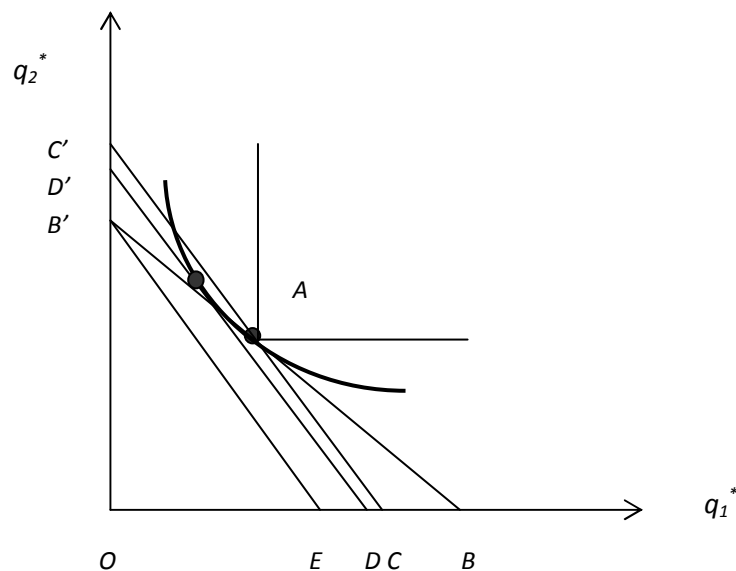
El supuesto de Barten implica que las variables demográficas afectan la demanda a través de cambios en los precios. La presencia de un número mayor de niños en el hogar hace que los helados, la leche y las gaseosas sean relativamente más caros y los cigarrillos o el whisky relativamente más baratos. En las palabras de Gorman (1976) “un bollo de un penique cuesta tres veces más cuando se tiene una mujer y un niño”. Es de esperar que el cambio en los precios relativos cause un efecto sustitución hacia bienes relativamente menos caros.

Este efecto no está presente en el modelo de Prais y Houthakker, que supone curvas de indiferencia correspondientes a bienes perfectamente complementarios. En ese caso, las demandas hicksianas no dependen de los precios:  $q_i^* = \beta_i(u)$  y la función de costos está dada por:

$$c(u, p, a) = \sum_i p_i^* \beta_i(u) = \sum_i p_i m_i \beta_i(u) = x \quad (22)$$

El mínimo costo es simplemente el costo de comprar la canasta dada  $\beta(u)$ . Deaton y Muellbauer (1980) ilustran la diferencia que surge de aplicar el modelo de Prais y Houthakker o el de Barten con la Figura 3. En ella se supone que existen dos bienes  $q_1$  y  $q_2$  y que la llegada de un niño incrementa  $m_1$  dejando constante  $m_2$ . Debido a que los ejes están medidos en términos de  $q_1^*$  y  $q_2^*$ , la llegada de un niño desplaza la línea presupuestaria desde  $B'B$  a  $B'E$ , suponiendo que originalmente el consumo estaba en el punto  $A$ . La curva de indiferencia en ángulo recto en  $A$  responde al modelo de Prais y Houthakker, mientras que la curva con pendiente negativa muestra la correspondiente al modelo de Barten.

**Figura 3 – Diferencia entre los efectos de cambios demográficos producidos por los modelos de Barten y Prais y Houthakker**



Fuente: Deaton y Muellbauer (1980) p. 199

La recta auxiliar que indica la variación compensadora o escala de equivalencia para el modelo de Prais y Houthakker es  $C'C$ , mientras que en el de Barten, al dar lugar a un efecto sustitución, la línea  $D'D$  es suficiente para restaurar el nivel de utilidad original. Como  $m_2$  permanece constante, la escala puede ser leída en el eje vertical, la de Prais y Houthakker es  $OC'/OB'$  y la de Barten es  $OD'/OB'$ .



A partir del mismo punto inicial y los mismos dos conjuntos de  $m_i$  para comparar, la escala de equivalencia de Barten es, por lo general, menor que la de Prais y Houthakker precisamente debido a la sustitución posible. El resultado es análogo a la demostración de que el verdadero índice de costo de vida es menor que el de Laspeyres, utilizando la misma base.

La analogía formal en el modelo de Barten entre precios y escalas de equivalencia permite una caracterización de los efectos en los cambios en la composición de las familias. Por ejemplo, la llegada de un niño adicional tendrá dos efectos separados sobre la demanda:

$$q_i = m_i(a)g_i(x, p^*) \quad (23)$$

Habrà un efecto directo en el desplazamiento de  $m_i$ , los niños necesitan leche, juguetes, abrigo. Habrà también un efecto indirecto a través del impacto sobre los precios ajustados  $p^*$  que inducirà alguna sustitución en contra de los bienes consumidos por los niños de acuerdo con la elasticidad precio de la demanda.

Las críticas que se han efectuado a este modelo se relacionan justamente con el efecto sustitución excesivo que supone en el caso de algunos bienes. Por ejemplo, en el de bienes no consumidos por el hogar de referencia o, en el de ciertos bienes privados cuyo consumo tendría una escala equivalente al número de miembros en el hogar.<sup>5</sup> Otro aspecto objetado es que supone la misma elasticidad precio de los bienes para todo tipo de hogares.<sup>6</sup>

La mayor parte de estas críticas afectan sobre todo a la comparación de hogares con niños respecto del compuesto por un único miembro adulto. En ese sentido la modificación de Gorman aporta alguna solución al problema porque los efectos demográficos en su modelo se

<sup>5</sup> Estas críticas pierden importancia en la medida que los bienes se definen en grupos más o menos agregados. Por ejemplo, si indumentaria es un sólo bien, la ropa de niños y de adultos estaría igualmente incluida y una modificación de las escalas tendría algún efecto positivo sobre el consumo además del efecto sustitución, mientras que si se tratara de bienes diferentes, el hogar de referencia tendría consumo cero de ropa de niños y el aumento de la escala no aumentaría el consumo en forma directa.

<sup>6</sup> En este caso, la agregación de bienes no siempre atenúa el problema. La elasticidad podría ser diferente si el rubro definido es muy amplio e implica una elevada fracción del presupuesto total como, por ejemplo, los gastos de vivienda. Es probable que una familia sin niños reaccione de forma más elástica modificando su lugar de residencia a uno de características más económicas, mientras que la resistencia a modificar el consumo sería mayor en los hogares con niños.

dividen en dos partes. Una que implica la presencia de ciertos gastos necesarios relacionados al tipo de hogar, por ejemplo leche y pañales si existen bebés, y otra parte que implica proporcionalidad respecto de las demandas del hogar de referencia.

#### 4.4. Otros modelos basados en sistemas de demanda

Otro modelo teórico a partir del cual se han calculado escalas de equivalencia es el sistema lineal de gastos extendido (ELES) de Lluch (1973). Merz y Faik (1995) lo utilizan en combinación con las escalas de Barten y, más recientemente, Kohn y Missong (2002) en una aplicación cuadrática.

Para  $n$  grupos de bienes, las ecuaciones de demanda del sistema lineal de gastos (LES) son:

$$x_i = p_i b_i + a_i (x - \sum_{j=1}^n p_j b_j) \quad (24)$$

donde  $x_i$  es el gasto en el bien  $i$ ,  $b_i$  representa la cantidad de subsistencia y  $a_i$  es la participación marginal en el presupuesto con  $\sum_{i=1}^n a_i = 1$ . Sin variación de precios, las curvas lineales de Engel pueden estimarse directamente con:

$$x_i = \gamma_i + \alpha_i x \quad (25)$$

A partir de (24) y haciendo que los precios tengan valor uno, las  $a_i = \alpha_i$  son identificables, pero las  $b_i = \gamma_i + \alpha_i \sum_{j=1}^n b_j$  necesitan alguna restricción más para poder serlo. Existen  $n b_i$  pero sólo  $n-1$  ecuaciones independientes debido a la restricción:  $\sum_{i=1}^n \gamma_i = 0$ . Para identificar el sistema sin tener datos correspondientes a períodos con cambio de precios, se supone en el ELES que el nivel de subsistencia para el ahorro es cero. Se incluye al ahorro dentro del sistema y  $b_{saving}$  toma valor cero, permitiendo calcular las otras  $b_i$ .

Las variables demográficas se incluyen añadiendo variables *dummies* para cada tipo de hogar, a excepción del de referencia y de esta forma se calculan diferentes  $b_i^z$ . Estos pueden ser interpretados en términos del modelo de Barten ( $b_i^z = m_i^z b_i$ ) o bien como desplazamientos o traslados de los  $b_i$  debido a las variables demográficas ( $b_i^z = b_i + n_i^z$ ), a la manera de los

costos fijos que incluía Gorman.<sup>7</sup> Las escalas de equivalencia que surgen del modelo son idénticas para todos los bienes al nivel de subsistencia  $\sum_{j=1}^n p_j b_j$  pero difieren a mayores niveles de ingreso.

A bajos niveles de ingreso, la aplicación de este modelo produce escalas del tipo de las de Engel o Rothbarth. En el trabajo de Kohn y Missong (2002), los autores aclaran que las escalas que ellos calculan y que suponen desplazamientos del gasto de subsistencia o niveles mínimos asociados a distintos tipos de familias, sólo son aplicables a esos niveles de ingreso.

#### 4.5. El modelo IB

Tal como surge de las subsecciones anteriores, las escalas tipo Engel o convencionales, sólo pueden ser utilizadas bajo ciertas condiciones. Los trabajos de Lewbel (1989) y Blackorby y Donaldson (1989, 1993) han presentado un mismo esquema dentro del cual las escalas únicas de Engel son válidas. El primer economista es autor de la llamada hipótesis IB o escalas independientes de la base (o utilidad de referencia), mientras que los últimos dos utilizan el término “exactitud de las escalas de equivalencia” (ESE).

Para obtener escalas de equivalencia IB, esto es, invariantes respecto del nivel de utilidad al cual se efectúan las comparaciones del gasto total, se necesita una estructura de las preferencias particular para los distintos tipos de hogares. Esta estructura requiere que la función de costo o gasto mínimo se pueda descomponer en el producto de dos funciones, una que sólo dependa de los precios y del nivel de utilidad y otra que dependa 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 tal que fuera independiente de la utilidad base de referencia  $-\Delta(p, z)$  - y que variara con los precios  $p$  y con las características del hogar  $z$ , las funciones de gasto total o

---

<sup>7</sup> En esta expresión, al suponer que las variables demográficas sólo implican traslados o desplazamientos de las funciones de demanda, el supuesto es que cada tipo de familia impone un costo fijo con independencia del nivel de ingreso o gasto de las familias. Por ejemplo equivaldría a suponer que la presencia de niños en el hogar tiene siempre el mismo costo, sin importar el nivel de ingreso de los padres.

mínimo costo de dos hogares –el de referencia y otro con el cual se compara- estarían relacionadas por:

$$c(p, u, z) = c(p, u, z^R) * \Delta(p, z) \quad (26)$$

$\Delta(p, z)$  no depende 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  $p$ .

$$V(p, x, z) = V\left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R\right) \quad (27)$$

Se define a  $\frac{x}{\Delta(p, z)}$  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 (27) y la regla de la cadena se derivan las ecuaciones de demanda  $q_i(p, x, z)$  en términos de la ecuación de demanda del hogar de referencia  $q_i(p, x, z^R)$  como sigue:

$$q_i(p, x, z) = \Delta(p, z) q_i\left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R\right) + \frac{x}{\Delta(p, z)} \frac{\partial \Delta(p, z)}{\partial p_i} \quad (28)$$

Multiplicando a (28) 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:

$$w_i(p, x, z) = w_i\left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R\right) + \eta_i(p, z) \quad (29)$$

Bajo la hipótesis de independencia, las participaciones marshallianas del hogar que se compara son iguales a las participaciones marshallianas del hogar de referencia al mismo nivel de gasto equivalente más la elasticidad de las escalas respecto del precio. La ecuación (29) muestra que

-suponiendo independencia del nivel de utilidad base- la forma de la curva de Engel está relacionada con el tipo de hogar pero no se restringe a una forma particular. En el espacio  $w_i \sim \ln(x)$  las funciones de participación están relacionadas por desplazamientos verticales y horizontales. Las funciones de participación en el gasto de los hogares para bienes determinados deben tener la misma forma a lo largo de los distintos tipos de hogares. Pendakur (1999) llama a esto “invarianza de la forma” y sostiene que la hipótesis de independencia de la base es suficiente para obtener invarianza de la forma, pero no al contrario.

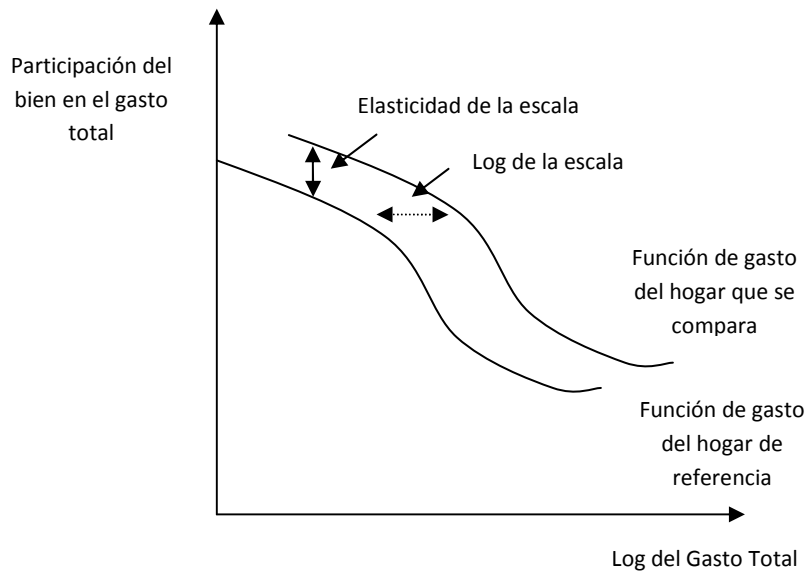
Si se supone que las funciones de gasto para el tipo de hogar de referencia,  $c(p, x, z^R)$  satisfacen la condición de Slutsky y que la función de las escalas de equivalencia es simétrica y cóncava en precios, las condiciones de Slutsky deben satisfacerse para todos los tipos de hogares. Debido a que las ecuaciones (28) y (29) 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 modelo que incorpora la información demográfica en un sistema de demanda 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. De esta forma, la invarianza de la forma es una restricción sobre las preferencias que puede ser testada.

Blackorby y Donaldson pusieron de relieve que una escala de equivalencia es identificable a partir de los gastos si las participaciones marshallianas son funciones no lineales del logaritmo del gasto total. Si las ecuaciones de participación son lineales, un par de participaciones con pendiente  $b$  que son consistentes con  $(\ln \Delta^*, \eta^*)$  también serían consistentes con  $(\ln \Delta^* + \lambda/b, \eta^* + \lambda)$  para cualquier valor de  $\lambda$ . A partir de ecuaciones de participación no lineales, sería posible identificar escalas únicas utilizando datos de gasto de los hogares bajo el supuesto de independencia de la base.

Para estimar el logaritmo de las escalas, se necesita estimar el desplazamiento horizontal en la Figura 4 y, para estimar las elasticidades de las escalas, el desplazamiento vertical.

Figura 4 - El modelo IB



Fuente: Pendakur (1999) p.6

Donaldson y Pendakur (2004) presentaron una generalización del modelo IB o ESE bajo la denominación de exactitud generalizada de las escalas de equivalencia (GESE). Las escalas que se obtienen del modelo propuesto por los autores poseen una dependencia específica del nivel de utilidad y en la contrastación empírica que realizaron, IB es rechazado a favor de GESE. La propiedad de las escalas IB o ESE requiere que un incremento en el gasto del hogar coincida con el mismo porcentaje de aumento en el gasto del hogar de referencia para mantener el mismo nivel de utilidad. Esto es porque, con escalas exactas, para que un hogar con cualquier composición arbitraria esté igualmente bien que el de referencia, el cociente entre sus respectivos gastos debe ser el mismo –ver (26)–. En contraste, las escalas GESE, implican un incremento positivo que es el mismo para cualquier nivel de gasto (las escalas siguen siendo independientes de la utilidad) pero no en el mismo porcentaje, por lo cual éstas se modifican al aumentar el gasto del hogar. Para identificar la función del gasto equivalente y las escalas en este modelo, se requiere alguna información adicional a la que es proporcionada por los datos de demanda.

#### 4.6. Los modelos del proceso de decisión o negociación colectiva dentro del hogar

Una de las formas de modelar la distribución de los recursos intra-hogar y solucionar el problema de identificación para calcular escalas de equivalencia es la sugerida por Browning *et al.* (2006). Estos autores parten de las funciones de utilidad de los individuos que conviven en un hogar, pero a diferencia de los enfoques anteriores, en su modelo la utilidad puede diferir entre los miembros.

Por ejemplo, si el hogar estuviera compuesto por una mujer  $m$  y un varón  $v$ , las preferencias del hogar podrían estar representadas por una función de bienestar o una función de negociación  $\tilde{U}$ , creciente en  $U^m$  y en  $U^v$ , y que dependa de precios, ingreso o gasto total y otras variables demográficas  $z^D$  con influencia en la distribución de recursos intra-hogar, tal como:

$$\tilde{U}(U^m(q^m), U^v(q^v), p, x, z^D) \quad (30)$$

Las funciones de utilidad de ambos integrantes ( $\tilde{U}^m$  y  $\tilde{U}^v$ ) pueden modelarse suponiendo que cada uno recibe utilidad no sólo de su propio consumo sino del que efectúa su compañero, también pueden incluir contribuciones intangibles como compañerismo o amor. La identificación del modelo, sin embargo, se limita a las funciones de consumo de bienes de cada individuo ( $U^m$  y  $U^v$ ).

La función (30) se maximiza sujeta a la restricción presupuestaria, expresada en (31), donde  $q = F(q^m, q^v)$  es la canasta de bienes que compra el hogar y  $q^m$  y  $q^v$  son los consumos equivalentes privados para los individuos del consumo conjunto  $q$ .

$$p'F(q^m, q^v) = x \quad (31)$$

La distribución entre los dos individuos que forman el hogar surge de observar el consumo de una mujer y un varón, integrando cada uno un hogar unipersonal, y del observado en el hogar de la pareja. Esto permite identificar los parámetros que describen la tecnología de consumo conjunto.

Las escalas de equivalencia ( $s$ ) pueden ser calculadas de acuerdo a la expresión (32), donde  $q^*$  es la cantidad equivalente que consume el individuo en un hogar unipersonal y  $x$  es el gasto total de la pareja.

$$s^m = \min_{q^*} \{ (p'q^*)/x | U^m(q^*) = U^m(q^m) \}$$

$$s^v = \min_{q^*} \{ (p'q^*)/x | U^v(q^*) = U^v(q^v) \} \quad (32)$$

En la opinión de Schulte (2007), el modelo es más apropiado para estimar escalas correspondientes a hogares compuestos por únicamente miembros adultos. Para extenderse a familias con niños debería incorporarse otra regla que indicara como se comparten los bienes entre adultos y niños.

## 5. Escalas de equivalencia paramétricas

Este tipo de escalas, aunque se basan en mediciones en base al consumo de los hogares, responden a un enfoque más empírico y no se corresponden con ninguno de los modelos teóricos presentados en la sección anterior. De acuerdo a Teruel *et al* (2005), estas escalas de equivalencia “paramétricas” -tal como las denomina Mancero (2001)- se pueden encuadrar dentro del enfoque de la teoría del consumo. Son estimadas a partir de una forma funcional determinada por el investigador, utilizando parámetros que diferencian los efectos de las economías de escala en el consumo y las necesidades de los integrantes de un hogar de acuerdo a sus características. Están diseñadas con el propósito de lograr un mejor ajuste de los ingresos por adulto equivalente de un hogar y se su uso se ha generalizado a través de los trabajos empíricos que contrastan algunas de estas formas con otras investigando sus efectos sobre las mediciones de bienestar agregadas que involucran todos los tipos de hogares.

Son fáciles de aplicar y comprender, por lo que son ampliamente utilizadas aunque no poseen una base teórica que justifique la elección de los parámetros empleados. Para contrarrestar la arbitrariedad del método, y para evitar también que la escala no se corresponda con la evidencia empírica, es posible fijar los parámetros de acuerdo a los resultados obtenidos a partir de estudios sobre el comportamiento observado de los hogares (Mancero, 2001).



Buhmann *et al.* (1988) analizaron las diferencias entre escalas de equivalencia estimadas para distintos países de la OCDE y propusieron que el bienestar económico o ingreso ajustado ( $W$ ) de un hogar, puede obtenerse mediante la siguiente expresión:

$$W = D/n^e \quad (33)$$

donde  $D$  corresponde al ingreso disponible del hogar,  $n$  el tamaño del mismo y  $e$  es un parámetro que refleja la elasticidad de equivalencia (*equivalence elasticity*)<sup>8</sup>. El parámetro  $e$  varía entre 0 y 1, dependiendo de las economías de escala asumidas por la escala de equivalencia. Si  $e$  vale 0 (economías de escala absolutas), el ingreso ajustado es igual al ingreso disponible total. Por otra parte, si  $e$  vale 1 (ausencia absoluta de economías de escala) el ingreso ajustado es igual al ingreso per cápita.

Los autores demuestran que esta forma funcional provee de un buen ajuste a muchas de las escalas estimadas a partir del gasto observado para los países, a pesar de no tomar en cuenta si los miembros del hogar son adultos o niños, u otras características.

Si se desean considerar las necesidades relativas de los distintos miembros de un hogar, es posible determinar una escala paramétrica que las considere. Un ejemplo de este tipo de escalas es la estimada por la OCDE, que se presenta a continuación:

$$s = [1.0 + 0.7(A - 1) + 0.5K] \quad (34)$$

donde  $s$  (el valor de la escala) es una función de la cantidad de adultos ( $A$ ) y de la cantidad de niños ( $K$ ) de un hogar. Tomando como referencia el hogar compuesto por un solo adulto, la escala correspondiente es igual a 1. Cada adulto adicional equivale al 70% del primero, y cada niño adicional equivale al 50% del primer adulto. Nótese que esta especificación no incluye un parámetro específico para modelar la existencia de economías de escala en el hogar, pero éstas están presentes al establecer coeficientes menores a uno para los adultos y niños adicionales.

<sup>8</sup> El término *equivalence elasticity* es original de los autores, pero una denominación más homogénea con el resto de la literatura sería parámetro de economías de escala.

Una escala paramétrica que considera si los integrantes de un hogar son adultos o niños ha sido propuesta para la construcción de la línea de pobreza de EE.UU. (Citro y Michael, 1995).

La escala tiene la forma:

$$s = (A + \delta K)^e \quad (35)$$

donde  $A$  es el número de adultos en la familia,  $K$  es el número de niños,  $\delta$  es la proporción que representa un niño con respecto a un adulto, y  $e$  es el factor de economías de escala. Esta escala no realiza diferencias entre adultos, sino que considera a todos los adultos adicionales equivalentes al de referencia, mientras que todos los niños adicionales son una proporción fija del adulto de referencia.

Lanjouw, Milanovic y Paternostro (1998) desarrollaron una escala de equivalencia paramétrica que permite distinguir entre el consumo de bienes públicos y privados. De acuerdo a estos autores, el ingreso equivalente ( $W$ ) de un hogar está dado por:

$$W = \frac{D}{n^\theta} = \rho \left( \frac{D}{n} \right) + (1 - \rho) \left( \frac{D}{n^\beta} \right) \quad (36)$$

donde  $D$  es el ingreso disponible del hogar,  $n$  es el número de miembros del mismo,  $\beta$  corresponde al inverso de las economías de escala (cuando se trata de un bien público puro,  $\beta = 0$ ), y  $\rho$  es la participación en el gasto de los bienes privados. Esta especificación plantea que el consumo de bienes privados no presenta economías de escala. El parámetro  $\theta$  refleja simultáneamente las economías de escala en bienes públicos y la composición del consumo entre bienes públicos y privados.

La versión anterior no toma en cuenta las necesidades diferenciadas de los miembros de un hogar, que pueden introducirse en la expresión anterior mediante la siguiente forma:

$$W = \frac{D}{n^\theta} = \rho \left( \frac{D}{A + \delta K} \right) + (1 - \rho) \left[ \frac{D}{(A + \delta_h K)^\beta} \right] \quad (37)$$

donde  $\delta$  es el parámetro que indica las necesidades asociadas a niños adicionales para el bien privado y  $\delta_h$  el correspondiente al bien público. Esta forma de expresar el ingreso equivalente de un hogar es similar a la planteada en Buhmann *et al.*, con la variante que especifica la diferencia entre bienes públicos y privados.

## 6. La forma funcional de las escalas y la evidencia empírica

Las aplicaciones empíricas requieren la especificación de las formas funcionales de las ecuaciones de demanda. La elección de la forma funcional depende de los objetivos de la investigación y del enfoque teórico que se utilice. Los aspectos empíricos de la estimación de las escalas son particularmente importantes en los modelos (como el caso de escalas IB o ESE) donde los supuestos teóricos requieren algún comportamiento particular de las demandas que puede ser testeado luego de las estimaciones.

La especificación de las formas funcionales es un aspecto clave en el análisis de la demanda y de ella depende la estimación de las escalas de equivalencia. Una de las formas más utilizadas para la estimación de escalas de Engel, que parten de la curva de Engel para alimentos es la forma extendida de Working (1943) y Leser (1963):

$$w_f = \alpha - \beta \ln(x/n) + \sum \gamma_j n_j + \varepsilon \quad (38)$$

donde  $w_f$  es la participación de los alimentos en el presupuesto,  $n$  es la cantidad total de personas que componen el hogar,  $n_j$  es el número de personas dentro de la categoría  $j$ , y  $x$  es el gasto total del hogar.

Para obtener las escalas de equivalencia (que en este caso son escalas de Engel) a partir de la función (38), se supone que  $x^*$  es el gasto total que el hogar  $z$  requiere para tener la misma participación  $w_f$  que el hogar de referencia ( $z^R$ ) con un gasto  $x^0$  tal que:

$$\alpha - \beta \ln\left(\frac{x^*}{n^z}\right) + \sum_j \gamma_j n_j^z = \alpha - \beta \ln\left(\frac{x^0}{n^R}\right) + \sum_j \gamma_j n_j^R \quad (39)$$

Aplicando la función inversa al logaritmo y reacomodando la expresión anterior surge:

$$s^h = \left(\frac{x^*}{x^0}\right) = \left(\frac{n^z}{n^R}\right) \exp \sum_j (\gamma_j / \beta) (n_j^z - n_j^R) \quad (40)$$

La forma Working-Leser con diferentes variantes ha sido empleada en los trabajos de Tsakloglou (1991), Deaton y Muellbauer (1986), Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1989) y Lanjouw y Ravallion (1995). En el segundo de los trabajos, se menciona que en la práctica el ajuste de la regresión generalmente mejora cuando se incluye un término cuadrático en  $\ln(x/n)$  y, en el último, se sustituye la expresión del logaritmo *per cápita* por  $\ln(x/n^\theta)$  para tener en cuenta el efecto de las economías de escala por medio del parámetro  $\theta$ .

Para estimar escalas de Rothbarth, también se parte de las curvas de Engel correspondientes a los bienes de adultos elegidos. Gronau (1991) testea la sensibilidad de las escalas calculadas a la forma funcional elegida y no encuentra diferencias entre trabajar con una especificación lineal o una cuadrática.

Una forma lineal posible para la demanda correspondiente a los bienes de adultos ( $q_A$ ) es (41), en la cual  $x^A$  es el presupuesto de los adultos, que surge del presupuesto total ( $x$ ) menos el destinado a los niños ( $x^C$ ).

$$q_A = \alpha_0 + \alpha_1 x^A \quad (41)$$

El presupuesto destinado a los niños puede depender del presupuesto total haciendo, por ejemplo, que  $x^C = \gamma x \ln(K + 1)$ , donde  $\gamma$  identifica al costo relativo de un niño y  $K$  es el número de niños. En ese caso la ecuación de la demanda (41) es:

$$q_A = \alpha_0 + \alpha_1 (1 - \gamma \ln(K + 1))x \quad (42)$$

Dos hogares  $z$  y  $z^R$  con una cantidad de niños  $K$  y  $K^R$ , con gastos totales  $x^z = x^A + x^C$  y  $x^0$  están igualmente bien si poseen el mismo gasto en bienes de adultos ( $q_A(x^z, K) = q_A(x^R, K^R)$ ). Por lo que, sustituyendo en (42) y transformando la expresión, se obtiene las escalas de Rothbarth de la forma:

$$S^z = \frac{x^z}{x^0} = \frac{1 - \gamma \ln(K^R + 1)}{1 - \gamma \ln(K + 1)} \quad (43)$$

También es posible trabajar con una especificación que reemplaza el gasto en bienes de adultos por su participación en el presupuesto.

Para obtener las escalas empleando los modelos de Barten y de Gorman es necesario estimar un sistema completo de demanda, para lo cual se requiere disponer de información de consumo de los hogares observada frente a cambios en los precios.<sup>9</sup> Con datos de varias encuestas de corte transversal o que exhiban variabilidad regional de precios, es posible aplicar cualquiera de los sistemas de demanda más usuales, aunque el procedimiento de estimación no es tan sencillo.

<sup>9</sup> Muellbauer (1974) demostró que no era posible identificar las escalas en un modelo de Barten utilizando únicamente datos de corte transversal.

En la opinión de Lewbel (1997), la mayoría de las bases de datos disponibles para efectuar estimaciones de demanda, poseen por lo general una limitada variabilidad en los precios mientras que la variación en el gasto total es muy amplia entre los distintos hogares. Debido a esto, es fundamental una correcta especificación de la curva de Engel (en términos del gasto total y de las variables demográficas) y, a partir de ella, es posible agregar casi cualquier especificación para considerar la variación de los precios y derivar las funciones de costo y utilidad indirecta.

Muellbauer (1977) estimó escalas de Barten empleando ecuaciones de demanda del tipo Working- Leser para diez grupos agregados de bienes pero finalmente rechaza la inclusión de este tipo de escalas a favor de considerar las mismas demandas para cada tipo de familia. Barnes y Gillingham (1984) estimaron un sistema cuadrático en el gasto (QES) y testearon la inclusión de las variables demográficas en tres formas, escalas de Barten, desplazamientos por tipo de familias (o sólo costos fijos de Gorman) y una combinación de los dos anteriores. Los tres modelos no arrojaron mejores resultados que la especificación por separado de cada tipo de familia.

Pollak y Wales (1980, 1981), aunque no calcularon escalas de equivalencia, presentaron los distintos métodos de incorporar las variables demográficas en los sistemas de demanda y testearon el comportamiento de cada uno de ellos. En el primero de los trabajos, los autores utilizaron el modelo de Barten (al que ellos denominaron escalas demográficas) aplicado a un sistema QES y a otro *translog* generalizado (GTL) de demandas. En el segundo trabajo, compararon cinco especificaciones para las variables demográficas, entre ellas las mismas tres que emplearon Barnes y Gillingham y una al estilo Prais y Houthakker. De todas esas formas presentadas, que agrupan a los distintos tipos de familias en una sola estimación, sólo rechazaron la de desplazamientos (o sólo costos fijos) al testear contra las estimaciones para cada tipo de hogar por separado. En el trabajo sólo emplearon datos correspondientes a parejas con distinto número de hijos.

El sistema lineal de gastos extendido (ELES) puede ser estimado a partir de disponer de datos de una única encuesta de corte transversal, lo que lo ha hecho atractivo para muchas aplicaciones empíricas, pero sólo proporciona curvas de Engel lineales. Cuestión, esta última, que es cada vez más discutida en la literatura, brindando evidencia a favor del empleo de

sistemas que incluyan un término cuadrático en el gasto total. Por ejemplo, el sistema cuadrático de gastos (QES) de Pollak y Wales (1978) y Howe *et al.* (1979) y el sistema casi ideal de demanda cuadrático (QUAIDS) de Banks *et al.* (1997). Los efectos demográficos pueden ser incluidos en estos sistemas ya sea en la forma de escalas demográficas o vía desplazamientos por tipo de familia, pero en estos casos la interpretación de los parámetros no es tan intuitiva.

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. Por ejemplo, Jorgenson y Slesnick (1987) y Nicol (1991) utilizaron el enfoque de Barten con una especificación *translog* para estimar la ecuación de participación en el gasto del hogar de referencia y sus desplazamientos debido a las variables demográficas y luego imponen una restricción de agregación exacta para identificar las escalas.<sup>10</sup> Phipps (1990) y Pendakur (1994) emplearon una especificación del tipo *translog* para modelizar las preferencias del hogar de referencia pero introdujeron una forma más simple para las escalas, que para el primero de los autores consistió en una función Cobb-Douglas y para el segundo, una *translog*. Browning (1989), Nelson (1991) y 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

---

<sup>10</sup> La restricción supone que todas las funciones de participación en el gasto son lineales respecto del logaritmo del gasto total.

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.<sup>11</sup> 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.<sup>12</sup>

Yatchew, Sun y Deri (2003) propusieron un modelo basado en Pendakur (1999) y similar al EPLM de Blundell *et al.* (1998), pero que permite estimar en forma simultánea las curvas de Engel para múltiples tipos de familias. Demostraron que 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.<sup>13</sup> En su modelo de índice parcialmente lineal (IPLM), incorporaron una de las formulaciones más aceptadas entre las escalas paramétricas (comentadas en la sección anterior) para la expresión que corresponde al gasto equivalente.<sup>14</sup> Aunque los autores rechazaron la invarianza de la forma de las curvas de Engel para todo el conjunto de la

<sup>11</sup> Se hace mención a las fechas de ambas publicaciones, aunque los trabajos son contemporáneos.

<sup>12</sup> 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.

<sup>13</sup> 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.

<sup>14</sup> El modelo IPLM de Yatchew *et al.* (2003) es de la forma:  $w_i = \alpha_i(z, p) + g_i(\ln x - \beta_1 \ln(A + \beta_2 K)) + \varepsilon_i$  donde  $A$  y  $K$  indican respectivamente el número de adultos y niños en el hogar y,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  son los parámetros que estiman, respectivamente, las economías de escala y la proporción respecto de un adulto que representa un niño.

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.

Stengos, Sun y Wang (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. Ellos estimaron un modelo semiparamétrico al estilo del EPLM y propusieron un método para estimarlo que ajusta mucho mejor en los valores extremos de la muestra, donde es probable que el desplazamiento de las curvas no responda estrictamente a la invarianza de la forma. También utilizaron 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.

## **7. Consideraciones finales y la decisión acerca del modelo a utilizar en las aplicaciones empíricas**

En este capítulo se han definido las escalas de equivalencia basadas en las observaciones de consumo de los hogares y se han planteado los problemas asociados a su estimación dentro del marco que presenta la teoría económica. También se han presentado los principales modelos teóricos que sustentan su cálculo. Ninguno de estos modelos, sin embargo, resulta indiscutiblemente superior a los otros y tampoco es posible argumentar que las escalas de equivalencia obtenidas a partir de la información de consumo que brindan los hogares, son preferibles a las determinadas por expertos o por medio de preguntas directas a los hogares sobre su bienestar.

Las escalas de Engel son fáciles de interpretar y pueden ser rápidamente calculadas, pero también sus supuestos son los más restrictivos, son idénticas para todos los bienes y es discutible el uso de la participación en el gasto de alimentos como indicador de bienestar. Las escalas de Rothbarth, aunque sólo aplicables al caso de hogares con niños, son también



sencillas, pero existen dificultades empíricas para trabajar con los bienes consumidos sólo por adultos.

Las escalas de Barten tienen ventajas desde el punto de vista teórico pero su obtención es más compleja, requieren la estimación de sistemas de demanda completos, no lineales en el gasto o con suficiente variabilidad de precios. Las que se obtienen de comparar los gastos de subsistencia para distintos tipos de familias, estimados por sistema de demanda como ELES o QES, son sólo aplicables al caso de familias de bajos ingresos.

Las escalas IB resuelven el problema de identificación introduciendo el supuesto que las escalas son constantes e independientes del nivel de utilidad de referencia, pero el desplazamiento paralelo de las curvas de Engel, idénticas en su forma, que se deriva de él no es mayormente avalado por la evidencia empírica.

Las que se derivan de modelar una distribución intra-hogar, introduciendo una función de negociación colectiva, tienen la ventaja teórica de basarse en el concepto de utilidad del individuo pero no son fácilmente extensibles al caso de familias con niños.

Todas las alternativas implican una ventaja en alguna de las características deseables para una escala de equivalencias, pero a expensas de sacrificar alguna de las otras, para las cuales otro de los modelos resulta más apropiado. Debido a ello, la elección del modelo se fundamenta teniendo en cuenta los objetivos de la investigación y las restricciones que los datos disponibles imponen a toda aplicación empírica.

Una última consideración importante se relaciona con el tipo de comparaciones de bienestar que pueden efectuarse utilizando las escalas de equivalencia obtenidas en el marco de la mayoría de estos modelos. Debido a que el concepto de bienestar abarca aspectos subjetivos y, por lo tanto, no observables a través de las preferencias de consumo reveladas por los hogares, lo que se calcula a partir de estas observaciones son escalas "condicionales". Es decir, las que se estiman considerando que la composición de los hogares es exógena y no incorporan los beneficios que los hogares podrían derivar de ella. En este contexto, el significado de "igual bienestar" es asimilable a "igual nivel de vida". Estas escalas también suponen (a excepción del modelo de negociación colectiva) una agregación simple del bienestar de sus miembros (todos tendrían la misma utilidad), para obtener el concepto de bienestar del hogar.

## Referencias

- Banks, J., Blundell, R. y Lewbel, A. (1997) "Quadratic Engel curves and consumer demand". *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 79 N° 4, pp. 527-539.
- Barnes, R. y Gillingham, R. (1984) "Demographic effects in demand analysis: Estimation of the quadratic expenditure system using microdata". *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 66 N° 4, pp. 591-601.
- Barten, A. (1964) "Family Composition Prices and Expenditure Patterns". *Econometric Analysis for National Economic Planning: 16<sup>th</sup> Symposium of the Colston Society*. Hart, Mills y Whitaker, eds.
- Behrman, J. (1992) "Intra-household allocation of nutrients and gender effects: A survey of structural and reduced-form estimates". In: S.R. Osmani (Ed) *Nutrition and Poverty*, Chapter 10. Oxford: Clarendon Press.
- 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, pp. 89-24.
- Blackorby, C. y Donaldson, D. (1993) "Adult-Equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being". *Social Choice and Welfare* Vol. 10, N° 4, pp. 335-61.
- Blundell, R., Duncan, A. y Pendakur, K. (1998) "Semiparametric Estimation and Consumer Demand". *Journal of Applied Econometrics*, N° 50, pp. 49-68.
- Blundell, R. y Lewbel, A. (1991) "The Information Content of Equivalence Scales". *Journal of Econometrics*, N° 50, pp. 49-68.
- Bradbury, B. (1989) "Family Size Equivalence Scales and Survey Evaluations of Income and Well-Being". *Journal of Social Policy*, Vol. 18, N° 3, pp. 383-408.
- Bradbury, B. (2003) "The Welfare Interpretation of Consumer Equivalence Scales". *International Journal of Social Economics*, Vol. 30, N° 7, pp. 770-787.
- Browning, M. (1989) "The Effects of Children on Demand Behaviour and Household Welfare". Unpublished mimeo, McMaster University..
- Browning, M., Chiappori, P. y Lewbel, A. (2006) "Estimating Consumption Economies of Scale, Adult Equivalence Scale and Household Bargaining Power". Department of Economics, Boston College.
- Buchmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G. y Smeeding, T. (1988) "Equivalence Scales, Well-being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database". *The Review of Income and Wealth*, Vol. 34, N° 2, pp. 115-142.

Charlier, E. (2002) "Equivalence scales in an intertemporal setting with an application to the former west Germany". *Review of Income and Wealth*, Vol. 48, Nº 1, pp. 99-126.

Citro, C. y Michaels, R. (1995) *Measuring Poverty: A new Approach*. National Academy Press.

Coulter, F., Cowell, F. y Jenkins, S. (1992) "Equivalence Scales Relativities and the Extent of Inequality and Poverty". *The Economic Journal*, Vol. 102, Nº 414, pp. 1067-1082.

Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980) *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press. 2<sup>nd</sup> edition.

Deaton, A. y Muellbauer, J. (1986) "On Measuring Child Costs: With Applications to Poor Countries". *Journal of Political Economy*, Vol. 94, Nº 4, pp. 720-744.

Deaton, A., Ruiz Castillo, J. y Thomas, D. (1989) "The influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns: Theory and Spanish Evidence". *Journal of Political Economy*. Vol. 97 Nº 1, pp. 179-203.

Deaton, A. (1997) *The analysis of Household Surveys*. John Hopkins University Press.

Dickens, R., Fry, V. y Pashardes, P. (1993) "Nonlinearities, Aggregation and Equivalence Scales". *Economic Journal*, 103, pp. 359-368.

Donaldson, D. y Pendakur, K. (2004) "Equivalent expenditure functions and expenditure-dependent equivalence scales" *Journal of Public Economics*. Vol. 88, Nº 1-2, pp. 175-208.

Duflo, E. (2000). "Grandmothers and granddaughters: Old age pension and intra-household allocation in South Africa". NBER. Working Paper 8061.

Engel, E., 1895. "Die Lebenshaltungskosten belgischer Arbeitnehmerfamilien früher und jetzt." *International Statistical Institute Bulletin*, 44, pp. 1-74. In Deaton (1997) y Deaton y Muellbauer (1986)

Gorman, W. M. (1976) "Tricks with Utility Functions". In: M. Artis y A. Nobay (eds.), *Essays in Economic Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.

Gronau, R. (1991) "The intrafamily allocation of goods – how to separate the adult from the child". *Journal of Labour Economics*. Vol. 9 Nº 3, pp.207—235.

Härdle y Marron (1990) "Semiparametric Comparison of Regression curves". *Annals of Statistics*, 21, pp. 1926-47.

Hagenaars, A. J. M., De Vos, K. y Zaidi, M. A. (1994) "Patterns of Poverty in Europe". Artículo presentado en la 23ra Conferencia General del IARIW, St. Andrews, Canadá.

Howe, H., Pollak, R. y Wales, T. (1979) "Theory and time series estimation of the quadratic expenditure system". *Econometrica*. Vol. 47 Nº 5, pp. 1231-1247.

Jorgenson, D. y Slesnick, D. (1987) "Aggregate Consumer Behaviour and Household Equivalence Scales". *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, pp. 219-232.

- Kapteyn, A. y Van Praag, B. (1976) "A New Approach to the Construction of Family Equivalence Scales". *European Economic Review*, Vol. 7, pp. 313-335.
- Kohn, K. y Missong, M. (2002) "Household Budget Data and Welfare Comparisons – A Reconciliation". In: Klein, I. y S. Mittnik (Eds.), *Contributions to Modern Econometrics – From data Analysis to Economic Policy*, pp. 135-150, Kluwer, Boston.
- Lanjouw, P. y Ravallion, M. (1995) "Poverty and Household Size" *The Economic Journal*. Vol. 105, pp. 1415-1434.
- Lanjouw, P., Milanovic, B. y Paternostro, S. (1998) "Economies of Scale and Poverty: The Impact of Relative Price Shifts During Economic Transition". Mimeo.
- Leser, C. (1963) "Forms of Engel functions". *Econometrica*, Vol. 31, pp.694-703
- Lewbel, A. (1985) "A Unified Approach to Incorporating Demographic or Other Effects into Demand Systems". *Review of Economics Studies*, N° 52, pp. 1-18.
- Lewbel, A. (1989) "Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons". *Journal of Public Economics*, N° 39, pp. 377-391.
- Lewbel, A. (1997) "Consumer demand systems and household equivalence scales". In: M. H.Pesaran and P. Schmidt (Eds.), *Handbook of Applied Econometrics, Volume II: Microeconomics*, chap. 4, pp. 167–201. Blackwell Publishers Ltd., Oxford.
- Lind, Jo T. (2001) "The Pangloss critique of equivalence scales". Discussion Papers N° 296. Statistics Norway, Research Department.
- Liu, J. y Hsu, C. (2004) "Economies of Scales, Gender Discrimination and Cost of Children". *Applied Economics Letters*, Taylor and Francis Journals, Vol. 11, N° 6, pp. 377-382.
- Lundberg, S., Pollak, R y Wales, T. (1997) "Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the United Kingdom child benefit." *Journal of Human Resources*, N°32, pp. 463-80.
- Lluch, C. (1973) "The extended linear expenditure system". *European Economic Review*, Vol. 4, pp.21-32
- Mancero, X. (2001) "Escalas de equivalencia: reseña de conceptos y métodos". *CEPAL*, División de Estadística y Proyecciones Económicas, Serie: Estudios Estadísticos y Prospectivos, N° 8.
- Merz, J. y Faik, J. (1995) "Equivalence scales based on revealed preference consumption expenditures". *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 214, N° 4, pp. 425-447.
- Muellbauer, J. (1974) "Household composition, Engel curves and welfare comparisons between households: A duality approach". *European Economic Review*. Vol. 5, pp. 103-122.
- Muellbauer, J. (1977) "Testing the Barten model of household composition effects and the cost of children". *The Economic Journal*. Vol. 87, pp. 460-487.

- Nelson, J. (1991) "Independent of a Base Equivalence Scale Estimation". Unpublished mimeo, California University, Davis.
- Nelson, J. (1993) "Household Equivalence Scales: Theory versus Policy?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, N° 3, pp. 471-493.
- Nicholson, J. (1976) "Appraisal of Different Methods of Estimating Equivalence Scales and their Results". *The Review of Income and Wealth*, Vol. 22, N° 1, pp. 1-11.
- Nicol, C. (1991) "The Effect of Expenditure Aggregation on Hypothesis Test in Consumer Demand Systems". *International Economic Review*, 32, pp. 405-416.
- Pashardes, P. (1995) "Equivalence Scales in a Rank-3 Demand System". *Journal of Public Economics*, 58, pp. 143-158.
- Pendakur, K. (1994) "A Household Equivalence Scale for Canada". Unpublished mimeo, Simon Fraser University.
- Pendakur, K. (1999) "Semiparametric Estimates and Tests of Base-Independent Equivalence Scales". *Journal of Econometrics*, Vol. 88, N° 1, pp. 1 – 40.
- Pinkse, C. y Robinson, P. (1995) "Pooling Nonparametric Estimates of Regression Functions with Similar Shape". *Advances in Econometrics and Quantitative Economics*. Oxford, pp. 172-197.
- Phipps, S. (1990) "Price Sensitive Equivalence Scale for Canada". Unpublished, Dalhousie University.
- Pollak, R. and Wales, T. (1978) "Estimation of complete demand systems from household budget data: The linear and quadratic expenditure systems". *American Economic Review*, Vol. 68(3), pp.348–359.
- Pollak, R y Wales, T. (1979) "Welfare Comparisons and Equivalence Scales". *American Economic Review*, Vol. 69, pp. 216-221.
- Pollak, R. y Wales, T. (1980) "Comparison of the quadratic expenditure system and translog demand systems with alternative specifications of demographic effects". *Econometrica*. Vol. 48, N° 3, pp. 595-612.
- Pollak, R y Wales, T. (1981) "Demographics Variables in Demand Analysis". *Econometrica*, Vol. 49, N° 6, pp. 1533-1551.
- Pollak, R y Wales, T. (1992) *Demand System Specification and Estimation*. Oxford New York.
- 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". In: Madge, C. (ed.) *War-time Pattern of Saving and Spending*. Cambridge, Cambridge University Press.

Samuelson, P. (1956) "Social Indifference Curves". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, N° 1, pp. 1-22.

Schulte, J. (2007) "Equivalence Scales: Identification and Estimation. A Cross-Sectional Analysis of German Data." Inaugural – Dissertation Berlin University. [http://www.diss.fu-berlin.de/diss/receive/FUDISS\\_thesis\\_000000003138](http://www.diss.fu-berlin.de/diss/receive/FUDISS_thesis_000000003138)

Sen, A. (1986) "The Concept of Well-being". In: 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". *Journal of Applied Econometrics*. Vol 21, N° 5, pp. 629-639.

Sydenstricker, E. y King, W. (1921) "The Measurement of the Relative Economic Status of Families". *Quarterly Publications of the American Statistical Association*, Vol. 17, pp. 842 – 857.

Teruel, G., Rubalcava, L. y Santana, A. (2005) "Escalas de equivalencia para México". Secretaría de Desarrollo Social, Serie: Documentos de Investigación, N° 23.

Tsakoglou, P. (1991) "Estimation and Comparison of Two Simple Models of Equivalence of Scales for the Cost of Children". *The Economic Journal*. Vol. 101, pp. 343-357.

Van Praag, B. M. S. (1968) *Individual Welfare Functions and Consumer Behaviour*. North Holland, Amsterdam.

Wolfson, M. y Evans, J. (1989) "Statistics Canada's Low Income Cutoffs: Methodological Concerns and Possibilities". Analytical Studies Branch, Ottawa: Statistics Canada.

Working, H. (1943) "Statistical laws of family expenditures". *Journal of the American Statistical Association*". Vol.38, pp. 43-56.

Yatchew, A., Sun, Y. y Deri, C. (2003) "Efficient Estimation of Semiparametric Equivalence Scales with Evidence from South Africa". *Journal of Economic and Business Statistics*, N° 21, pp. 247-257.

## Capítulo 2 –

---

### Estimación de escalas para Argentina

## INDICE

<b>1. Introducción .....</b>	<b>51</b>
<b>2. Antecedentes de estimación de escalas de equivalencia en la Argentina .....</b>	<b>54</b>
<b>3. La elección del modelo teórico y la metodología para estimar las escalas .....</b>	<b>55</b>
<b>3.1. Los modelos econométricos utilizados en la estimación .....</b>	<b>60</b>
<b>3.2. Los test de especificación entre modelos y de invarianza de la forma de las curvas ...</b>	<b>63</b>
<b>4. Descripción de los datos utilizados en las estimaciones .....</b>	<b>65</b>
<b>5. Estimación de las escalas de equivalencia para Argentina .....</b>	<b>70</b>
<b>6. La hipótesis de invarianza de la forma de las curvas de Engel .....</b>	<b>80</b>
<b>7. ¿Qué diferencia tienen estas escalas con las utilizadas actualmente en la .....</b> <b>determinación de las líneas oficiales de pobreza en el país? .....</b>	<b>85</b>
<b>8. Conclusiones.....</b>	<b>95</b>
<b>Referencias .....</b>	<b>98</b>



## **1. Introducción**

Según cifras oficiales (INDEC, octubre 2010) el valor de la canasta básica total mensual para un hogar compuesto únicamente por un miembro varón adulto en edad activa es \$398,55 y el monto correspondiente al hogar formado por una pareja, de distinto género e igual edad, es 1,74 veces ese valor. El número 1,74 indica la escala de equivalencia que le corresponde al hogar integrado por dos personas con las características mencionadas o, la cantidad de adultos equivalentes que lo conforman.

Actualmente las escalas de equivalencia que se emplean en Argentina en el cálculo de las canastas básicas de alimentos (CBA) y total (CBT), cuya valorización respectiva define las líneas de indigencia y de pobreza, son escalas determinadas por expertos en base a los requerimientos calóricos estimados para el hogar de acuerdo al número de sus miembros, sus edades y géneros. Las escalas son las mismas en ambas canastas, debido a que los componentes no alimentarios de la total se incluyen multiplicando la CBA por la inversa del coeficiente de Engel (la relación gasto en alimentos / gasto total). Este enfoque, si bien es tradicional, no considera la disminución proporcional del gasto en ciertos rubros a medida que aumenta el número de miembros en el hogar, ni tampoco contempla que no todos los miembros incurren en el mismo tipo de gastos.

La contribución de esta investigación se centra en el primero de los aspectos mencionados brindando algún soporte empírico para discutir la importancia de las economías de escala en el consumo de los hogares argentinos, al ajustar el número de adultos equivalentes, y en qué medida este concepto diferencia las escalas estimadas de las actualmente utilizadas. El objetivo de este capítulo es estimar las escalas de equivalencia que surgen del comportamiento de consumo de los hogares en la Argentina y compararlas con las actualmente utilizadas por el INDEC, evaluando las diferencias en términos de sus efectos sobre la distribución del ingreso y la pobreza en el país.

En las discusiones sobre el impacto de las políticas económicas aplicadas por los gobiernos en Argentina, frecuentemente se evalúa la cantidad de hogares que se encuentran por debajo de la línea de pobreza. A pesar de ello, muy poco se ha planteado acerca de alguno de los supuestos básicos con los cuales está construida. O más precisamente, la discusión planteada

se centra en lo suficiente o no del monto que valoriza la canasta básica de referencia y, muy poco, se cuestiona la forma en la cual se contemplan las características demográficas de un hogar para calcular la línea de ingresos que le corresponde en función de su composición.

Los aportes de la literatura económica brindan otras alternativas para su cálculo, aunque la tarea no es sencilla y tampoco existe consenso acerca de cuál de ellas debería ser utilizada. La estimación de escalas de equivalencia empleando observaciones de consumo de los hogares ha sido prácticamente inexplorada en el país. Las razones para explicar la escasez de contribuciones empíricas con datos de la Argentina, pueden deberse tanto a la falta de información relevante que permita su cálculo, como a la dificultad para fundamentar que este tipo de escalas son preferibles a las convencionales. Con respecto al primer punto, la información apropiada proviene de las encuestas de gastos y, en el país se han realizado dos de alcance nacional: la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH) de 1996/97 y la ENGH 2004/05. La última de ellas no está disponible, lo que reduce las alternativas a una única fuente posible. Con respecto al segundo punto, las dificultades consisten en poder resolver los problemas de identificación que se presentan al trabajar con las preferencias reveladas de consumo de los hogares o, al menos, justificar plausiblemente los supuestos introducidos en el análisis.

Los problemas de identificación podrían agruparse principalmente en torno a dos cuestiones: la naturaleza ordinal de la función de utilidad, y los alcances y limitaciones de la definición de bienestar o utilidad de un hogar. La primera se relaciona con el hecho de que las observaciones de gastos de los hogares son consistentes con más de una función de utilidad, de la que podrían provenir, y es necesario explicitar algún criterio por medio del cual definir que los hogares obtienen un mismo nivel de utilidad. La segunda se relaciona con la dificultad para definir el concepto “utilidad del hogar”, cuando son los individuos que lo componen quienes perciben utilidad. Distintos hogares podrían revelar idénticos comportamientos de consumo, pero, sin embargo, al interior de cada uno de ellos los bienes podrían asignarse de manera diferente entre sus miembros y afectar los respectivos niveles de bienestar. También es cierto que la utilidad del hogar podría incluir aspectos subjetivos, tales como los derivados de una cierta composición familiar, tener hijos o no, vivir solo o en pareja, pero ese componente de la utilidad no podría verse reflejado en sus gastos de consumo. Entonces, los

únicos aspectos que se incluyen son los referidos al bienestar material de los individuos que componen el hogar.

Por otra parte, es imposible realizar cualquier investigación empírica sobre consumo y bienestar de los hogares sin emplear algún juicio normativo, por lo general implícito en los supuestos que se establecen. En palabras de Deaton (1997, pág. 251) “la lección del resultado de subidentificación no es que las escalas no puedan ser estimadas, sino que las escalas no soportadas por supuestos explicitados claramente no pueden ser tomadas seriamente en consideración”.

La motivación de esta investigación es que, no obstante las dificultades, las escalas estimadas en este capítulo indican resultados que presentan más de un interrogante. Si la magnitud de las economías a escala que estima el modelo son las “efectivas” que surgen del comportamiento de los hogares a medida que aumenta su tamaño, ¿sobrestimaban la pobreza las escalas constantes del INDEC en 1996-97? ¿Cómo se modifica la ubicación relativa de los hogares en la distribución del ingreso país?

Los resultados de trabajos aplicados a otros países indican diferencias significativas que vale la pena explorar. Por ejemplo, Wilke (2005) encuentra que las escalas implícitas en el sistema de beneficios sociales para Alemania son algo mayores que las obtenidas en base al comportamiento de consumo de los hogares. Kohn y Missong (2002) argumentan que las escalas determinadas en base a ponderaciones constantes por tipo de individuo -del estilo de las que se aplican en Argentina y las propuestas por la Organización para el Desarrollo y la Cooperación Económica (OECD)-, sobreestiman las compensaciones calculadas para hogares de muchos integrantes. Para estos autores, las economías de escala que surgen de su investigación empírica son importantes y la sobreestimación de las ayudas monetarias introduciría distorsiones, desincentivando la participación en el mercado laboral.

El presente trabajo está organizado de la siguiente forma: en la sección dos, se presenta una breve síntesis de los antecedentes de estimación de escalas en el país; en la sección tres, se resumen las principales características y los supuestos del modelo elegido y se detalla la metodología utilizada para estimar las escalas; en la cuatro, se resumen las estadísticas descriptivas de la base de datos, fuente de las estimaciones. Los resultados obtenidos y las pruebas sobre la comprobación empírica de los supuestos del modelo aplicado se reportan en

la sección cinco y seis. La séptima compara las escalas estimadas con las actualmente empleadas por el INDEC evaluando sus efectos sobre las medidas de pobreza y la distribución del ingreso. Finalmente, se presentan las conclusiones y algunas recomendaciones para futuras investigaciones.

## **2. Antecedentes de estimación de escalas de equivalencia en la Argentina**

Para el caso de la Argentina, no existen trabajos de investigación aplicados específicamente al cálculo de escalas de equivalencia. Los que se refieren al tema, no poseen como objetivo central la estimación de una escala distinta de la actualmente empleada por el INDEC.

Minujín y Scharf (1989) analizan los efectos que tienen las distintas formas de estimación del ingreso *per cápita* sobre el tamaño de la pobreza, utilizando datos de la Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares en el período julio-octubre de 1985.<sup>1</sup> En su opinión, es correcto emplear el concepto de adulto equivalente en la determinación de la línea de pobreza, porque las características sociodemográficas de un hogar inciden en la cantidad de dinero necesario para la satisfacción de las necesidades básicas. Determinan que existen grandes diferencias en la línea de pobreza, de acuerdo al concepto de ingreso que se emplee, pero trabajan calculando el ingreso equivalente por hogar tomando las escalas determinadas por el INDEC.

Beccaria (2001), propone un enfoque desagregado para considerar las escalas de equivalencia, pero el objetivo de su trabajo consiste en establecer un enfoque alternativo al comúnmente utilizado. No intenta estimar escalas en sí mismas, sino poner de relieve las fallas que posee el procedimiento actualmente empleado en la estimación de las escalas para los gastos no alimenticios. Plantea un enfoque con escalas diferentes de acuerdo al tipo de bien. Para el caso de alimentos, este autor considera correcto emplear el criterio nutricional actual y supone que no existen economías de escala en el consumo de alimentos. Este enfoque alternativo propone calcular el valor de la línea de pobreza, correspondiente a un hogar dado, a partir de las relaciones efectivamente observadas entre el gasto en alimentos y otro tipo de

---

<sup>1</sup> Esta encuesta de gastos fue la primera realizada en Argentina como experiencia piloto con cobertura sólo para la ciudad de Buenos Aires.

gastos de la población de referencia. Se computan relaciones específicas para ciertos tipos de bienes, de acuerdo a si presentan economías de escala en el consumo o si están asociados con el número de miembros del hogar o un cierto grupo de miembros en el mismo. Si bien este trabajo presenta un enfoque interesante en relación con las escalas de equivalencia y la construcción de una línea de pobreza “ajustada”, no deja de ser un estudio teórico, dado que no presenta evidencia empírica que justifique el método propuesto ni los supuestos en los cuáles se basa.

Los trabajos sobre distribución del ingreso que ajustan “el ingreso equivalente por hogar” con algún tipo de escalas diferentes a las oficiales utilizadas por el INDEC, usualmente emplean como fuente algún estudio previo realizado a nivel internacional, para justificar la elección de uno u otro valor. Por ejemplo, la guía metodológica que detalla la construcción de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC) del Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS) -Universidad Nacional de La Plata- y el Banco Mundial (2010), computa el ingreso familiar equivalente de un individuo como el cociente entre el ingreso total familiar dividido por  $(A+\alpha_1K_1+\alpha_2K_2)^\theta$ , donde  $A$  es el número de adultos,  $K_1$  el número de niños menores a 5 años y  $K_2$  el número de niños entre 6 y 14 años. Como valores posibles para los parámetros, a partir de los cuales se calculan las escalas, presenta  $\alpha_1=0,5$ ,  $\alpha_2=0,75$  y  $\theta=0,90$  citando a Deaton y Zaidi (2002).

### **3. La elección del modelo teórico y la metodología para estimar las escalas**

Para obtener el tipo de escalas de equivalencia que se propone en este capítulo, la fuente de los datos necesarios son las encuestas de consumo a los hogares. Tal como se explicara en la introducción, en el país se dispone de una única encuesta de corte transversal con alcance nacional, la ENGH 1996-97. Esta encuesta fue realizada coincidiendo con un período de estabilidad de precios (durante la vigencia del Plan de Convertibilidad) y sin que existiera al mismo tiempo un relevamiento de precios en las distintas regiones del país. Esto limita las posibilidades de identificar escalas estimando sistemas de demanda, que es el enfoque que predomina en la literatura económica.

El modelo IB, en cambio, permite identificar las escalas asumiendo que las curvas de Engel correspondientes a hogares con diferente composición demográfica poseen la misma forma, pero se desplazan horizontalmente a medida que aumenta el número de integrantes en el hogar. Bajo estas condiciones, los distintos tipos de hogares alcanzan un mismo nivel de bienestar material si tienen un mismo nivel de gasto equivalente y enfrentan los mismos precios. Este enfoque presenta el atractivo de brindar escalas únicas, aplicables a hogares con características demográficas diversas, y es útil a los fines de obtener equivalencias entre hogares en el marco de programas de política económica.

A pesar de estas ventajas, los supuestos del modelo no han sido mayormente avalados por la evidencia empírica. La hipótesis de invarianza de la forma de las curvas de Engel se rechaza cuando se testea el conjunto de todos los tipos de hogares. Sin embargo, existen antecedentes que indican que dicha hipótesis puede verificarse en forma parcial, ya sea para cierto tipo de hogares o en el caso de las curvas de Engel para la participación del gasto en alimentos.

Este modelo presenta supuestos que si bien son restrictivos, son compatibles con la teoría de la maximización de la utilidad. El supuesto de independencia de las escalas de la utilidad base o de referencia restringe la forma en la cual se relacionan las preferencias de un hogar y otro de referencia, lo que permite identificar la función del gasto equivalente y las escalas asociadas, empleando únicamente datos de demanda.

Las preferencias del hogar de referencia ( $V^R$ ) y el gasto equivalente ( $\frac{x}{\Delta(p,z)}$ ) definen en conjunto la función de utilidad indirecta  $V$  (y cualquier transformación creciente de ella) de todos los hogares, con independencia de las características del hogar. La función de gasto equivalente es la que permite efectuar las comparaciones de utilidad entre distintos hogares porque, de acuerdo a (1), al mismo nivel de gasto equivalente y dados los mismos precios  $p$ , los hogares alcanzan el mismo nivel de bienestar  $u$ . Bajo esta forma, el gasto equivalente es proporcional al gasto de los hogares y las funciones de gasto equivalente tienen elasticidad de gasto igual a 1.

$$V(p, x, z) = V\left(p, \frac{x}{\Delta(p,z)}, z^R\right) = V^R\left(p, \frac{x}{\Delta(p,z)}\right) = u \quad (1)$$

La expresión (1) también puede reescribirse en términos logarítmicos, dado que es la forma más usual en las aplicaciones empíricas, como:

$$\ln V(\ln p, \ln x, z) = \ln V^R(\ln p, \ln x - \ln \Delta(p, z)) \quad (2)$$

La aplicación de la identidad de Roy a (2) implica las siguientes condiciones respecto de las participaciones en el presupuesto o gasto total de los  $i$  distintos bienes ( $w_i = p_i q_i / x$ ) para un hogar de características demográficas  $z$ :

$$w_i(\ln p, \ln x, z) = w_i(\ln p, \ln x - \ln \Delta(p, z), z^R) + \eta_i(p, z) \quad (3)$$

donde  $\eta_i(p, z) = \partial \ln \Delta(\cdot) / \partial \ln p_i$  es la elasticidad de la escala respecto al precio del bien  $i$ . Esto implica que las participaciones marshallianas en el gasto de un cierto hogar, son iguales a las del hogar de referencia, al mismo nivel de gasto equivalente, más la elasticidad de las escalas de equivalencia con respecto a los precios. Las curvas en el espacio  $w_i \sim \ln x$  para los distintos hogares tendrían la misma forma, aunque no una forma determinada, y sólo diferirían en términos de desplazamientos verticales (dados por la elasticidad de las escalas), y desplazamientos horizontales en la dirección  $\ln x$ , cuya magnitud mide el logaritmo de la escala de equivalencia.

Bajo los supuestos de este modelo, un hogar de características  $z$  y  $\Delta(\cdot)$  veces más ingreso que el correspondiente al hogar  $z^R$  de referencia, alcanzarían idéntico nivel de bienestar  $u$ .

De los enfoques econométricos empleados en la estimación de escalas IB, los semiparamétricos son los que mejor se adaptan a las características del modelo, en virtud, sobre todo, de la no restricción de la forma de las curvas  $w_i \sim \ln x$ , base de las estimaciones. Los modelos semiparamétricos mantienen la estructura en un modelo empírico que es útil para la interpretación de los resultados y permiten la estimación de parámetros y funciones simultáneamente, sin supuestos específicos respecto a las formas de las funciones desconocidas.

Modelos de este tipo son el parcialmente lineal extendido (EPLM) de Blundell *et al.* (1998) y el de Pendakur (1999), que estimaron no paramétricamente las funciones de demanda en la forma de participaciones en el gasto total pero adoptaron una especificación paramétrica para estimar las escalas. Los autores demuestran que, dado un único vector de precios, las escalas pueden identificarse a partir de la no linealidad de las funciones de demanda respecto del

logaritmo del gasto total.<sup>2</sup> Sin embargo, las aplicaciones empíricas que presentan Pendakur (1999) y Blundell *et al.* (1998) se limitan a comparar de a pares hogares con distintas características demográficas; por ejemplo, un único miembro adulto y una pareja, una pareja sin hijos y otra con uno o dos niños. Posteriormente, 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  $\beta_1$  indica las economías de escala y  $\beta_2$  la proporción que representa un niño respecto de un adulto.

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.

Para la aplicación empírica con los datos de la Argentina se sigue el enfoque de Yatchew *et al.* (2003), teniendo en cuenta fundamentalmente dos argumentos. El primero consiste en que la diversidad en la composición demográfica y en el tamaño de los hogares en el país es mayor que la que presentan otros países más desarrollados, lo que dificulta estimar las escalas comparando los hogares de a pares. El segundo es que 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

---

<sup>2</sup> Blackorby y Donaldson (1993) ya habían demostrado que si las funciones de demanda son lineales en el logaritmo del gasto, dado un único vector de precios, no es posible identificar por separado los parámetros que corresponden a las escalas y los correspondientes a su elasticidad.



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.<sup>3</sup>

En la Argentina, de forma similar a lo reportado por los autores mencionados que realizan su aplicación empírica con datos de Sudáfrica, los tipos de hogares compuestos por un solo miembro, una pareja sin hijos y parejas con uno, dos o tres niños apenas superan el 40% del total de los hogares. Las familias en algunas de las regiones del país tienen más niños y también es frecuente que existan familias extendidas compartiendo un mismo hogar.<sup>4</sup>

En refuerzo del segundo argumento, se calcularon (aunque no se presentan en esta tesis) 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.

Una consideración que debe tenerse en cuenta en las estimaciones y que recientemente ha sido incorporada en la literatura de escalas de equivalencia, es la que surge de la endogeneidad del gasto total en la estimación de las curvas de Engel. Si bien la mayoría de los trabajos empíricos mencionados con enfoques similares al empleado en esta investigación –a excepción de Blundell *et al.* (1998)- consideran al gasto total como exógeno, Blundell *et al.* (2008) encuentran escalas más altas al estimar el modelo EPLM instrumentando la variable gasto total.<sup>5</sup> Sin embargo, en las estimaciones obtenidas para el caso de la Argentina, no fue

---

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> Las investigaciones empíricas de Pendakur (1999) y Stengos *et al.* (2006) se realizan con datos de Canadá (donde el 75% de la población se concentra en seis tipos de hogares) y la de Wilke (2005) emplea datos de Alemania y clasifica los hogares en siete categorías.

<sup>5</sup> De acuerdo a estos últimos autores, existen tanto razones teóricas como empíricas por las cuales suponer que el gasto total es endógeno. Las teóricas parten de considerar que la decisión de cuánto gastar en una mercancía no es independiente de la decisión más general entre gasto total y ahorro de las familias. Bajo este criterio, las participaciones en el presupuesto de los alimentos son vistas como una segunda etapa de decisión, en un proceso donde las familias deciden, en primera instancia, el gasto total y su nivel de ahorro. De este modo las participaciones serían condicionales a la decisión previa de cuanto consumir en total. Las razones empíricas para efectuar las correcciones se basan en la existencia de errores de medición (Hausman *et al.* (1991) y Newey (2001)).

posible encontrar un buen instrumento para el gasto total sin renunciar a un número significativo de hogares. Por otra parte, el problema de endogeneidad afecta la forma de las curvas de Engel, a partir de la cual es posible identificar las escalas y los autores demuestran, empleando sólo datos de una pareja sin hijos y otro con uno, que la mejor especificación de las curvas de Engel permite una escala más plausible para la incorporación de un hijo al hogar. Intuitivamente, este problema de subestimación de las escalas considerando al gasto total exógeno sería de mayor magnitud al utilizar el modelo EPML y las comparaciones de a pares entre tipos de familias (permitiendo, por ejemplo, que las escalas se comporten de manera monótonamente creciente a medida que aumenta el número de hijos o indicando magnitudes mayores para los desplazamientos horizontales de las curvas). Al utilizar en las estimaciones el IPML de Yatchew *et al.* (2003) y el índice lineal que permite escalas crecientes de acuerdo al número de adultos y niños, la conjetura es que la magnitud del problema se atenúa y las escalas obtenidas permiten valores plausibles en todos los casos.

### 3.1. Los modelos econométricos utilizados en la estimación

La ecuación (3) en el modelo de Yatchew *et al.* (2003) corresponde a la siguiente expresión:

$$w = g(\ln x - \beta_1 * \ln(A + \beta_2 K)) + Z\eta \quad (4)$$

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 menores de 18 años.  $Z$  es una matriz de variables dummies cuyos elementos  $z_{jd}$  toman valor 1 cuando el hogar posee  $j$  miembros adultos y  $d$  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  $\beta_1$  refleja las economías de escala en el hogar y  $\beta_2$  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 menores son equivalentes a un porcentaje (dado por)  $\beta_2$  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  $\eta$  miden la elasticidad de las escalas de equivalencia con respecto al precio de los alimentos. Los parámetros  $\beta$  son responsables de los desplazamientos horizontales de las curvas de Engel, mientras que  $\eta$  indica los desplazamientos verticales de las curvas de Engel.

En este trabajo, las escalas se estiman bajo tres modelos distintos. El primero (M1) corresponde a suponer que el último término de la ecuación (4) se anula. En este caso, las escalas obtenidas son escalas de Engel o iso-prop (de acuerdo a la clasificación de Lewbel (1997)) en la interpretación más estricta (las curvas de Engel sólo se desplazan horizontalmente debido a las diferencias en la composición de las familias). El segundo (M2) es del mismo tipo que el anterior pero incorpora una dimensión más en el índice que contiene los parámetros para estimar las escalas, al dividir los miembros menores en dos categorías, niños ( $K_1$ ) hasta 12 años y adolescentes ( $K_2$ ) mayores de 12 y menores de 18. En este caso la expresión que contiene al logaritmo de las escalas se transforma en  $\beta_1 * \ln(A + \beta_2 K_1 + \beta_3 K_2)$ . El tercero (M3) incorpora la estimación de la elasticidad de las escalas a los precios de los alimentos y corresponde a la ecuación (4) completa (que permite desplazamientos verticales y horizontales de las curvas de Engel).<sup>6</sup>

La estructura de M1 y M2 responde a un modelo de índice lineal (IM), cuya forma es:

$$w = g(X\beta) + \varepsilon \quad (5)$$

donde  $w$  es el vector columna que contiene las  $n$  variables dependientes,  $X$  es la matriz de  $n \times p$  datos -que en este caso corresponden al  $\ln x$ ,  $A$  y  $K$ , o alternativamente  $K_1$  y  $K_2$ - ,  $\beta$  es el vector de  $p$  parámetros,  $\varepsilon$  es el vector de  $n$  términos de error y  $g(X\beta)$  es un vector columna de dimensión  $n$ .<sup>7</sup> Para un  $\beta$  fijo, se puede estimar  $g$  utilizando un suavizado convencional para obtener  $\hat{g}_\beta$ . Y luego es posible obtener la varianza estimada de los residuos usando el

<sup>6</sup> Esta forma permite tener en cuenta que familias con muchos niños probablemente gasten relativamente más en alimentos que familias sin niños, aún en el caso que ambas posean el mismo nivel de utilidad. La razón se debe a que niños y adultos poseen diferentes necesidades (Yatchew, 2003 citando a Deaton, 1997).

<sup>7</sup> En rigor, el índice  $X\beta$  es estimado normalizando a 1 el coeficiente de la variable continua  $\ln x$ , y la expresión de las escalas es no lineal, con dos parámetros, los correspondientes a las economías de escala y la proporción de un niño respecto de un adulto (el coeficiente de  $A$  también debe ser 1).

promedio de la suma de los residuos al cuadrado. Una estrategia de estimación propuesta por Ichimura (1993) y Klein y Spady (1993) consiste en buscar, entre diferentes valores de  $\beta$ , aquel que minimice la varianza estimada de los residuos:

$$s^2 = \min_{\beta} \frac{1}{n} [w - \hat{g}_{\beta}(X\beta)]' [w - \hat{g}_{\beta}(X\beta)] \quad (6)$$

El estimador  $\hat{\beta}$  es el valor que satisface el mínimo en (6) y  $\hat{g}_{\beta}$  es el estimador de la función de regresión desconocida  $g$ .

Härdle, Hall e Ichimura (1993) desarrollaron una metodología para la selección óptima del parámetro de suavizado en la estimación de  $g$ . La grilla de búsqueda en (6) está incluida en un problema más amplio de optimización que incluye la elección del parámetro de suavizado en forma simultánea.<sup>8</sup>

La estructura de M3 responde al IPLM de Yatchew (2003) de la forma:

$$w = g(r(X, \beta)) + Z\eta + \varepsilon \quad (7)$$

$X$  es la matriz definida para la ecuación (6) pero correspondiente a la primera de las alternativas,  $Z$  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  $-\ln x - \beta_1(A + \beta_2K)$ ,  $\beta$  y  $\eta$  son los vectores de parámetros y  $\varepsilon|X, Z$  es i.i.d. con media 0 y varianza  $\sigma^2$ .

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

$$DP_{\beta}w \cong DP_{\beta}f(r(X, \beta_0)) + DP_{\beta}Z\eta_0 + DP_{\beta}\varepsilon \quad (8)$$

La estimación de  $\eta$  está dada por:

<sup>8</sup> Li y Racine (2007) resumen las condiciones de identificación de este modelo en las siguientes proposiciones: (i)  $X$  no debe contener un término constante (intercepto) y debe contener al menos una variable continua. (ii)  $g(\cdot)$  es diferenciable y no es una constante en el soporte de  $X\beta$ . (iii) Para las componentes discretas de  $X$ , la variación de los valores de las variables discretas no dividirá el soporte de  $X\beta$  en dos subconjuntos disjuntos.

$$\hat{\eta}_\beta = [(DP_\beta Z)'(DP_\beta Z)]^{-1} (DP_\beta Z)' DP_\beta w \quad (9)$$

Y el problema de optimización consiste en buscar, entre diferentes valores de  $\beta$ , los que minimicen la varianza estimada de los residuos ( $s^2$ ).

$$s^2 = \min_{\beta} \frac{1}{n} (DP_\beta w - DP_\beta Z \hat{\eta}_\beta)' (DP_\beta w - DP_\beta Z \hat{\eta}_\beta) \quad (10)$$

El cálculo de las escalas de equivalencia ( $\Delta$ ) para los  $z_{jd}$  tipos de hogares implica resolver la expresión (11) en M1 y M3 ó (12) en M2, donde  $\delta$  es el logaritmo de la escala tal como se estima en los modelos.

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

$$\Delta = \exp(\delta) = (A + \beta_2 K_1 + \beta_3 K_2)^{\beta_1} \quad (12)$$

### 3.2. Los test de especificación entre modelos y de la invarianza de la forma de las curvas

Para implementar un test de contraste entre especificaciones paramétricas y semiparamétricas de los modelos presentados 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:

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

Con  $H_0$  indicando que el modelo lineal o cuadrático 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  $H_0$ .

Para comparar entre los modelos semiparamétricos presentados, los del tipo IM con el IPML, el problema es que IM es esencialmente un modelo no paramétrico que deja no especificada

la forma funcional y por lo tanto desconocida la distribución de sus residuos. Sin embargo podría asimilarse el mismo test presentado en (13) aplicando diferencias óptimas luego de ordenar de forma creciente por el logaritmo del gasto ajustado por las escalas, los valores  $(w, \ln x - \beta_1 \ln(\cdot))$  para obtener  $s_{diff}^2$ . En este caso con  $H_0$  indicando que el modelo IPML es correcto y  $s_{res}^2$  obtenido de (10).

Para seleccionar el número de diferencias óptimas  $m$  para el estimador no restringido de la varianza de los residuos, el objetivo es suavizar muy poco la alternativa respecto de la hipótesis nula ( $m \leq 10$ ), lo que asegura que el test (13) admite una distribución normal estándar bajo la hipótesis nula (Yatchew *et al.*, 2003).

El test que se emplea para comprobar la hipótesis de invarianza de la forma de las curvas de Engel correspondientes a los distintos tipos de hogares tiene esencialmente la misma expresión que (13). El estadístico es asimilable a uno de bondad del ajuste y es:

$$V = \sqrt{mn} \frac{(s_{res}^2 - s_{unres}^2)}{s_{unres}^2} \xrightarrow{D} N(0,1) \quad (14)$$

La hipótesis  $H_0$  es que la forma de las curvas de Engel es la misma considerando por separado los  $q + 1$  tipo de hogares. Se estima por diferencias la varianza de los residuos  $s_{diff}^2$  para cada  $q_j$  tipo de hogar, luego de ordenar de forma creciente por  $\ln x$ , los valores  $(w, \ln x)$ . Posteriormente  $s_{unres}^2$  se construye como una combinación ponderada de los  $s_{diff_j}^2$  por la proporción que representa cada tipo de hogar ( $n_j$ ) en el total de los hogares ( $n$ ). El estimador  $s_{res}^2$  corresponde a la varianza de los residuos de los modelos que incluyen todos los hogares y se obtiene directamente de (10) con M3 y aplicando diferencias óptimas a las estimaciones de M1 y M2 para todos los hogares en conjunto. Altos valores del estadístico conducen al rechazo de  $H_0$ .

Otra de las formas en que es posible testear la hipótesis de invarianza de la forma de las curvas de Engel es utilizando los coeficientes de correlación (Stengos *et al.*, 2006) para investigar si las curvas para los distintos tipos de familias, estimadas no paramétricamente, tienen la misma curvatura.

Finalmente, y de manera más intuitiva, si las curvas de Engel tuvieran la misma forma, luego de ajustar el logaritmo del gasto por las escalas que corresponden a cada tipo de familia, las curvas estimadas deberían coincidir exactamente.

#### **4. Descripción de los datos utilizados en las estimaciones**

Los datos utilizados para este trabajo de investigación se obtuvieron de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH) 1996-97 realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de la República Argentina. La ENGH es una encuesta de gastos de los hogares con cobertura nacional, que incluye una muestra representativa del 96% de la población urbana del país y cuenta con 27.260 hogares distribuidos en distintas regiones.

Se eliminaron 368 observaciones correspondientes a hogares con gasto total mensual nulo y con valores negativos en alguno de los capítulos de gastos. Esto último es posible en la medida que el hogar declara un ingreso por la venta de bienes incluidos en alguno de los capítulos. Finalmente, las características descriptivas que se presentan corresponden a 26892 hogares.

Para analizar su composición, y tratando de identificar grupos con mayor grado de homogeneidad en cuanto a posibles características de consumo, se los clasifica de acuerdo a las categorías siguientes:

- Adulto sin hijos: corresponde a hogares conformados por un solo miembro, varón o mujer, entre 18 y 65 años.
- Pareja sin hijos: corresponde a hogares conformados por dos miembros, uno de ellos varón y el otro mujer, ambos con una edad que varía entre 18 y 65 años.
- Pareja con 1 hijo: Pareja + 1 hijo (sin distinción de género) con edad que varía entre 0 y 17 años.
- Pareja con 2 hijos
- Pareja con 3 hijos
- Pareja con 4 hijos
- Otro tipo de hogar: Todos los que no forman parte de las categorías anteriores.

La distribución en función de estas categorías puede observarse en la Tabla Nº 1. Para el promedio del país, el 7% de los hogares está compuesto por un miembro adulto en edad activa, el 7,6% está compuesto por una pareja no mayor de 65 años sin hijos y el 28,3% por

una pareja no mayor de 65 años con hasta cuatro hijos -de estas últimas el 27% tiene un sólo hijo, el 36% tiene dos hijos, el 25% tiene tres y el 12% restante tiene cuatro-.

El 57% restante de los hogares tiene algún otro tipo de composición, un adulto con hijos o más de dos adultos con o sin niños, personas mayores de 65 años solas o en pareja. Estas diferencias entre los hogares refuerzan el argumento sobre la mayor eficiencia de estimar escalas de equivalencias en un único modelo, si las decisiones de política económica requieren para su evaluación comparaciones del nivel de vida aplicables a la totalidad de los hogares del país.

**Tabla Nº 1 – Clasificación de los hogares de acuerdo a su composición (en cantidad y porcentaje)**

Total	Tipo de hogar						
	Adulto sin hijos	Pareja sin hijos	Pareja con 1 hijo	Pareja con 2 hijos	Pareja con 3 hijos	Pareja con 4 hijos	Otro tipo de hogar
26892	1905	2049	2074	2753	1923	882	15306
100,00%	7,08%	7,62%	7,71%	10,24%	7,15%	3,28%	56,92%

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

La clasificación de los hogares de acuerdo al número de adultos y niños que lo conforman, tal como se incluyen en el modelo M1 y M3, se presenta en la Tabla Nº 2. Se consideran miembros adultos a todas las personas sin distinción de género cuya edad es mayor o igual a 18 años, mientras que en la categoría niños se incluyen varones y mujeres menores de 18 años. La elección de la edad de corte es arbitraria, y podrían establecerse más categorías, en M2 se incluye una tercera, dividiendo a los menores de 18 años en dos, niños hasta 12 años y adolescentes, entre 13 y 17 años. Sin embargo, cuántas más categorías se establezcan, mayor será la cantidad de dimensiones bajo análisis y, por lo tanto, menores las ganancias de eficiencia que el modelo conjunto presenta frente a otros del tipo EPLM.<sup>9</sup>

<sup>9</sup> El modelo IM obtiene los parámetros que intervienen en el cálculo de las escalas estimando no paramétricamente para todos los posibles valores de una grilla, que crece exponencialmente con el número de dimensiones. Esto aumenta el riesgo de obtener escalas inconsistentes y, en ese caso se caería en el mismo problema que tiene el EPLM al estimar por separado para distintos tipos de hogares. Un problema similar se presenta en el IPLM, pero en este caso agravado por la cantidad de variables



De la Tabla Nº 2 se desprende que el 50% de los hogares está compuesto por dos adultos con o sin niños y el 41% son hogares integrados solo por miembros adultos. La categoría modal es dos adultos sin niños (16,7%). En orden de importancia, hogares unipersonales (11,8%), dos adultos y dos niños (10,9%), dos adultos y un niño (8,9%), dos adultos y tres niños (7,4%) y tres adultos (7,3%). Sólo en el 4,8% de los hogares hay más de cuatro menores de 18 años.

**Tabla Nº 2 - Composición de los hogares de acuerdo al número de miembros adultos y de niños (en cantidad y porcentaje)**

Adultos	Niños								Total
	0	1	2	3	4	5	6	Más de 6	
1	3172 11,80%	445 1,65%	359 1,33%	159 0,59%	86 0,32%	36 0,13%	15 0,06%	10 0,04%	4282 15,92%
2	4501 16,74%	2395 8,91%	2942 10,94%	2000 7,44%	925 3,44%	396 1,47%	200 0,74%	136 0,51%	13495 50,18%
3	1973 7,34%	1241 4,61%	901 3,35%	507 1,89%	250 0,93%	113 0,42%	44 0,16%	62 0,23%	5091 18,93%
4	925 3,44%	707 2,63%	481 1,79%	265 0,99%	136 0,51%	65 0,24%	42 0,16%	35 0,13%	2656 9,88%
5	313 1,16%	222 0,83%	168 0,62%	116 0,43%	68 0,25%	27 0,10%	19 0,07%	17 0,06%	950 3,53%
6	61 0,23%	70 0,26%	53 0,20%	39 0,15%	19 0,07%	23 0,09%	7 0,03%	10 0,04%	282 1,05%
Más de 6	20 0,07%	29 0,11%	19 0,07%	19 0,07%	20 0,07%	11 0,04%	5 0,02%	13 0,05%	136 0,51%
Total	10965 40,77%	5109 19,00%	4923 18,31%	3105 11,55%	1504 5,59%	671 2,50%	332 1,23%	283 1,05%	26892 100%

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

Para los hogares clasificados hasta un número máximo de seis adultos y seis niños, la Tabla Nº 3 presenta las variables de interés, el gasto total promedio y la proporción del gasto en

dummies que deberían ser consideradas para estimar las elasticidades precios de las escalas, a menos que sea posible identificar grupos de hogares que se comporten de idéntica forma frente al precio de los alimentos. En refuerzo de este argumento, se incluyó una cuarta categoría dividiendo a los adultos para contemplar por separado los mayores de 65 años, en estimaciones paramétricas y los resultados no fueron satisfactorios. Iguales consideraciones son las que hicieron que no se priorizara la dimensión de género para distinguir entre los hogares.

alimentos promedio. Se ha adicionado la proporción de hogares pertenecientes a los dos primeros quintiles de la distribución de ingresos del país, a los efectos de explorar la relación entre tamaño del hogar y pobreza relativa. Los datos están en pesos corrientes del período de la ENGH (abril 1996 a marzo 1997).<sup>10</sup>

Una observación importante es que el gasto total promedio sólo se incrementa con cada niño adicional hasta un máximo de dos, en los hogares conformados por tres o menos adultos. En esos mismos hogares, a partir del tercer niño el gasto total promedio por hogar disminuye. Mientras que, en los hogares de más de tres adultos, el gasto total promedio baja a medida que aumenta el número de niños. Para comprender este comportamiento del promedio que varía en dirección contraria a lo que indica la noción de escalas -más integrantes, mayor gasto- se observa el aumento en la proporción de hogares de este tipo dentro de los primeros dos quintiles de la distribución de ingresos totales del país. Aunque mayor número de integrantes implica un gasto total superior para el hogar es también cierto que los hogares relativamente más pobres se caracterizan por tener en promedio mayor cantidad de niños.

Observando con mayor detalle, en hogares de hasta tres miembros adultos, el menor porcentaje de hogares pobres coincide con dos niños. (Por ejemplo, existen relativamente más parejas pobres con un solo niño que con dos o tres, pero aumenta sistemáticamente la cantidad de pobres a medida que conviven con cuatro, cinco o más niños). En hogares conformados con más de tres miembros adultos, existen proporcionalmente menos hogares pobres -debido a la cantidad potencial de personas en condiciones de trabajar y percibir ingresos- pero también se observa que más niños en el hogar, está asociado a mayor proporción de hogares pobres.

---

<sup>10</sup> Debido a la ausencia de inflación en el período fue posible trabajar con datos sin deflactar. Existen, sin embargo, variaciones de precios por regiones y estacionales especialmente en el caso de los alimentos, pero su consideración es imposible debido a la falta de información relevada sobre precios consistente con las regiones y períodos de realización de la encuesta.

**Tabla Nº 3 - Gastos totales promedio, proporción del gasto en alimentos promedio y porcentaje de hogares clasificados en los dos primeros quintiles país por tipo de hogar**

<i>Adultos</i>	<i>Niños</i>	<i>Gasto total promedio (pesos 1996-97)</i>	<i>Gasto en alimentos promedio</i>	<i>% de hogares en 1er y 2do quintil de la distribución de Y</i>
1	0	494,18	0,391	72,3%
	1	562,76	0,394	65,8%
	2	669,93	0,418	66,0%
	3	667,60	0,449	66,7%
	4	551,62	0,513	72,1%
	5	420,15	0,580	69,4%
	6	489,29	0,533	80,0%
2	0	688,73	0,399	47,9%
	1	857,23	0,391	40,6%
	2	967,14	0,394	35,9%
	3	959,64	0,417	37,5%
	4	824,77	0,473	48,2%
	5	705,74	0,518	56,6%
	6	637,15	0,531	62,5%
3	0	867,49	0,401	31,4%
	1	947,23	0,421	28,9%
	2	968,64	0,421	28,6%
	3	848,97	0,453	32,3%
	4	772,86	0,485	40,8%
	5	698,80	0,525	38,1%
	6	564,92	0,569	47,7%
4	0	1071,91	0,398	18,1%
	1	1030,12	0,413	19,1%
	2	953,45	0,437	22,7%
	3	959,22	0,467	25,3%
	4	857,70	0,481	27,2%
	5	740,89	0,583	40,0%
	6	665,79	0,533	38,1%
5	0	1235,62	0,401	12,8%
	1	1039,67	0,439	18,5%
	2	1027,95	0,468	19,0%
	3	983,17	0,477	23,3%
	4	771,09	0,519	22,1%
	5	668,50	0,551	33,3%
	6	762,97	0,528	31,6%
6	0	1388,85	0,350	8,2%
	1	1142,00	0,407	7,1%
	2	1036,62	0,439	5,7%
	3	996,31	0,461	5,1%
	4	1032,73	0,553	15,8%
	5	777,70	0,534	30,4%
	6	1214,97	0,626	14,3%
<i>Total</i>		818,25	0,417	42%

Es importante destacar, además, que el porcentaje de hogares pobres conformados por sólo un adulto es mucho mayor que el porcentaje de hogares pobres conformados por mayor cantidad de ellos. Esto se debe a que adultos adicionales implican más recursos disponibles en el hogar y, por lo tanto, mayor capacidad de gasto. Analizado el gasto total promedio de hogares con dos o más adultos, se verifica que el mismo es mayor que el gasto total promedio de hogares con un sólo adulto. Asimismo, se puede observar que para hogares conformados por un adulto (y con cualquier cantidad de niños) el gasto total promedio es mucho menor que el gasto promedio a nivel nacional (\$400 - \$670 frente a \$818). Por lo tanto, la presencia de adultos adicionales al primero incrementa el gasto total del hogar y disminuye la proporción de hogares pobres, dado que son perceptores de ingreso adicionales.

Por último, en la cuarta columna de la Tabla Nº 3 se incluye la proporción de gasto en alimentos promedio por tipo de hogar. Se observa que para hogares conformados por cualquier cantidad de adultos, la incorporación de niños incrementa la proporción gastada en alimentos. Esta observación es completamente razonable, dado que las necesidades de los niños se encuentran sesgadas hacia rubros como “alimentación”. Asimismo, el porcentaje de gastos en alimentos aumenta en los hogares de mayor tamaño.

## **5. Estimación de las escalas de equivalencia para Argentina**

Los resultados de las estimaciones de los modelos propuestos se presentan en la Tabla Nº 4 para un total de hogares igual a 25.491. Se desestimaron los correspondientes al 2,5% superior e inferior de la distribución de gastos totales. Adicionalmente, se restringieron las comparaciones entre tipos de familias a no más de seis miembros adultos y seis menores en el modelo M3, lo que indica en este caso un total de 25.102 hogares.

Los estimadores del modelo M1, indican valores iguales a 0,7 para la proporción que representa un niño respecto de un adulto y 0,72 para la magnitud de las economías de escala. Son similares a los recomendados por Citro y Michael (1995) para la aplicación de escalas en su propuesta para recalcular la línea de pobreza de Estados Unidos y cercanos a los obtenidos por

Yatchew (2003) a partir de un modelo del mismo tipo –en este último caso,  $\hat{\beta}_1$  es igual a 0,6 y  $\hat{\beta}_2$  a 0,8-.<sup>11</sup>

En el modelo M2, se mantiene el mismo valor para el estimador de economías a escala, pero el efecto de dividir a los menores de 18 años en dos grupos, implica que la proporción estimada que representa un menor de 13 años respecto de un adulto es 0,62 y la correspondiente a un adolescente es 0,92. Esto pone en evidencia la importancia de cómo definir los rangos de edades (y posiblemente la dimensión de género no explorada en este trabajo). Desde el punto de vista de los gastos efectivos en el hogar, un adolescente se acerca mucho más a los de un adulto y mientras más pequeño sea el niño menor es su incidencia. La evidencia empírica sugiere lo que normativamente se establece empleando los requerimientos calóricos para establecer las escalas.

En el modelo M2, aún cuando se divide a los menores por rangos de edades, se emplea la misma definición de adultos que en M1, lo que permite obtener el mismo estimador para las economías de escala. Sin embargo esto no es evidencia de que exista una relación directa entre el número de adultos y la magnitud de las economías de escala. Estas son estimadas en forma conjunta con el número de adultos equivalentes que surge del índice lineal.

Los estimadores del modelo M3, que incorpora las elasticidades de las escalas al precio de los alimentos, poseen errores estándares más altos.<sup>12</sup> Las escalas que proporciona este modelo son menores, especialmente por el efecto de un valor de  $\beta_2$  sustancialmente menor, debido a que parte del efecto es captado por las variables aditivas. En general los valores obtenidos para las elasticidades son muy pequeños y con desvíos de gran magnitud. La mayor sensibilidad positiva (por sobre 0,10) se corresponde con hogares muy numerosos y con 4 o más niños, lo que intuitivamente es fácil de interpretar, pensando en que se trata de hogares con una mayor participación de los alimentos en su presupuesto. Un aumento del precio de

---

<sup>11</sup> Las escalas obtenidas por el autor con estos parámetros resultan muy similares a las estimadas por M1, sobre todo a medida que aumenta el número de niños en el hogar. En este caso se compensan mayores economías de escala por tamaño con mayor ponderación para los niños respecto de los adultos.

<sup>12</sup> La eficiencia de las escalas es mucho menor que en el modelo M1 ó M2 debido a que en este caso se estiman además de los parámetros  $\beta$ , los  $\eta$ . A pesar de ello, Yatchew *et al.* (2003) comprueban que las escalas que brinda este modelo son más eficientes que las que se obtienen empleando EPLM.

éstos, haría que la escala para estos hogares, suponiendo que mantienen el mismo gasto total, debiera ser mayor respecto de la del hogar de referencia, cuya elasticidad precio de la escala es cero.

**Tabla Nº 4- Resultado de las estimaciones de los modelos propuestos**

Modelos	M1 Escalas de Engel		M2 Escalas de Engel		M3 Escalas IPLM				
	Estim	se	Estim	Se	Estim	Se		Estim	Se
$\hat{\beta}_1$	0.72	0.0194	0.72	0.0022	0.64	0.1460			
$\hat{\beta}_2$	0.70	0.0451	0.62	0.0051	0.46	0.2143			
$\hat{\beta}_3$	-	-	0.92	0.0096	-	-			
$\hat{\eta}_{20}$					-0.00422	0,01169	$\hat{\eta}_{53}$	0.02020	0,03277
$\hat{\eta}_{30}$					-0.00313	0,01818	$\hat{\eta}_{63}$	0.01250	0,04007
$\hat{\eta}_{40}$					-0.00024	0,02302	$\hat{\eta}_{14}$	0.03245	0,02889
$\hat{\eta}_{50}$					0.00127	0,02734	$\hat{\eta}_{24}$	0.03526	0,02418
$\hat{\eta}_{60}$					-0.04153	0,03466	$\hat{\eta}_{34}$	0.02157	0,02755
$\hat{\eta}_{11}$					-0.01321	0,01315	$\hat{\eta}_{44}$	0.03000	0,03119
$\hat{\eta}_{21}$					0.00077	0,01486	$\hat{\eta}_{54}$	0.03889	0,03576
$\hat{\eta}_{31}$					0.01918	0,02004	$\hat{\eta}_{64}$	0.11854	0,04698
$\hat{\eta}_{41}$					0.00725	0,02437	$\hat{\eta}_{15}$	0.08861	0,03629
$\hat{\eta}_{51}$					0.01876	0,02888	$\hat{\eta}_{25}$	0.05755	0,02708
$\hat{\eta}_{61}$					-0.01234	0,03518	$\hat{\eta}_{35}$	0.05048	0,03118
$\hat{\eta}_{12}$					0.00321	0,01866	$\hat{\eta}_{45}$	0.10373	0,03496
$\hat{\eta}_{22}$					0.00432	0,01819	$\hat{\eta}_{55}$	0.05575	0,04290
$\hat{\eta}_{32}$					0.01297	0,02224	$\hat{\eta}_{65}$	0.05498	0,04549
$\hat{\eta}_{42}$					0.00574	0,02611	$\hat{\eta}_{16}$	0.05950	0,04894
$\hat{\eta}_{52}$					0.03168	0,03067	$\hat{\eta}_{26}$	0.04734	0,02975
$\hat{\eta}_{62}$					-0.00291	0,03736	$\hat{\eta}_{36}$	0.07240	0,03678
$\hat{\eta}_{13}$					0.01431	0,02398	$\hat{\eta}_{46}$	0.03647	0,03863
$\hat{\eta}_{23}$					0.01784	0,02133	$\hat{\eta}_{56}$	0.02210	0,04646
$\hat{\eta}_{33}$					0.01721	0,02472	$\hat{\eta}_{66}$	0.17928	0,06511
$\hat{\eta}_{43}$					0.03953	0,02833			
$s^2$	0.022167		0.022150		0.021896				
$R^2$	0.3234		0.3240		0.3317				
$n$	25.491		25.491		25.102				

Las elasticidades negativas se obtuvieron para la mayoría de los hogares compuestos por sólo adultos y en el caso de  $z_{11}$ ,  $z_{61}$  y  $z_{62}$ . La comprensión de este resultado, sin embargo no es tan intuitiva. ¿Por qué la escala debería ser menor si sube el precio de los alimentos? En el caso de

estos hogares,  $w$  tiene un valor promedio similar a la correspondiente al hogar de referencia (ver Tabla N° 3) y mientras que un único miembro adulto tiene elasticidad cero, dos o más adultos con idéntica participación presupuestaria de los alimentos, se beneficiarían de las economías de escala que estima el modelo. La escala que ajusta el gasto equivalente debería ser menor. No sucede lo mismo a medida que en los hogares existen más niños, porque la proporción 0,46 es muy pequeña, respecto de los adultos y aunque existan economías de escala por tamaño, éstas no compensan la diferencia entre 0,46 y 1.

Tal como se espera, dada la expresión paramétrica introducida para las escalas, las correspondientes a las Tablas N° 5 y 6, conservan la monotonicidad creciente deseable a medida que aumenta el número de miembros en el hogar. Sin embargo las correspondientes al M3 son muy ineficientes y los intervalos de confianza para las escalas que corresponden a los distintos tipos de familia se superponen. Una posible solución para mejorar los resultados de este modelo y que queda pendiente para futuras investigaciones es la de reducir el número de variables  $z$  identificando grupos de hogares con comportamiento o identificar un rango de edades que disminuya los errores estándares de los estimadores respectivos.

Las escalas del modelo M2 mantienen la eficiencia del M1, con errores estándares muy pequeños, indicando que aumentar una dimensión adicional bajo la forma de este modelo conserva la parsimonia del modelo más restringido. El efecto que produce en M2, la división de los menores de 18 años puede observarse en la Tabla N° 6. La escala que estimada por M1 para un hogar compuesto por dos adultos y tres niños es 2,76, puede ser de acuerdo a M3, igual a 3,08 en el caso de tres adolescentes, a 2,64 en el de tres niños hasta 12 años y valores intermedios para las otras combinaciones posibles.

Tabla Nº 5- Escalas de equivalencia estimadas por los modelos M1 y M3.

N° de adultos (A)	N° de niños (K)	Escalas de Equivalencia ( $\Delta$ )	Error Estándar se( $\Delta$ )	Escalas de Equivalencia ( $\Delta$ )	Error Estándar Se( $\Delta$ )
		M1-Escalas de Engel		M3-Escalas IPLM	
1	0	1,00	0,000	1,00	0,000
1	1	1,47	0,023	1,27	0,124
1	2	1,88	0,042	1,52	0,230
1	3	2,26	0,059	1,74	0,328
1	4	2,61	0,075	1,95	0,421
1	5	2,95	0,091	2,15	0,510
2	0	1,65	0,022	1,56	0,158
2	1	2,04	0,032	1,78	0,231
2	2	2,41	0,049	1,99	0,322
2	3	2,76	0,066	2,18	0,414
2	4	3,09	0,082	2,37	0,505
2	5	3,41	0,099	2,54	0,594
3	0	2,21	0,047	2,02	0,324
3	1	2,57	0,055	2,21	0,390
3	2	2,91	0,068	2,40	0,467
3	3	3,23	0,083	2,57	0,550
3	4	3,55	0,099	2,74	0,634
3	5	3,85	0,115	2,91	0,718
4	0	2,71	0,073	2,43	0,491
4	1	3,05	0,081	2,60	0,555
4	2	3,37	0,093	2,77	0,626
4	3	3,68	0,106	2,94	0,702
4	4	3,98	0,121	3,09	0,781
4	5	4,27	0,136	3,25	0,860
5	0	3,19	0,099	2,80	0,658
5	1	3,50	0,108	2,96	0,720
5	2	3,81	0,119	3,12	0,788
5	3	4,10	0,132	3,27	0,860
5	4	4,39	0,145	3,42	0,934
5	5	4,67	0,160	3,57	1,010
6	0	3,63	0,126	3,15	0,823
6	1	3,93	0,135	3,30	0,885
6	2	4,23	0,146	3,45	0,951
6	3	4,51	0,158	3,59	1,020
6	4	4,79	0,171	3,74	1,091
6	5	5,06	0,185	3,87	1,163



**Tabla Nº 6- Escalas de equivalencia estimadas por el modelo M2**

A	K <sub>1</sub>	K <sub>2</sub>	(Δ) (1)	se(Δ)	K <sub>1</sub>	K <sub>2</sub>	(Δ) (2)	se(Δ)	K <sub>1</sub>	K <sub>2</sub>	(Δ) (3)	se(Δ)	K <sub>1</sub>	K <sub>2</sub>	(Δ) (4)	se(Δ)	K <sub>1</sub>	K <sub>2</sub>	(Δ) (5)	se(Δ)
1	0	0	1,00	0,000																
	0	1	1,60	0,005	1	0	1,42	0,003												
	0	2	2,12	0,009	2	0	1,79	0,005	1	1	1,96	0,006								
	0	3	2,59	0,012	3	0	2,13	0,008	1	2	2,44	0,009	2	1	2,29	0,007				
	0	4	3,04	0,016	4	0	2,45	0,009	1	3	2,90	0,013	2	2	2,75	0,010	3	1	2,60	0,008
2	0	0	1,65	0,003																
	0	1	2,16	0,005	1	0	2,00	0,004												
	0	2	2,63	0,009	2	0	2,33	0,006	1	1	2,48	0,006								
	0	3	3,08	0,013	3	0	2,64	0,008	1	2	2,93	0,010	2	1	2,79	0,008				
	0	4	3,49	0,016	4	0	2,94	0,010	1	3	3,36	0,013	2	2	3,22	0,011	3	1	3,08	0,009
3	0	0	2,21	0,005																
	0	1	2,67	0,007	1	0	2,53	0,006												
	0	2	3,11	0,010	2	0	2,83	0,008	1	1	2,97	0,008								
	0	3	3,53	0,014	3	0	3,12	0,009	1	2	3,39	0,011	2	1	3,26	0,010				
	0	4	3,92	0,017	4	0	3,40	0,012	1	3	3,80	0,014	2	2	3,67	0,012	3	1	3,54	0,011
4	0	0	2,71	0,008																
	0	1	3,15	0,010	1	0	3,01	0,009												
	0	2	3,56	0,013	2	0	3,30	0,011	1	1	3,43	0,011								
	0	3	3,96	0,016	3	0	3,57	0,012	1	2	3,83	0,013	2	1	3,70	0,012				
	0	4	4,34	0,019	4	0	3,84	0,014	1	3	4,22	0,016	2	2	4,09	0,015	3	1	3,97	0,014
5	0	0	3,19	0,011																
	0	1	3,60	0,013	1	0	3,47	0,012												
	0	2	3,99	0,015	2	0	3,74	0,014	1	1	3,87	0,014								
	0	3	4,37	0,018	3	0	4,00	0,015	1	2	4,25	0,016	2	1	4,13	0,015				
	0	4	4,74	0,021	4	0	4,26	0,017	1	3	4,62	0,019	2	2	4,50	0,017	3	1	4,38	0,016

Adicionalmente se estimaron los modelos M1 y M2 paramétricamente a los efectos de evaluar la robustez de las estimaciones semiparamétricas. 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 en el capítulo 1, para la expresión del gasto por adulto equivalente y las escalas con sólo datos de demanda sin variación de precios.<sup>1</sup>

La Tabla Nº 7 resume los resultados de las especificaciones paramétricas de M1 y M2. Puede observarse que la mejora en el ajuste empleando un modelo cuadrático para estimar el gasto por adulto equivalente, respecto de uno lineal, es muy modesta en términos del  $R^2$ , pero un test  $F$  para  $H_0: \alpha_2=0$  rechaza la hipótesis del modelo restringido. Con mayor nivel de confianza se rechaza la linealidad en el caso del modelo que incluye a los adolescentes.

**Tabla Nº 7- Estimaciones paramétricas de los modelos M1 y M2**

M1						M2					
Lineal en GAE <sup>(1)</sup> (2)			Cuadrático en GAE (3)			Lineal en GAE (2)			Cuadrático en GAE (3)		
	Est	Se		Est	se		Est	se		Est	Se
$\hat{\alpha}$	-0,132	0,001	$\hat{\alpha}_1$	-0,199	0,013	$\hat{\alpha}$	-0,134	0,001	$\hat{\alpha}_1$	-0,199	0,013
$\hat{\beta}_1$	0,709	0,017	$\hat{\beta}_1$	0,716	0,016	$\hat{\beta}_1$	0,701	0,016	$\hat{\beta}_1$	0,713	0,016
$\hat{\beta}_2$	0,708	0,041	$\hat{\beta}_2$	0,720	0,039	$\hat{\beta}_2$	0,650	0,040	$\hat{\beta}_2$	0,651	0,040
$\hat{c}$	1,170	0,008	$\hat{\alpha}_2$	0,006	0,001	$\hat{\beta}_3$	0,960	0,075	$\hat{\beta}_3$	0,950	0,073
			$\hat{c}$	1,351	0,037	$\hat{c}$	1,171	0,008	$\hat{\alpha}_2$	0,006	0,001
									$\hat{c}$	1,350	0,037
$R^2$	0,3109		$R^2$	0,320		$R^2$	0,320		$R^2$	0,321	
$\sum \varepsilon^2$	567,67		$\sum \varepsilon^2$	567,49		$\sum \varepsilon^2$	567,67		$\sum \varepsilon^2$	567,09	
$s^2$	0,0226		$s^2$	0,0223		$s^2$	0,0223		$s^2$	0,0223	
$H_0: \alpha_2 = 0 \quad F_{1,25486} = 8,08 \quad (p = 0,004)$						$H_0: \alpha_2 = 0 \quad F_{1,25485} = 26,06 \quad (p = 0,000)$					
$H_0: \beta_3 = 0 \quad F_{1,25485} = 17,97 \quad (p = 0,000)$ , para (3) en M1 y (3) en M2											

(1) Denota el logaritmo del gasto por adulto equivalente.

(2) La expresión lineal es:  $w = \alpha(\ln x - \beta_1 * \ln(.)) + c + \varepsilon$  (Con  $c$  = término constante)

(3) La expresión cuadrática es:  $w = \alpha_1(\ln x - \beta_1 * \ln(.)) + \alpha_2(\ln x - \beta_1 * \ln(.)) + c + \varepsilon$

<sup>1</sup> Lo que se pudo comprobar, introduciendo en una función no lineal en el gasto por adulto equivalente correspondiente al M3, son los signos de los parámetros correspondientes a las elasticidades y la evidencia de que muchos de ellos no fueran significativos.

También se puede comparar entre las especificaciones cuadráticas de M1 y M2, en este caso  $H_0: \beta_3=0$ , y nuevamente se rechaza la hipótesis nula, en favor de M2.

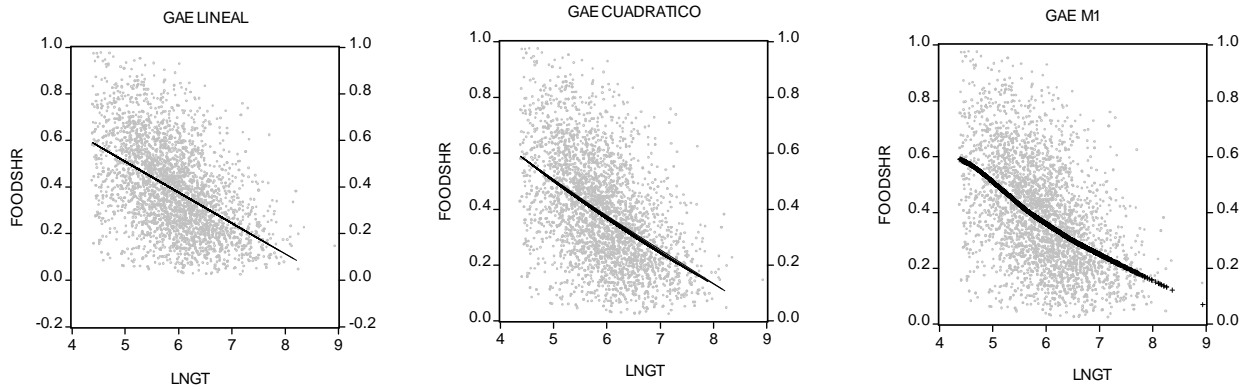
Para testear entre las especificaciones paramétricas correspondientes a las columnas (2) y (3) de la Tabla Nº 7 y los modelos semiparamétricos M1 y M2 se emplea el estadístico  $V$  de la expresión (13). En este caso,  $s_{res}^2 = s^2$  de la mencionada tabla y el  $s_{diff}^2$  se calcula aplicando diferencias óptimas ( $m=10$ ) a los datos ordenados en forma creciente del logaritmo del gasto por adulto equivalente correspondiente a las estimaciones de M1 y M2. Tal como se observa en la Tabla Nº 8, M1 rechaza con mayor nivel de confianza la versión lineal, que la cuadrática. Mientras que M2 obtiene los mismos estadísticos en ambos casos.

**Tabla Nº 8 – Test para comparar las estimaciones semiparamétricas con las puramente paramétricas**

M1			M2		
$s_{res}^2$ lineal	$s_{res}^2$ cuad	$s_{diff}^2$	$s_{res}^2$ lineal	$s_{res}^2$ cuad	$s_{diff}^2$
0,0226	0,0223	0,0222	0,0223	0,0223	0,0221
$H_0: f \text{ es lineal}$ $V = \sqrt{10 * 25491} \frac{(0,0226 - 0,0222) D}{0,0222} \rightarrow N(0,1)$ $V=9,097 \quad (p=0,000)$			$H_0: f \text{ es lineal}$ $V = \sqrt{10 * 25491} \frac{(0,0223 - 0,0221) D}{0,0221} \rightarrow N(0,1)$ $V=4,569 \quad (p=0,000)$		
$H_0: f \text{ es cuadrática}$ $V = \sqrt{10 * 25491} \frac{(0,0223 - 0,0222) D}{0,0222} \rightarrow N(0,1)$ $V=2,274 \quad (p=0,011)$			$H_0: f \text{ es cuadrática}$ $V = \sqrt{10 * 25491} \frac{(0,0223 - 0,0221) D}{0,0221} \rightarrow N(0,1)$ $V=4,569 \quad (p=0,000)$		

La diferencia entre los modelos puede observarse gráficamente en la Figura Nº 1, en la que se presentan las estimaciones de los modelos paramétricos para M1, y del modelo índice M1 para el hogar de referencia ( $Z_{10}$ ). La forma cuadrática estima bastante bien la versión no paramétrica de la curva de Engel para alimentos, aunque la pendiente de esta última es más suave. Mientras que la derivada de  $w$  con respecto al logaritmo del gasto ajustado es constante e igual a -0,132 en la versión lineal, es igual a -0,166 en la cuadrática evaluada en la media y a -0,11 en la no paramétrica.

**Figura Nº 1 – Resultado de las estimaciones de los modelos paramétricos y M1 para el hogar de referencia**



La contrastación entre los distintos modelos semiparamétricos aplicando el mismo test puede hacerse comparando el IPLM (M3) con (M1) ó (M2), aplicando el método de diferencias óptimas a los dos últimos porque la estimación de la varianza de los residuos en el IPLM, tal como se observa en (10) ya implica un procedimiento de este tipo. En ese caso con  $H_0$  indicando que IPLM es la “verdadera forma” para la función a estimar. Dados los valores de la Tabla Nº 9 no se rechaza  $H_0$ , indicando la importancia de las variables correspondientes a los tipos de hogares y la mejor especificación que supone incorporar la elasticidad de las escalas al precio de los alimentos, respecto de las escalas “más simples” de Engel que estiman M1 y M2.

**Tabla Nº 9- Test de especificación entre los modelos semiparamétricos**

M1		M2	
$s_{res}^2 IPLM$	$s_{diff}^2 M1^{(1)}$	$s_{res}^2 IPLM$	$s_{diff}^2 M2^{(1)}$
0,0219	0,0222	0,0219	0,0221
$H_0 : f_{es} IPLM$		$H_0 : f_{es} IPLM$	
$V = \sqrt{10 * 25102} \frac{(0,0219 - 0,0222)}{0,0222} \xrightarrow{D} N(0,1)$ $V = -6,86 \quad (p=1,000)$		$V = \sqrt{10 * 25102} \frac{(0,0219 - 0,0221)}{0,0221} \xrightarrow{D} N(0,1)$ $V = -4,53 \quad (p=0,999)$	

(1) Se aplica el método de diferencias a la misma cantidad de hogares correspondientes al IPLM.

La comparación entre M1 y M2, tal como puede observarse en la Tabla Nº 10, indica que existe evidencia en favor de un índice lineal con mayores dimensiones para las escalas.

**Tabla Nº 10- Test de especificación entre los modelos semiparamétricos**

$$H_0: \text{fes } M2$$

$$V = \sqrt{10 * 25491} \frac{(0,0221 - 0,0222) D}{0,0222} \rightarrow N(0,1)$$

$$V = -2,284 \quad (p=0,988)$$

Las escalas que estiman los modelos M1 y M2 son más robustas, proveen intervalos plausibles para efectuar comparaciones por adulto equivalente entre la totalidad de los hogares y estiman mejor la forma de la curva de Engel que las formas paramétricas. Frente a esto, la incorporación de los términos aditivos en el modelo M3 es muy importante. Podría pensarse que como la mayoría de las elasticidades tienen valores positivos, en parte ese efecto es captado por el término constante muy significativo de las regresiones paramétricas.

Desde un punto de vista práctico, aunque la evidencia teórica argumente respecto de sus limitaciones, las escalas de Engel (como las estimadas por M1 y M2) podrían ser utilizadas en investigaciones empíricas sobre el efecto de las políticas de alcance nacional y generalizado con mayor eficiencia. Aunque su justificación resulte algo menos plausible que la que se desprende del modelo extendido, en todos los casos las escalas son más altas y cercanas a las determinadas por los expertos. También es cierto que serían mucho más justificables en un contexto de precios estables, porque con cambios de precios de los alimentos como los que se han experimentado en los últimos años, las escalas aumentarían en el caso de algunas familias y podrían ser menores para otras. Esto último pensando en las escalas de equivalencia como instrumento para evaluar compensaciones diseñadas en el marco de una política que buscara equiparar niveles de bienestar del tipo umbral mínimo por debajo el cual no deberían ubicarse los hogares.

En apoyo de las escalas proporcionadas por los modelos M1 y M2, se dirigen los argumentos de Perali (2002), quien demuestra que el método de Engel para estimar escalas de equivalencia provee un indicador ordinal exacto de bienestar bajo las propiedades de los

modelos IB. Este resultado se mantiene en la mayoría de las especificaciones comúnmente utilizadas en las investigaciones empíricas para modelar las curvas de Engel. En su opinión, la técnica para obtener las escalas es simple, requiere mínima información que puede obtenerse a bajo costo, y es útil especialmente en países menos desarrollados en los cuales, ciertas medidas deben ser evaluadas para su implementación con rapidez.

Sin embargo, el costo de la mayor eficiencia es la pérdida de dimensiones en el contexto del modelo IM lo que equivale a características demográficas posibles bajo las cuales dividir a los hogares. Si las políticas a evaluar fueran focalizadas en familias de características muy específicas, éstas no serían las escalas adecuadas, de la misma forma que tampoco lo serían ninguna de las posibles a estimar en el contexto del EPLM sin un número significativo de familias en cada una de las categorías. Por ejemplo, para evaluar entre parejas jóvenes con niños en edad escolar, con otras cuyos niños no concurren aún a la escuela o con parejas con hijos adolescentes y distinguir además el género, seguramente las escalas del tipo calculado por cualquiera de los modelos basados en la teoría del consumo serían inadecuadas. La información obtenidas por la mera observación de las preferencias reveladas sin más datos adicionales no resulta suficiente. En refuerzo de este argumento basta observar en la sección siguiente que las curvas de Engel sólo se “separan” consistentemente agregando tipos de familias.

## 6. La hipótesis de invarianza de la forma de las curvas de Engel

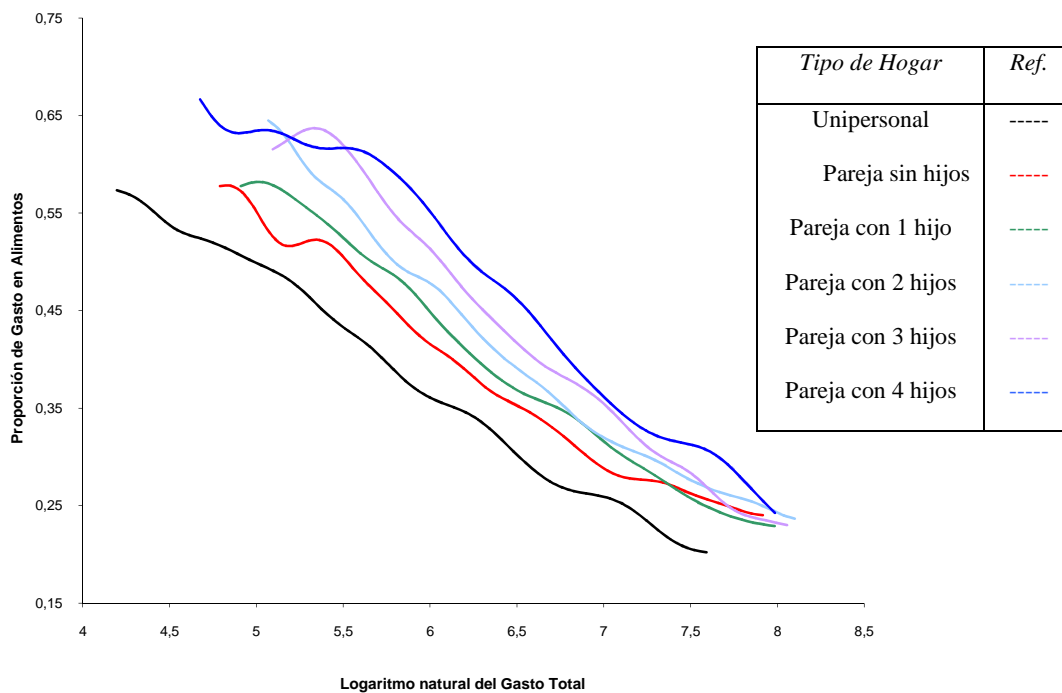
Finalmente, un punto que debe verificarse para dar cierta legitimidad a las escalas IB estimadas, es qué tan invariante resulta la forma de las curvas de Engel que se obtienen empíricamente a partir de la aplicación de estos modelos.

Las estimaciones no paramétricas de las curvas de Engel ( $w \sim \ln x$ ) para los hogares más homogéneos descriptos en la primera parte de la sección 4, sin efectuar ningún tipo de ajuste, parecen ser bastante similares en cuanto a su forma tal como se desprende de la Figura Nº 2.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Las curvas se estimaron eliminando el 5% de las observaciones extremas, con una especificación Working-Leser utilizando un estimador Nadaraya-Watson con kernel normal y ancho de banda seleccionado por la regla práctica de Silverman (1986).

Figura Nº 2- Estimación de las curvas no paramétricas para algunos tipos de hogares



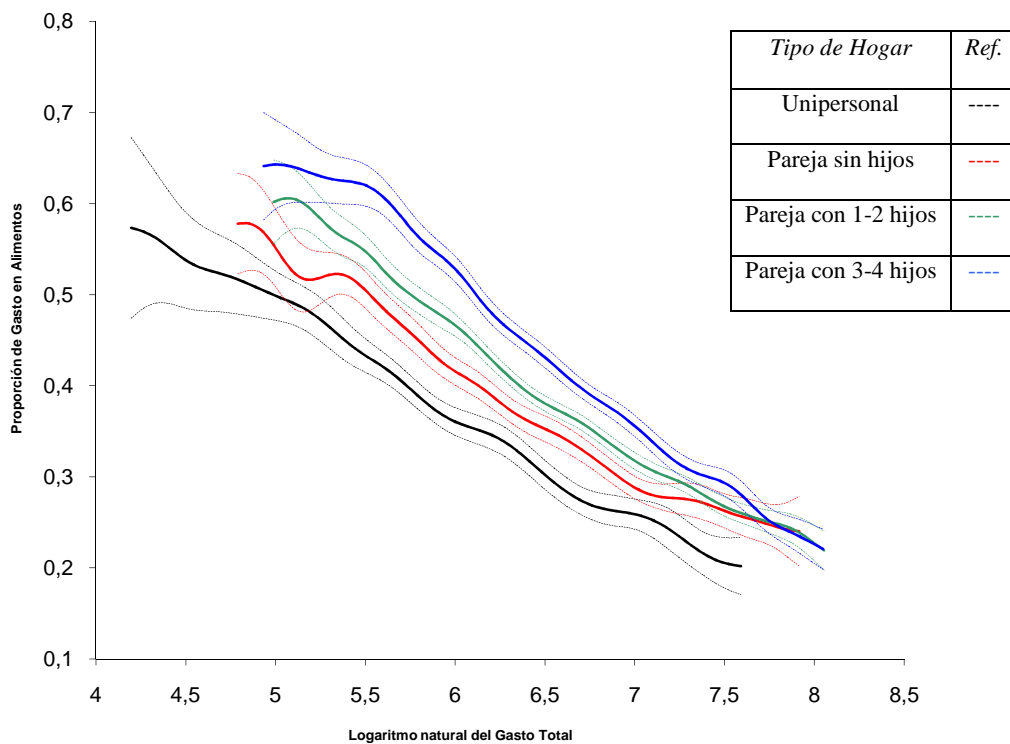
Del análisis gráfico se desprende que la forma de las curvas responde al comportamiento teórico esperado. En el caso de un hogar unipersonal, la proporción del gasto en alimentos desciende desde un 55% a un 20% aproximadamente, para niveles de gasto cercanos a \$100 ( $\ln x \approx 4,5$ ) y \$1800 ( $\ln x \approx 7,5$ ), respectivamente. Las curvas correspondientes a hogares con mayor número de integrantes tienen una forma similar, estando desplazadas horizontal y verticalmente. Esto sería un indicio empírico y preliminar de que la condición de invarianza de la forma podría cumplirse. También se observa que la distancia entre las curvas de Engel estimadas es más alta entre hogares unipersonales y parejas sin hijos, que entre esta categoría y las correspondientes a la incorporación de hijos adicionales. Esto se relaciona con la existencia de gustos y necesidades diferenciadas entre adultos y niños y, brinda evidencia acerca de una proporción menor que 1 para la adición de un niño en el hogar, respecto de la de un adulto.

Sin embargo, calculando los intervalos de confianza por *bootstrap*, los mismos se superponen y las curvas no difieren significativamente. Las curvas de Engel resultan bastante más diferenciadas, si se agrupan las categorías de hogares con uno y dos hijos y las de hogares con

tres y cuatro hijos. El resultado puede observarse en la Figura Nº 3 con los intervalos de confianza respectivos, calculados por *bootstrap*.

De acuerdo a esta nueva categorización de los hogares sigue observándose un desplazamiento horizontal mayor de la curva que indica un adulto adicional, respecto de la categoría de hogar base (unipersonal), que el correspondiente a uno o dos niños en este caso. Y la distancia entre un hogar compuesto por una pareja sin hijos respecto de otra con uno ó dos hijos resulta bastante similar a la que existe entre esta última categoría y una pareja con tres ó cuatro hijos.

**Figura Nº 3- Estimación no paramétrica para tipos de hogares más agrupados**



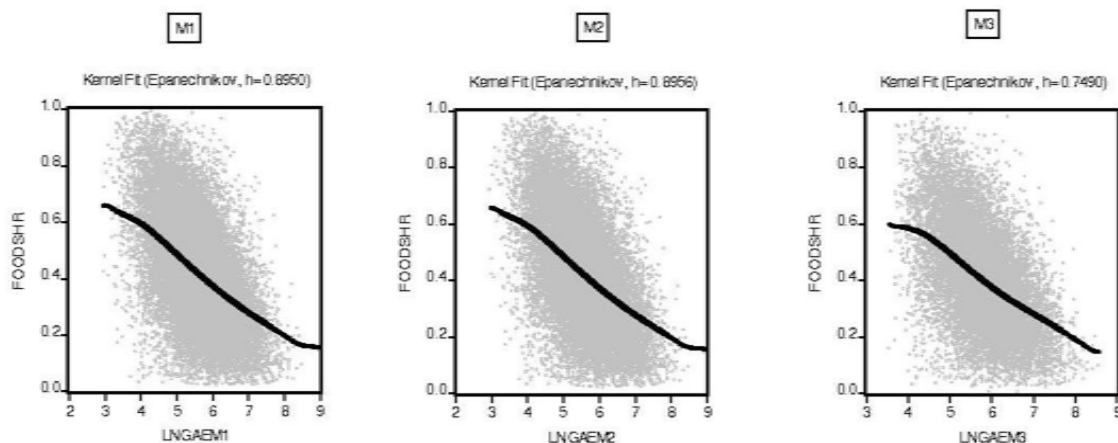
Este es un análisis preliminar que excluye gran parte de las diversas formas posibles en que se presenta la composición de los hogares en el país. Sin embargo, la pregunta relevante en el caso de esta investigación es acerca de cuán coincidentes son las curvas de Engel en un análisis para todos los tipos posibles. Esto equivale a comprobar empíricamente si, ajustando no



paramétricamente las curvas correspondientes a los  $q + 1$  hogares por separado, la curva de Engel puede ser una única que se desplaza de acuerdo a las escalas estimadas, tal como lo suponen los modelos que los incluyen en forma agregada.

El análisis está restringido a los hogares definidos en términos de su composición de adultos y menores de 18 años, por lo que “estrictamente” la comparación con la forma estimada por M2 sería incorrecta. Pese a ello, la forma estimada por M1 y M2 es similar tal como puede observarse en la Figura N° 4 y la única diferencia estaría dada por la mayor cantidad de intervalos que introduciría M2 para los desplazamientos. En el gráfico se observa el efecto que producen los términos aditivos en M3, al incorporar la elasticidad de las escalas la curva ajustada ya no se ve afectada por desplazamientos verticales y debido a eso, la forma única que se observa es relativamente más plana.<sup>3</sup>

**Figura N° 4- Estimaciones de las curvas no paramétricas que surgen de los modelos**



Aplicando el test indicado en la expresión (14) de la sección 5, surgen algunos resultados interesantes. Aunque estrictamente para el total de los hogares incluidos en la estimación se rechaza en M1 y M2 la hipótesis IB, no se rechaza la hipótesis nula en el caso de M3.

<sup>3</sup> El ajuste en términos del logaritmo del gasto por adulto equivalente implica, en este caso, que los términos aditivos se han restado de la participación del gasto en alimentos. La curva de Engel estimada no paramétricamente en este caso surge de:

Los resultados sugieren dos direcciones que podrían dar algún soporte a este modelo para las escalas. La primera se observa al comparar los test aplicados en los dos paneles superiores de la Tabla Nº 11 y se deriva del estimador de la varianza de los residuos bajo el modelo restringido en M1 y M2. Dado que éste se obtiene por diferencias previo ordenamiento de los hogares de acuerdo al logaritmo del gasto por adulto equivalente, el rechazo de la hipótesis nula con bajo un valor menor del estadístico sugiere que el ajuste del gasto equivalente incorporando mayores dimensiones en la expresión de las escalas estaría mejor especificado de acuerdo a la forma de las curvas sin restricciones impuesta por el modelo conjunto.

**Tabla Nº 11- Test de invarianza de la forma de las curvas de Engel**

M1		M2	
$S_{res}^2 M1^{(1)}$	$S_{unres}^2$	$S_{res}^2 M2^{(1)}$	$S_{unres}^2$
0,0222	0,02192	0,0221	0,02192
$H_0 : f \text{ en M1 no difiere de las estimadas por separado}$ $V^{(2)} = \sqrt{10 * 25095} \frac{(0,0222 - 0,02192) D}{0,02192} \rightarrow N(0,1)$ $V = 6,363 \quad (p=0,000)$		$H_0 : f \text{ en M2 no difiere de las estimadas por separado}$ $V^{(2)} = \sqrt{10 * 25095} \frac{(0,0221 - 0,02192) D}{0,02192} \rightarrow N(0,1)$ $V = 4,078 \quad (p=0,000)$	
M3		M3	
$S_{res}^2 M3^{(3)}$	$S_{unres}^2$	$S_{res}^2 M3^{(3)}$	$S_{unres}^2^{(4)}$
0,02190	0,02192	0,02190	0,02200
$H_0 : f \text{ en M3 no difiere de las estimadas por separado}$ $V^{(2)} = \sqrt{10 * 25095} \frac{(0,0219 - 0,02192) D}{0,02192} \rightarrow N(0,1)$ $V = -0,5835 \quad (p=0,720)$		$H_0 : f \text{ en M3 no difiere de las estimadas por separado}$ $V^{(2)} = \sqrt{10 * 24099} \frac{(0,0219 - 0,0220) D}{0,0220} \rightarrow N(0,1)$ $V = -2,306 \quad (p=0,989)$	

(1) Se aplica el método de diferencias.

(2) Se eliminaron 7 hogares correspondientes a  $Z_{66}$  para los cuales la estimación no paramétrica aplicando 10 diferencias óptimas no pudo realizarse.

(3) En este caso el valor surge de la expresión (10) en la sección 4.

(4) Se restringe en este caso la cantidad de tipos de hogares a 24.099 eliminando aquellos cuya composición posee una representación en el total de la muestra menor a 120.

La segunda se observa al comparar los dos paneles inferiores de la tabla. El modelo IPLM, al tener en cuenta los desplazamientos verticales que originan las elasticidades de las escalas, permite un mejor ajuste a una única forma, respecto del modelo M1 con sólo desplazamientos

horizontales. Aunque no se rechaza la hipótesis nula en ninguno de los dos casos planteados, el valor del estadístico es más bajo (recordar que se trata de un test a una sola cola) al calcular el estimador irrestricto con el 95% de los hogares más representativos. Esto evidencia que la hipótesis IB tiene mayores posibilidades de verificarse en forma parcial que para el conjunto de todos los hogares. En esta dirección, se recalcularon los mismos test correspondientes a los dos paneles superiores con el menor número de casos correspondientes al panel inferior derecho y aunque sigue siendo rechazada la hipótesis de invarianza de las formas, el estadístico  $V$  para M2 en el caso de los 24099 hogares disminuye a un valor de 2,24.

## **7. ¿Qué diferencia tienen estas escalas con las utilizadas actualmente en la determinación de las líneas oficiales de pobreza en el país?**

Tal como fuera explicado en la introducción de este capítulo, las escalas que se utilizan institucionalmente en la Argentina para medir el nivel de pobreza e indigencia de los hogares, son calculadas en función de los requerimientos de calorías.

La Tabla N° 12, publicada por el INDEC, indica las escalas de equivalencia entre miembros de un hogar de diferente sexo y edad, de acuerdo a los requerimientos nutricionales de cada tipo de persona. El adulto de referencia es un varón, con una edad entre 30 y 59 años.

A modo de ejemplo, para comparar estas escalas con las que surgen de las estimaciones de los modelos M1 y M2, en la Tabla N° 13 se presenta una selección arbitraria de distintos tipos de hogares. En las tres últimas columnas se indican las escalas utilizadas por el INDEC, o unidades consumidoras por adulto equivalente, correspondientes a los hogares seleccionados y las que surgen de los modelos.

Estas últimas son, por lo general, menores a las institucionales, a excepción de los casos de hogares en los cuales no se ha incluido un miembro varón mayor de 15 años y menor de 65, lo que es razonable considerando que el cálculo de requerimientos calóricos supone proporciones menores que 1 para las mujeres y para las personas de mayor edad, mientras que en los modelos un adulto siempre “vale 1”. Las diferencias más importantes se

manifiestan a medida que aumenta el número de miembros en el hogar, debido a la ausencia de economías de escala en la estimación del INDEC.

**Tabla N° 12 - Unidades consumidoras por adulto equivalente según edad y sexo**

<i>Edad</i>	<i>Sexo</i>	<i>Necesidades energéticas diarias (kcal)</i>	<i>Unidades consumidoras por adulto equivalente</i>
Menor de un año	Ambos	880	0,33
1 año		1.170	0,43
2 años		1.360	0,50
3 años		1.500	0,56
4 a 6 años		1.710	0,63
7 a 9 años		1.950	0,72
10 a 12 años		Varones	2.230
13 a 15 años	2.580		0,96
16 a 17 años	2.840		1,05
10 a 12 años	Mujeres	1.980	0,73
13 a 15 años		2.140	0,79
16 a 17 años		2.140	0,79
18 a 29 años	Varones	2.860	1,06
<b>30 a 59 años</b>		<b>2.700</b>	<b>1,00</b>
60 y más años		2.210	0,82
18 a 29 años	Mujeres	2.000	0,74
30 a 59 años		2.000	0,74
60 y más años		1.730	0,64

Fuente: INDEC

Es posible realizar un ejercicio, utilizando los datos expandidos de la base ENGH 96-97, para ilustrar el efecto que producen las escalas de equivalencia estimadas respecto de las escalas INDEC.

La relación implícita para las economías de escala en el hogar que surge del cociente entre cantidad de adultos equivalentes INDEC y cantidad de población es igual a 0,749. La idea es que al desagregar suficientemente por tramos de edades y género los miembros en el hogar, y muchos de ellos poseen escalas menores que 1, se generan de manera indirecta economías de escala en el hogar.

**Tabla N° 13 – Comparación de las escalas de equivalencia que surgen del cálculo del INDEC y las estimadas por los modelos M1 Y M2 para distintos tipos de hogares**

Total miembros	Niños		Varones				Mujeres				Escalas INDEC	Escalas M1	Escalas M2
	3 Años	7 – 9 Años	13 – 15 Años	18 – 29 Años	30 – 59 Años	Más de 60 Años	10 – 12 Años	13 – 17 Años	18 – 59 Años	Más de 60 Años			
2				1					1		1,80	1,65	1,65
2					1				1		1,74	1,65	1,65
2									1	1	1,38	1,65	1,65
2						1				1	1,46	1,65	1,65
2			1						1		1,70	1,47	1,60
2		1							1		1,46	1,47	1,42
3	1				1				1		2,30	2,04	2,00
3		1			1				1		2,46	2,04	2,00
3			1		1				1		2,70	2,04	2,16
3						1			1	1	2,20	2,21	2,21
3					1			1	1		2,53	2,04	2,16
3		1							1	1	2,10	2,04	2,00
4		1			1			1	1		3,25	2,41	2,48
4	1	1			1				1		3,02	2,41	2,33
4			1		1			1	1		3,49	2,41	2,63
4				1	1	1			1		3,62	2,71	2,71
4			1		1				2		3,44	2,57	2,67
5		1		1	1				1	1	4,16	3,05	3,01
5	1	1			1		1		1		3,85	2,91	2,64
5			1		1			1	1	1	4,13	2,91	3,11
5				1	1	1			2		4,30	3,19	3,19
5				1		1		1	2		4,15	3,05	3,15

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INDEC y estimaciones del modelo

Nota: No se incluyen las escalas de M3, porque el efecto es el mismo que el de M1, sólo toma adultos y niños, y en todos los casos las escalas son más bajas.

Si bien el valor obtenido parece muy cercano al parámetro que estiman los modelos M1 y M2, los datos de consumo de los hogares indican una magnitud de economías de escala mayor. Para comprobar esto, basta calcular para los mismos hogares la expresión que corresponde a la cantidad de adultos equivalentes estimada y rehacer el mismo cociente entre estos valores y la cantidad de población.<sup>4</sup>

<sup>4</sup> La cantidad de adultos equivalentes (ae) en los  $i$  hogares de la base se calcula empleando las fórmulas  $(A + 0.7K)^{0.72}$  para M1 y  $(A + 0.62K_1 + 0.92K_2)^{0.72}$  para M2. Para hallar la razón total de adultos equivalentes/población se calcula  $(\sum_{i=1}^{26.892} fexp_i * ae_i) / (\sum_{i=1}^{26.892} fexp_i * n_i)$  con  $fexp$ = factor de expansión que corresponde a cada hogar y  $n$ = número de integrantes en el hogar.

Las economías de escalas que surgen de esta relación –comparables con el valor 0,749– son 0,630 con M1 y 0,631 con M2.

Otra forma de analizar la diferencia entre las escalas INDEC y las estimadas por los modelos, que presentan en forma más agregada la cantidad de miembros, consiste en calcular por separado la misma relación para las categorías  $A$ ,  $K$ ,  $K_1$  y  $K_2$ . En este caso, mientras que de acuerdo a las escalas del INDEC la proporción promedio de adultos equivalentes respecto de la población para cada una de las categorías anteriores es  $A_e = 0,85$ ,  $K_e = 0,71$ ,  $K_{1e} = 0,44$  y  $K_{2e} = 0,90$ , en M1 y M2 las mismas proporciones estimadas son 1 para  $A$ , 0,7 para  $K$ , 0,62 para  $K_1$  y 0,92 para  $K_2$ . Pero, a diferencia de las escalas INDEC que se mantienen constantes, las proporciones estimadas por los modelos se van reduciendo a medida que aumenta el tamaño del hogar debido al parámetro de economías de escala.

Los resultados obtenidos en base al comportamiento de consumo “efectivo” de los hogares sugieren que las economías de escala en el gasto total de las familias son mayores que las implícitamente incorporadas en las escalas constantes del INDEC. En este caso, la mayor desagregación por edades y género que introducen los requerimientos calóricos no sería suficiente para dar cuenta de las economías de escala en el consumo.

Cualquier cambio en las escalas, altera la ubicación relativa de los hogares en la distribución del ingreso calculada por adulto equivalente. Este cambio no sólo tiene consecuencias en la magnitud de la pobreza o indigencia, por ejemplo, sino también sobre el tipo de hogares que se ubican por sobre o por debajo de un nivel definido de gasto por adulto equivalente. Las escalas estimadas por M1 y M2 harían relativamente más ricos a los hogares compuestos por muchos miembros mayores de 18 años sin niños y, en particular, las de M1 empobrecerían aún más a las familias con muchos niños menores de 12 años y pocos miembros adultos para mantenerlos.

De acuerdo a la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) correspondiente a mayo 1996, como período coincidente con el que abarca esta investigación, las cifras de pobreza e indigencia eran las que indicadas por la Tabla N° 14, de acuerdo a las escalas oficiales del país. Los niveles de pobreza e indigencia correspondientes a las dos últimas columnas están simulados con los parámetros estimados por M1 y M2 respectivamente. Tal como se desprende del análisis

anterior, las escalas más bajas reducen la pobreza y la indigencia, y en gran medida por la inclusión del efecto economías de escala en el gasto de los hogares.

En términos relativos, las escalas estimadas tienen un impacto mayor reduciendo la pobreza e indigencia de las personas que la correspondiente a los hogares, lo que intuitivamente se deriva del hecho que aproximadamente la mitad de la población del país vive en un hogar compuesto por más de tres miembros.

**Tabla Nº 14- Efectos del cambio de las escalas sobre los porcentajes de pobreza e indigencia en el país (EPH Mayo 1996)**

	Con Escalas INDEC	Con Escalas M1	Con escalas M2
Hogares pobres	22,13%	17,03%	17,46%
Hogares no pobres	77,87%	82,97%	82,54%
Hogares indigentes	5,93%	4,09%	4,22%
Hogares no indigentes	94,07%	95,91%	95,78%
Total de hogares	5.563.493	5.563.493	5.563.493
Personas pobres	30,12%	19,89%	20,64%
Personas no pobres	69,88%	80,11%	79,36%
Personas indigentes	8,23%	4,93%	5,10%
Personas no indigentes	91,77%	95,07%	94,90%
Total de población	19.410.347	19.410.347	19.410.347

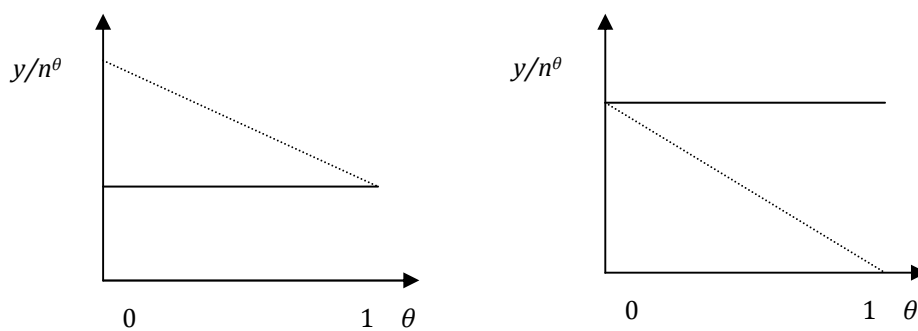
Nota: Los valores consignados con las escalas INDEC fueron calculados con la base de datos oficial y la misma metodología. Peso a ello, los valores pueden no ser exactamente los institucionalmente calculados. Valor de la Canasta Básica Alimentaria de referencia igual a \$65,88.

Estos resultados van en la misma dirección que señalan otros trabajos específicos sobre el tema. Coulter *et al.* (1992) proveen un análisis teórico sobre el impacto de las escalas de equivalencia en la medición de la pobreza y la distribución del ingreso. Los autores utilizan para ello una escala paramétrica, con un sólo parámetro para las economías de escala ( $\theta = 1$  si no hay economías de escala,  $\theta = 0$  si las economías son absolutas).

Desde el punto de vista teórico, un cambio en el parámetro  $\theta$  produce un efecto ambiguo sobre la distribución del ingreso, que puede ser analizado en dos partes: un efecto de “concentración” y otro de “reordenamiento”. El primer efecto se produce porque una

disminución en el parámetro  $\theta$  aumenta el ingreso equivalente de los hogares grandes en mayor proporción que para el caso de los hogares de menor tamaño.<sup>5</sup> El cambio en la distribución del ingreso dependerá de la relación asumida entre ingreso y tamaño familiar. Si, por ejemplo, se asume que el ingreso total es creciente en tamaño familiar, una disminución en  $\theta$  implica un aumento en la desigualdad. En cambio, si se asume que el ingreso per cápita es decreciente en el tamaño del hogar, una disminución de  $\theta$  conlleva una mejora en la distribución del ingreso.

**Figura N° 5- Efecto concentración sobre la distribución del ingreso**



Fuente: Mancero (2001)

La Figura N° 5 muestra el efecto “concentración” que se produce ante cambios en el valor de  $\theta$ . Primeramente, se simplifica el análisis suponiendo que existen sólo dos hogares, un hogar unipersonal y otro conformado por dos o más personas. El ingreso equivalente ( $y/n^\theta$ ) del hogar unipersonal es el mismo para cualquier valor de  $\theta$ , y corresponde a la línea continua en el gráfico. El ingreso equivalente del hogar más grande está representado por la línea punteada y decrece a medida que el valor de  $\theta$  aumenta.

<sup>5</sup> Un ejemplo numérico ilustra esta afirmación. Supóngase dos hogares, conformados por 3 y 6 personas respectivamente, que tienen un ingreso per cápita de \$100 (es decir,  $y/n^\theta = \$100$ , con  $\theta = 1$ ). Si se disminuye el parámetro  $\theta$  a 0.5, el primer hogar equivaldrá a 1,73 adultos y el segundo a 2,45; por lo tanto, el ingreso por adulto equivalente en el primer caso ahora es \$173,4 y en el segundo \$244,9. Puede verse que el hogar más grande presenta un aumento porcentual mayor en su ingreso respecto al hogar más pequeño.



En la parte izquierda del gráfico se muestra la situación en la que ambos hogares tienen el mismo ingreso per cápita (ambas curvas se cruzan cuando  $\theta = 1$ ). En este caso, una reducción de  $\theta$  empeora la distribución del ingreso, ya que el hogar de mayor tamaño tiene un ingreso equivalente cada vez mayor respecto al del hogar unipersonal.

Lo contrario ocurre en el gráfico de la derecha, donde se grafica el caso en el que ambos hogares tienen el mismo ingreso total (las curvas coinciden en  $\theta = 0$ ). Un aumento del parámetro  $\theta$  disminuye el ingreso equivalente del hogar grande, alejándolo cada vez más de la situación inicial de igualdad. Por lo tanto, a diferencia del panel izquierdo, una reducción en  $\theta$  mejora la distribución del ingreso.

Si se adoptaran supuestos distintos para la relación entre ingreso y tamaño familiar -por ejemplo, que el ingreso per cápita disminuye a medida que aumenta el tamaño familiar-, es posible que las curvas se crucen en algún punto. En este caso, una variación en el valor de  $\theta$  producirá un efecto “concentración” ambiguo sobre la distribución del ingreso.

El segundo efecto, en tanto, consiste en los cambios de posición relativa que experimentan los individuos al ordenarlos de acuerdo a su ingreso equivalente, y tiene un signo ambiguo respecto del nivel de desigualdad. La predominancia entre el efecto de “concentración” y el de “reordenamiento” dependerá de las características de la población bajo análisis y del valor asumido para  $\theta$ . Sin embargo, es posible aventurar que para los índices de desigualdad más utilizados en la literatura, la relación entre el parámetro  $\theta$  y la desigualdad tiene una forma de ‘U’. Esto quiere decir que, al elevar el parámetro  $\theta$  desde 0 hasta 1, primeramente se observará una distribución del ingreso más equitativa, pero luego de alcanzado un punto mínimo la desigualdad aumentará gradualmente.

Por su parte, para analizar las consecuencias del uso de escalas de equivalencia sobre la medición de la pobreza, los autores citados utilizan la familia de medidas en las cuales las líneas de pobreza correspondientes a cada tamaño familiar se definen como la línea de pobreza total multiplicada por la escala de equivalencia pertinente (tal como la que se calcula oficialmente en Argentina). Dados estos supuestos, es posible identificar tres efectos sobre la pobreza. El primero de ellos es un efecto “directo”, disminuir  $\theta$  disminuye las líneas de pobreza específicas para cada tamaño de hogar (excepto en el caso de hogares unipersonales) y, en consecuencia, el número de pobres disminuye. El segundo efecto, que podría llamarse de

“distribución”, tiene la misma dirección que el primero: dado que las medidas de pobreza como la descrita miden la distribución por medio de la distancia de los ingresos a la línea de pobreza, una disminución de la misma mejorará la distribución del ingreso de los pobres y disminuirá la medida de pobreza.

Por último, el tercer efecto se presenta únicamente cuando se utiliza una línea de pobreza relativa: una disminución de  $\theta$  aumenta el ingreso equivalente de los hogares; por lo tanto, aumenta la línea de pobreza fijada como un porcentaje del mismo. El resultado final sobre la medida de pobreza dependerá de cuál de los tres efectos predomine, aunque en general es de esperar que se produzca una relación en forma de ‘U’ al igual que para el caso de la distribución del ingreso.

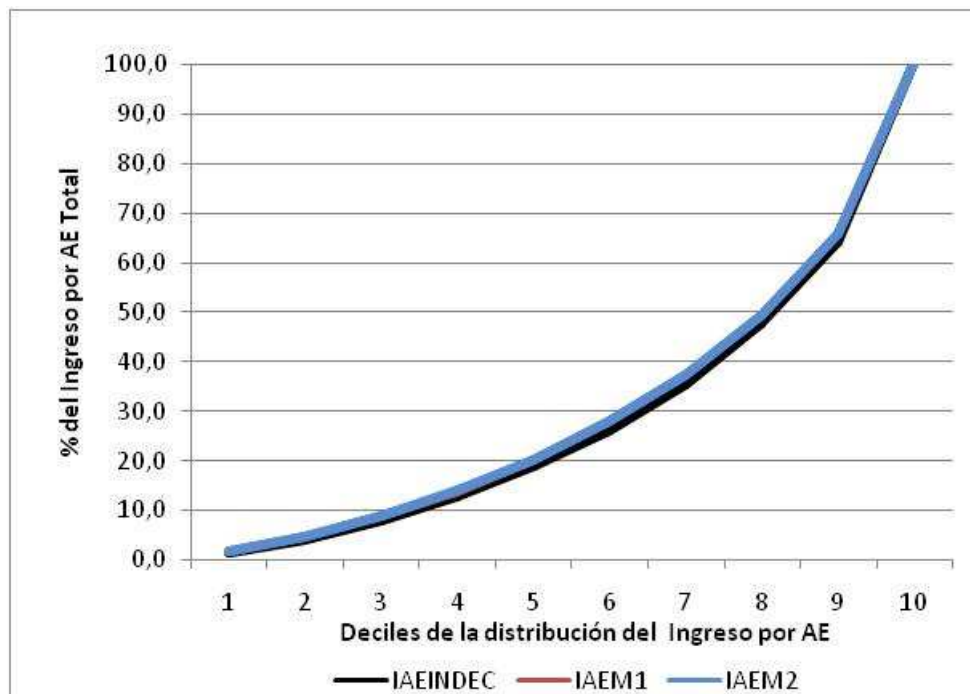
Lo que se observa en la Tabla N° 14 es el resultado del “efecto directo” que describen los autores, la cantidad de hogares pobres y personas pobres es menor al ajustar por las escalas de M1 y M2 cuyo parámetro  $\theta$  implícito es 0,63, menor que el de 0,74 que implican las escalas INDEC. El efecto de “distribución” que, en el caso analizado, supone una mejora puede ser visualizado empleando los datos expandidos de la ENGH 96-97. En la Tabla N° 15 se presentan la media, el rango y el porcentaje de ingresos acumulados correspondientes a los deciles de la distribución del gasto por adulto equivalente del hogar, de acuerdo al INDEC y los que surgen de M1 y M2. Tal como lo sugiere el resultado de los trabajos empíricos de Coulter *et al.* (1992) se elevan los valores medios de los deciles de la distribución del ingreso equivalente estimado con las escalas de los modelos y aumenta el porcentaje acumulado de ingresos en los deciles inferiores. Las escalas de M1 y M2 apenas suponen diferencias –tal como es de esperar dada la misma magnitud implícita de economías de escala-. La Figura N° 6 reproduce la distribución acumulada de los ingresos por adulto equivalente para todos los hogares. Las que se derivan de M1 y M2 son casi coincidentes, con M2 algo más equitativa que M1 (lo que genera la prevalencia de M2 en el gráfico).

**Tabla Nº 15 – Distribución por deciles del ingreso por adulto equivalente del hogar  
(ENGH 1996-97)**

Deciles	Valores medios IAE			Rango del IAE			% acumulado del IAE total		
	INDEC	Δ M1	Δ M2	INDEC	Δ M1	Δ M2	INDEC	Δ M1	Δ M2
1	70,1	84,9	85,0	105,1	126,9	127,1	1,4	1,7	1,7
2	131,8	154,5	154,4	52,3	53,8	53,0	4,2	4,7	4,7
3	181,7	205,2	204,9	50,3	48,6	48,5	7,9	8,8	8,8
4	234,6	257,4	257,0	53,7	57,8	58,4	12,7	13,9	13,9
5	292,0	317,3	316,7	62,1	62,8	62,6	18,7	20,2	20,2
6	361,4	387,9	386,8	79,3	78,5	79,2	26,2	27,8	27,8
7	451,3	478,1	477,4	103,8	106,3	104,4	35,5	37,3	37,3
8	586,5	607,5	606,4	168,7	157,6	161,3	47,6	49,3	49,3
9	815,1	836,7	835,5	332,8	332,3	328,7	64,3	65,9	65,8
10	1734,1	1729,0	1727,0	19076,3	17225,0	17226,2	100,0	100,0	100,0
Total	485,8	505,7	505,1	20085,5	18250,0	18250,0			

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENGH-1996-97

**Figura Nº 6- Distribución acumulada de los ingresos por adulto equivalente del hogar**



Por último cabría preguntarse cuáles son las consecuencias de este tipo de escalas para la ubicación relativa de los hogares, ¿qué tipo de hogares se desplazarían hacia arriba en la distribución del ingreso y cuáles en sentido contrario? Para dar respuesta a esta pregunta, se comparan las características de los hogares, en las dimensiones que se analizan en esta investigación y en algunas de las no contempladas por los modelos, cuya clasificación por deciles de la distribución por adulto equivalente no resulta coincidente con la que surge de ajustar con las escalas INDEC.

El 49% de los hogares analizados, queda ubicado en el mismo decil de la distribución de ingresos calculada de manera institucional, tanto empleando las escalas de M1 como las de M2. Estas últimas sólo clasifican de forma diferente al 7% de los hogares, en función de la distribución de los hijos menores de 18 años, entre niños menores de 12 y adolescentes.

Tal como puede observarse en la Tabla Nº 16, los hogares que se desplazan hacia deciles superiores de la distribución (28% del total) poseen proporcionalmente mayor tamaño, y su composición incluye una mayor proporción de miembros adultos y adolescentes. La diferencia que introducen las escalas de M2 respecto de las de M1, se traduce en que los hogares “desplazados hacia arriba” tienen en proporción un promedio superior de menores de 12 años y uno menor de adolescentes.

En cuanto a las dimensiones no analizadas por los modelos pero que son relevantes al interior de los corrimientos que se originan en la distribución de ingresos, la no diferenciación por sexo en las escalas de los modelos “sobrestiman” mucho más la posición relativa, cuando en el hogar, los adultos y adolescentes son de género masculino. Aunque las economías de escala reducen el número de *A* por igual sin distinción de género, la diferencia relativa entre el promedio de varones y el que surge del cálculo institucional es mayor.

En el caso de los mayores de 65 años, aunque el efecto de las economías de escala es similar al de las mujeres (en el sentido que para ambos INDEC considera una escala menor que 1), lo que se observa es una proporción relativamente mayor a la que surge del procedimiento del INDEC en los hogares “desplazados hacia abajo”. Eso sugiere que muchos de los adultos mayores viven en hogares de menor tamaño, razón por lo cual el efecto economías de escala en los hogares con más miembros “empuja” hacia abajo a los hogares de este tipo.

**Tabla Nº 16- Valores promedio para las características del hogar y su relación con los “reordenamientos” que generan las escalas estimadas**

Valores medios por hogar	Deciles de la distribución de IAEM1 (dIAEM1)			Deciles de la distribución de IAEM2 (dIAEM2)		
	>dIAEINDEC	<dIAEINDEC	=dIAEINDEC	>IAEINDEC	<dIAEINDEC	=dIAEINDEC
A	3,11	1,60	2,32	3,12	1,59	2,32
K	1,85	0,42	1,26	1,86	0,37	1,27
K <sub>1</sub>	1,06	0,40	0,98	1,16	0,33	0,95
K <sub>2</sub>	0,79	0,03	0,28	0,69	0,04	0,32
Tamaño	4,96	2,03	3,58	4,97	1,96	3,59
AeINDEC	3,98	1,31	2,63	3,97	1,28	2,63
AeM1	2,88	1,55	2,27	2,88	1,52	2,27
AeM2	2,92	1,54	2,26	2,91	1,51	2,26
Amujeres	1,42	0,65	1,10	1,42	0,63	1,10
Avarones	0,36	0,02	0,15	0,31	0,03	0,17
Amayores	0,14	0,67	0,24	0,14	0,69	0,24
K <sub>2</sub> mujeres	1,55	0,29	0,98	1,56	0,27	0,98
K <sub>2</sub> varones	0,43	0,01	0,12	0,38	0,01	0,15

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENGH-1996-97

## 8. Conclusiones

A pesar de la importancia que reviste la utilización de escalas de equivalencia para comparar el nivel de bienestar de diferentes grupos de población, la cuestión acerca de cuál es el valor apropiado que estas escalas deberían tener, continúa siendo discutida.

Actualmente, en Argentina se emplea institucionalmente un enfoque tradicional de escalas establecidas por requerimientos nutricionales, para la estimación de la canasta básica alimentaria de un hogar en función de la composición por género y edades de sus miembros y, de forma indirecta, estas escalas son las que intervienen en la definición de la línea de pobreza. Sin embargo, este método no considera la existencia de economías de escala en el consumo de ciertos bienes. Los resultados de esta investigación empírica indican, sin embargo, que desde el punto de vista de los gastos efectivos revelados por el hogar las economías de escala son mayores a las implícitamente consideradas en la mayor desagregación de los miembros del hogar por edades y género que realiza el INDEC.

El número de adultos equivalentes estimados para cada tipo de hogar es significativamente más bajo que el correspondiente a las unidades consumidoras por adulto equivalente que se

utilizan institucionalmente y esa diferencia es tanto mayor en la medida que aumenta el tamaño del hogar y en su composición aumenta el número de individuos varones mayores de 12 años y menores de 65.

El análisis se efectúa utilizando la información de corte transversal de la ENGH 1996-97 para todos los hogares urbanos del país y las escalas se estiman sin variación de precios bajo el supuesto de independencia de las mismas respecto de la utilidad base de referencia. Si bien se rechaza este supuesto para la totalidad de los hogares, existe una moderada evidencia que indica que este enfoque puede ser soportado al menos en el 94% de los tipos de hogares posibles, definidos en términos de adultos y menores de 18 años, si se incorporan al modelo las elasticidades de las escalas respecto del precio de los alimentos.

Estas diferencias, sin embargo, deben ser aún fuente de nuevas investigaciones debido a que, si las economías de escala son mayores, disminuye el número de adultos equivalentes para la mayoría de los hogares –con excepción de los unipersonales- y esto incide fuertemente en la determinación de la pobreza y la distribución del ingreso en el país.

En particular con las escalas estimadas, disminuye el número de hogares pobres -de 23 a 17%- e indigentes – de 6 a 4%- con datos de mayo 1996 al aumentar el ingreso por adulto equivalente de los hogares. Este es el efecto “concentración” que describe la literatura sobre el tema. El efecto se acentúa en la determinación de pobreza e indigencia de las personas debido a que más de la mitad de la población vive en hogares compuestos por más de tres miembros.

El efecto “reordenamiento” de los hogares en la distribución del ingreso sumado al efecto concentración descrito que supone el uso de las escalas estimadas, implica una mejora considerando los porcentajes acumulados del ingreso por adulto equivalente correspondiente a los hogares en cada decil. Sin embargo, estos efectos tienen consecuencias sobre la ubicación relativa de cada tipo de hogar, en particular el 49% de los hogares queda clasificado en el mismo decil de la distribución INDEC, el 28% se desplaza hacia arriba en la distribución de ingresos y finalmente el 23% restante hacia abajo. Entre los que ven mejorada su posición relativa se encuentran los de mayor tamaño y con proporcionalmente mayor número de adultos sin niños pequeños y se ven “empujados hacia abajo” los hogares de menor tamaño y pocos adultos en edad activa.

Finalmente, existen dos aspectos que deben destacarse como resultados de este trabajo de investigación. En primer lugar, la magnitud de las economías de escala en el consumo de ciertos bienes, supera a la diferencia implícita en las escalas de requerimientos calóricos. En segundo lugar, las escalas estimadas resultan ser muy similares a las recomendadas en otros trabajos para efectuar ajustes, en función de una composición demográfica simplificada, previos al análisis de la distribución de ingreso de los hogares. A partir de esto, se evidencia la necesidad de mejorar la metodología actual utilizada institucionalmente, partiendo de la idea que el comportamiento de consumo que reflejan las escalas estimadas no se corresponde con el implícito en las escalas oficiales.

Para futuras investigaciones, un aspecto importante a tener en cuenta es que probablemente tampoco las escalas estimadas corresponden a la estructura de gastos actuales. Desde el año 1996, fecha de relevamiento inicial de la ENGH 1996 – 1997, hasta hoy, el comportamiento de consumo de los hogares seguramente se ha modificado. En especial, tras la crisis del 2001 y la posterior recuperación económica.

Esto contribuiría a mejorar las comparaciones de bienestar así como también analizar las compensaciones diseñadas por distintos programas de política social, en particular aquellos dirigidos hacia la población más vulnerable.

Queda aún pendiente incorporar mayor nivel de desagregación en la composición del hogar, considerando género y diferentes rangos de edades para sus miembros. Asimismo sería interesante realizar las estimaciones para grupos específicos de gastos y con datos más recientes que consideren los cambios en el comportamiento de consumo de los hogares en la última década.

## Referencias

Beccaria, L. (2001) "Equivalent Scales in Argentina". Fourth Meeting of the Expert Group on Poverty Statistics (Rio Group). Rio de Janeiro, Brasil, 15-17 October.

Blackorby, C. y Donaldson, D. (1993) "Adult-Equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being". *Social Choice and Welfare*. Vol. 10, N° 4, pp. 335-61.

Blundell, R., Duncan, A. y Pendakur, K. (1998) "Semiparametric Estimation and Consumer Demand". *Journal of Applied Econometrics*, N° 50, pp. 49-68.

Blundell, R., Cheng, X., Kristensen, D. (2008) "Semi-Non Parametric IV Estimation of Shape-Invariant Engel Curves". Cowles Foundation Paper N° 1261. [en línea] <<http://cowles.econ.yale.edu>>

Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Banco Mundial (2010) Guía SEDLAC Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe. [en línea] <<http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/esp/metodologia.php>>

Citro, C. y Michael, R. (1995) *Measuring Poverty: A New Approach*. National Academy Press.

Coulter, F., Cowell, F. y Jenkins, S. (1992) "Equivalence Scales Relativities and the Extent of Inequality and Poverty". *The Economic Journal*, Vol. 102, N° 414, pp. 1067-1082.

Deaton, A. (1997) *The Analysis of Household Surveys*. John Hopkins University Press.

Deaton, A. y Zaidi, S. (2002) "Guidelines for constructing consumption aggregates for welfare analysis". LSMS Working Paper 135.

Härdl, W., Hall, P. e Ichimura, H. (1993) "Optimal Smoothing in Single-Index Models". *Annals of Statistics*, Vol. 21, pp. 157-178.

Hausman, J., Newey, W., Ichimura, H., y Powel, J. (1991) "Identification and Estimation of Polynomial errors in variable models". *Journal of Econometrics*, Vol. 50, pp. 273-296.

Ichimura, H. (1993) "Semiparametric Least Squares (SLS) and Weighted SLS Estimation of Single-Index Models". *Econometrica*, N° 61, pp. 387-422.

Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina (INDEC). "Necesidades Energéticas y unidades consumidoras según edad y sexo" [en línea] <<http://www.indec.gov.ar>>

Klein, R and Spady, R. (1993) "An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models". *Econometrica*, Vol. 61, pp. 387-422.



Kohn, K. y Missong, M. (2002) "Household Budget Data and Welfare Comparisons – A Reconciliation". En: Klein, I. y S. Mittnik (Eds.), *Contributions to Modern Econometrics – From data Analysis to Economic Policy*, pp. 135-150, Kluwer, Boston.

Lewbel, A. (1997) "Consumer demand systems and household equivalence scales". In: M. H. Pesaran and P. Schmidt (Eds.), *Handbook of Applied Econometrics, Volume II: Microeconomics*, chap. 4, pp. 167–201. Blackwell Publishers Ltd., Oxford.

Li, O. y Racine, J. (2007) *Nonparametric Econometrics, Theory and Practice*. Princeton University Press.

Mancero, X. (2001) "Escalas de equivalencia: reseña de conceptos y métodos". *CEPAL, División de Estadística y Proyecciones Económicas, Serie: Estudios Estadísticos y Prospectivos, N° 8*.

Minujín, A. y Scharf, A. (1989) "Adulto Equivalente e Ingreso per Cápita: Efectos sobre la Estimación de la Pobreza". *Revista Desarrollo Económico*, Vol. 29, N° 113, pp. 113 – 123.

Newey, W. K. (2001) "Flexible Simulated Moment Estimation of Nonlinear Errors-in-Variables Models". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, pp. 616-627.

Pendakur, K. (1999). "Semiparametric Estimates and Tests of Base-Independent Equivalence Scales". *Journal of Econometrics*, Vol. 88, N° 1, pp. 1-40.

Perali, F. (2002) "Some Curiosities About the Engel Method to Estimate Equivalence Scales". *Economics Bulletin*, Vol. 4, N° 9, pp. 1-7.

Silverman, B. W. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. New York: Chapman and Hall.

Stengos, T. Sun, Y., Wang, D. (2006) Estimates of semiparametric equivalence scales. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. N° 21, pp. 629-639.

Wilke, R. (2005) "Semiparametric Estimation of Consumption Based Equivalence Scales – The Case of Germany". ZEW Discussion paper N° 04-53. [en línea] <<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". *Journal of Economic and Business Statistics*, N° 21, pp. 247-257.

Yatchew, A. (2003) *Semiparametric Regression for the Applied Econometrician*. Cambridge University Press, 1st. edition.

## **Capítulo 3 –**

---

### **Escalas de equivalencia y cambios en el nivel de bienestar de los hogares de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires**

## INDICE

<b>1. Introducción .....</b>	<b>102</b>
<b>2. La teoría de la demanda y las comparaciones de bienestar.....</b>	<b>104</b>
<b>3. El modelo econométrico y la metodología utilizada .....</b>	<b>106</b>
<b>4. Composición de los hogares y de consumo en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires .....</b>	<b>109</b>
<b>Análisis descriptivo.....</b>	<b>109</b>
<b>5. Las escalas de equivalencia en el consumo para los hogares de la Ciudad Autónoma de .....</b>	<b>113</b>
<b>Buenos Aires .....</b>	<b>113</b>
<b>5.1. Las estimaciones de los modelos.....</b>	<b>113</b>
<b>5.2. La forma de las curvas de Engel .....</b>	<b>117</b>
<b>5.3. Las escalas estimadas.....</b>	<b>121</b>
<b>6. El comportamiento de consumo y los cambios en el nivel de bienestar de los hogares... 124</b>	
<b>7. Conclusiones y sugerencias para futuras investigaciones.....</b>	<b>132</b>
<b>Referencias .....</b>	<b>134</b>

## **1. 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. Las comparaciones entre hogares basadas en el consumo, se refieren al bienestar material o nivel de vida de los mismos y éste es el concepto relevante, desde el punto de vista económico, para el diseño y la evaluación de las políticas económicas.

El gasto total promedio de los hogares aumenta a medida que aumenta el número de integrantes del hogar y, de acuerdo a ello, las comparaciones entre hogares sólo podrían realizarse entre los que poseen igual número de miembros o bien, obteniendo una medida homogénea tal como los gastos promedio por integrante. La segunda de las opciones es la más ampliamente utilizada, dado que permite extender las comparaciones a todo tipo de hogares, pero implica tener en cuenta que los gastos de consumo de cada integrante difieren en función de sus necesidades y gustos. Estas diferencias por lo general se estiman considerando las características de género y edad de cada uno de los miembros del hogar y son la base de 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 promedio, 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 más eficientemente realizado en forma conjunta. Estas características del comportamiento de consumo en el hogar introducen el concepto de economías de escala en la medida que aumenta el número de sus integrantes. La existencia de economías de escala modifica las escalas de equivalencia entre hogares con distinto número de miembros, disminuyendo los coeficientes o escalas asignadas a cada hogar cuanto mayor es su tamaño.

En Argentina el cómputo de los gastos o ingresos necesarios para adquirir una canasta básica de bienes y determinar el nivel de pobreza relativa de los hogares se realiza empleando escalas

normativas establecidas de acuerdo a los requerimientos de calorías del hogar considerando la edad y género de sus miembros. 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 del comportamiento efectivo de los hogares y las escalas que surgen están afectadas por las restricciones de ingreso que enfrentan los hogares.

Las escalas de este tipo podrían o no, medir mejor que las oficiales las equivalencias de bienestar entre los hogares. Este tipo de controversias no tiene una única respuesta y, la decisión de emplear unas u otras depende casi siempre del contexto en el cual se utilizan y del tipo de comparaciones entre hogares que los objetivos propuestos requieran.

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 capítulo 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 de consumo.

Este trabajo calcula y compara 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.<sup>1</sup> 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 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 capítulo 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.

## **2. La teoría de la demanda y las comparaciones de bienestar**

De acuerdo a la teoría neoclásica de análisis del consumidor, el concepto de bienestar es asimilable a utilidad, y se supone que los agentes económicos deciden en pos de maximizar su utilidad  $\mu$ , que es una función no decreciente que depende de las cantidades  $q$  de  $n$  posibles bienes. Si  $\mu$  está indicado por el nivel de ingreso del hogar (o por su nivel de gasto total),  $p$  es

---

<sup>1</sup> 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.

el vector de precios y  $z$  un vector de características del hogar (por ejemplo su tamaño, la edad de sus miembros), la función de utilidad se expresa:

$$\mu = U(q, z) \quad (1)$$

Su maximización sujeta a la restricción presupuestaria,

$$\mu = \sum_{i=1}^n q_i p_i \quad (2)$$

permite obtener el sistema de ecuaciones de demanda  $q_i(p, \mu, z)$ , con  $i = 1, \dots, n$ . De forma alternativa, las ecuaciones de demanda pueden ser derivadas partiendo de la función que corresponde al mínimo costo o gasto  $c = C(p, z, \mu)$  necesario para que los hogares alcancen el nivel de utilidad  $\mu$ , dados los precios  $p$  y las características  $z$ . La inversa de  $C(\cdot)$  provee la función de utilidad indirecta  $v = V(p, z, \mu)$ , de la que se obtienen las demandas aplicando la identidad de Roy. Las demandas de los hogares son cantidades óptimas que implican  $c = \mu$  y  $v = \mu$ .

Estas demandas pueden utilizarse para comparar el nivel de bienestar de un hogar con características  $z$ , con otro de referencia cuyas características son  $z^R$ , calculando sus respectivos niveles de utilidad. Estas comparaciones implican, frecuentemente, trabajar con las funciones de gastos totales y calcular escalas de equivalencia tales que:

$$s(p, \mu, z^R, z) = \frac{C(p, \mu, z)}{C(p, \mu, z^R)} \quad (3)$$

Si ambos hogares enfrentan los mismos precios  $p$ , un valor de  $s=1,7$  indica que el hogar tipo  $z$  requeriría un ingreso 70% mayor que el correspondiente al hogar de referencia para mantener el mismo nivel de bienestar  $\mu$ . En el caso que  $z$  se refiera únicamente a la cantidad de miembros en el hogar y el tamaño del hogar objeto de la comparación fuera dos, el valor de  $s-1$  representa la equivalencia de un individuo adicional en el hogar. Debido a las economías de escala en el consumo asociadas al tamaño del hogar, se espera que la ponderación correspondiente a un integrante adicional sea menor a uno.

Este concepto, que es relativamente sencillo de interpretar, no lo es tanto cuando se profundizan las implicancias teóricas subyacentes en su derivación. Bajo el nombre común de problemas de identificación de las escalas correspondientes a las características de un hogar, se incluyen varias cuestiones que han dado origen a una copiosa literatura económica y que se derivan del hecho que más de una función de utilidad es compatible con el mismo conjunto de

escalas.<sup>2</sup> Para resolver este tema es necesario establecer algún supuesto adicional que permita identificar el nivel de utilidad. Estas cuestiones son las que han llevado a Kohn y Missong (2002, p. 139) a postular que “las cantidades observadas de demanda no son suficientes para obtener una única identificación de las escalas –un hecho que hace imposible las comparaciones de bienestar”. Sin embargo, también es imposible no hacerlo, ¿cómo se evaluarían las consecuencias de aplicar ciertas políticas? Los criterios puramente normativos suelen estar viciados de excesiva subjetividad y pareciera que los datos, al menos, podrían brindar alguna evidencia empírica, a pesar de las restricciones que imponen los supuestos. Aún con las limitaciones que el análisis supone, el cálculo de las escalas en base a datos de consumo continúa siendo relevante, principalmente por la necesidad de tomar decisiones con la mayor información posible.

Una de las formas cuyos supuestos son consistentes con la teoría neoclásica y que permite identificar escalas únicas (ESE ó IB) para cada nivel de utilidad es el modelo propuesto por Blackorby y Donaldson (1989) y Lewbel (1989). En este caso, las escalas que se obtienen son independientes del nivel de utilidad base de referencia y ésta es una propiedad que no puede ser verificada en sí misma, pero que implica un conjunto de restricciones sobre las demandas que sí lo son.

### **3. El modelo econométrico y la metodología utilizada**

La elección del modelo para estimar las escalas, aunque en este caso existe variabilidad de precios y podrían haberse obtenido en base a un sistema de demandas, se basa en que, de esta forma, se facilita la comparación con las escalas estimadas a nivel nacional con la ENGH 96-97 (aplicación empírica que se presenta en el capítulo 2). Dado que el análisis se restringe a la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, resultados consistentes con los obtenidos a nivel país para el período 1996-97, enfatizarían la importancia de los cambios que surgen de las estimaciones para el último período.

---

<sup>2</sup> Las discusiones sobre identificación de escalas están desarrolladas en extenso en el capítulo 1 de esta tesis.



El modelo propuesto para estimar las escalas es uno de características semiparamétricas, debido a que la parte no paramétrica permite la estimación de las curvas correspondientes a la participación de los bienes (alimentos en el caso de esta investigación) sin restricciones respecto de su forma.

Para las escalas, la especificación paramétrica es contenida en un índice no lineal que permite modelar las características de los hogares en función del número de adultos y menores de 18 años e incorpora un parámetro para estimar las economías de escala por tamaño del hogar. Siguiendo a Yatchew (2003) este modelo es uno parcialmente lineal de índice (IPLM):

$$w = g(\ln x - \beta_1 \ln(A + \beta_2 K)) + Z\eta + \varepsilon \quad (4)$$

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 dicotómicas cuyos elementos  $z_{jd}$  toman valor 1 cuando el hogar posee  $j$  miembros adultos y  $d$  miembros menores de 18 años. 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 restantes  $q$  tipos.

El parámetro  $\beta_1$  refleja las economías de escala en el hogar y  $\beta_2$  mide la escala de equivalencia de un menor respecto de un adulto. Ambos parámetros deben ser restringidos dentro del rango  $[0,1]$  por cuestiones de identificación. 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  $\beta_2$ ) de un adulto. Los  $q$  valores de  $\eta$  miden la elasticidad de las escalas de equivalencia con respecto al precio de los alimentos (Pendakur, 1998).

El cálculo de las escalas de equivalencia ( $\Delta$ ) para los  $z_{jd}$  tipos de hogares implica resolver, aplicando la operación inversa al logaritmo a la expresión restada al  $\ln x$ , tal que:

$$\Delta = (A + \beta_2)^{\beta_1} \quad (5)$$

Para estimar el modelo, se parte de una grilla de valores de  $\beta$  y para cada uno de ellos se procede como si fuera un modelo parcialmente lineal. Aplicando diferencias óptimas, reordenando los datos en orden creciente en función de la expresión que contiene el logaritmo ajustado por adulto equivalente, para cada par de valores de  $\beta$  fijos de la grilla, se calculan los valores  $\eta$  en forma conjunta. El problema de optimización consiste en buscar,

entre diferentes valores de  $\beta$ , los que minimicen la varianza estimada de los residuos ( $s^2$ ) (Ichimura, 1993 y Klein y Spady, 1993).

Previo a las estimaciones propuestas, se calcularon expresiones paramétricas para el mismo modelo simplificado ( $Z\eta=0$ ) y, aunque los resultados para el período 96-97 son similares a los obtenidos a nivel país, en el período más reciente los estimadores de los parámetros de interés –en particular el responsable de las economías a escala en el hogar– no indicaron valores compatibles con la teoría económica. Tal como se presenta en la sección 6, el nivel general de precios al consumidor experimentó un aumento del 68,2% y el rubro alimentos y bebidas en particular, un 86%. Esto implica que las escalas se modifican en distinta medida en función de las elasticidades correspondientes a cada tipo de familia.

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 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  $N(0,1)$ .<sup>3</sup> 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  $s_{unres}^2$ .

$$\sqrt{mn} \frac{(s_{res}^2 - s_{unres}^2)}{s_{unres}^2} \xrightarrow{D} N(0,1) \quad (6)$$

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

<sup>3</sup> Demostración en Yatchew (2003).

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.

#### **4. 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 presenta la Tabla N° 1 que indica la participación porcentual de cada tipo de hogar en función de estas variables, para los dos periodos analizados 1996-97 y 2004-05. 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.

Como puede observarse, en la ciudad de Buenos Aires en 2004-05, 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 compuesta 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.

**Tabla N° 1 – Porcentaje de hogares de acuerdo al número de miembros adultos y niños para la ciudad de Buenos Aires**

Adultos		1	2	3	4	5	6	Más de 6	Total	
Niños	0	04-05	24,70%	28,30%	7,70%	4,60%	1,10%	0,40%	0,00%	66,70%
		96-97	23.1%	26.4%	9.5%	4.7%	1.1%	0.3%	0.1%	65.2%
	1	04-05	1,80%	9,00%	3,50%	1,90%	0,60%	0,20%	0,00%	16,90%
		96-97	1.8%	8.1%	2.6%	2.0%	0.6%	0.1%	0.1%	15.3%
	2	04-05	1,20%	8,00%	1,10%	0,60%	0,10%	0,00%	0,10%	11,10%
		96-97	0.9%	8.3%	1.7%	0.8%	0.1%	0.0%	0.1%	11.8%
	3	04-05	0,30%	2,30%	0,50%	0,20%	0,10%	0,00%	0,00%	3,40%
		96-97	0.2%	4.2%	0.3%	0.5%	0.2%	0.1%	0.0%	5.5%
	4	04-05	0,10%	1,00%	0,20%	0,00%	0,00%	0,10%	0,00%	1,40%
		96-97	0.2%	0.9%	0.3%	0.2%	0.0%	0.0%	0.0%	1.6%
	5	04-05	0,10%	0,20%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,40%
		96-97	0.1%	0.2%	0.0%	0.1%	0.0%	0.1%	0.0%	0.5%
	6	04-05	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
		96-97	0.0%	0.3%	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	0.2%
	Más de 6	04-05	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
		96-97	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
	Total	04-05	28,20%	48,70%	13,00%	7,30%	1,90%	0,70%	0,10%	100,00%
		96-97	26.4%	48.2%	14.4%	8.2%	2.1%	0.5%	0.2%	100,00%

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

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 N° 2, 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 la observación de esta tabla. La primera es que en términos reales los hogares gastan menos en alimentos en 2004-05, 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.

**Tabla N° 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
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
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	-	-
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	-	-
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	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
Total		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.

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 N° 2 pero para las categorías de hogares redefinidas.

**Tabla N° 3 – 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
Total		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.

## **5. 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 subsecciones. 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.

### **5.1. 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 Nº 4 con especificaciones paramétricas lineal y cuadrática en el gasto por adulto equivalente. 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 1996-97 los valores estimados para los parámetros de interés se encuentran dentro del rango económicamente plausible, no sucede lo mismo para 2004-05. 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).<sup>4</sup> En particular un valor mayor a 1 supone deseconomías a escala en el hogar lo que parece contraintuitivo.

**Tabla Nº 4- Resultados de las estimaciones paramétricas del modelo simplificado para ambos períodos**

M1 (1996-97)						M1 (2004-05)					
Lineal en GAE <sup>(1)</sup> (2)			Cuadrático en GAE (3)			Lineal en GAE <sup>(1)</sup> (2)			Cuadrático en GAE (3)		
	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	
$H_0: \alpha_2 = 0 \quad F_{1,1251} = 11,2 \quad (p = 0,001)$						$H_0: \alpha_2 = 0 \quad F_{1,2677} = 7,19 \quad (p = 0,007)$					

(1) Denota el logaritmo del gasto por adulto equivalente.

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

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

¿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

<sup>4</sup> Las estimaciones con idéntico modelo para el total país 1996-97 indican valores estimados para los parámetros  $\hat{\beta}_1=0,71$  y  $\hat{\beta}_2=0,72$ .



niños. 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 1996-97, 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 diseconomías a escala estimadas para 2004-05, 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 finalmente propuesto para estimar las escalas, incorporando ahora la versión completa que corresponde al modelo IPML, es el correspondiente a la ecuación (4) de la sección 3 de este capítulo. En el caso que se presenta, las familias han sido reagrupadas tal como se indicara en la misma sección, 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 Nº 3).

Los resultados de la estimación del modelo se observan en la Tabla Nº 5. 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

comentan en la subsección siguiente. El estimador de  $\beta_2$  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 Nº 5- Estimaciones del modelo IPLM para ambos períodos**

Parámetros estimados	M2 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
$\hat{\eta}_{1+de1}$	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
$\hat{\eta}_{+de3,1}$	37	0,00995	0,04697	62	0,05423	0,03990
$\hat{\eta}_{+de2,2}$	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 diseconomías a escala, dado que el término lineal adicional capta parte de la variación que se traduce en el modelo más simple en diseconomías 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.<sup>5</sup>

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 1996-97, 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 2004-05, 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 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.

## 5.2. 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

---

<sup>5</sup> Aunque no se presentan en este capítulo, 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 diseconomías de escala y los intentos de extender la grilla de valores en el IPLM tampoco fueron satisfactorios.

forma para la curva de Engel de alimentos es el definido en la sección 3. 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 Nº 6 permite observar 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.

**Tabla Nº 6- 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	0,30	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	17,0
$Z_{30}$	-0,08	0,015	0,0163	0,21	9,16	-0,05	0,015	0,0150	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	0,0070	0,68	31,0	-0,01	0,011	0,0110	0,10	2,1
$Z_{11}$	-0,12	0,009	0,0080	0,65	27,1	-0,03	0,146	0,0140	0,24	6,7
$Z_{1,+de1}$	-0,15	0,021	0,0270	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	8,0
$Z_{22}$	-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	0,0150	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	0,1960	-	-0,52	-0,08	0,007	0,0089	0,39	10,8

Nota: La celda con guión indica un valor de  $R^2$  negativo.

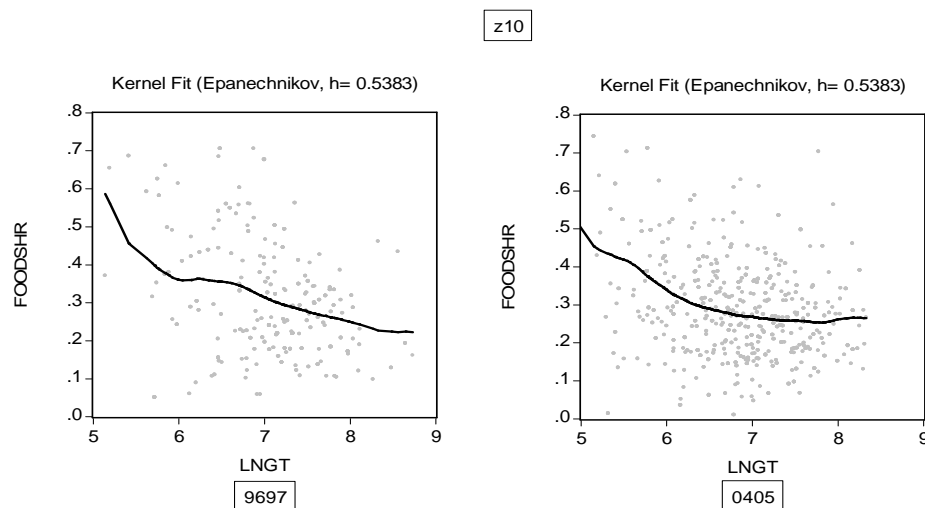
Los tests para ambos períodos se presentan en la Tabla Nº 7 y tal como puede observarse no se rechaza la invarianza de las curvas para 1996-97, pero sí en el período 2004-05. La primera interpretación obvia es que la evidencia empírica sugiere que, mientras que en el primer período el modelo conjunto 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 Nº 7 – Test de invarianza de la forma de las curvas de Engel

M2 (1996-97)		M2 (2004-05)	
$S_{res}^2 M2$	$S_{unres}^2$	$S_{res}^2 M2$	$S_{unres}^2$
0,015956	0,018535	0,014567	0,014192
$H_0 : f$ en M2 no difiere de las estimadas por separado		$H_0 : f$ en M2 no difiere de las estimadas por separado	
$V^{(2)} = \sqrt{10 * 1284} \frac{(0,0159 - 0,0185) D}{0,0185} \rightarrow N(0, 1)$ $V = -15,76 \quad (p=1,000)$		$V^{(2)} = \sqrt{10 * 2584} \frac{(0,0145 - 0,0142) D}{0,0142} \rightarrow N(0, 1)$ $V = 4,24 \quad (p=0,000)$	

De acuerdo a los datos de la Tabla Nº 6, 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 Nº 1 se observa el resultado de las estimaciones no paramétricas para ambos períodos correspondientes al hogar de referencia ( $Z_{10}$ ).

Figura Nº 1- Estimaciones no paramétricas de las curvas de Engel para el hogar de referencia

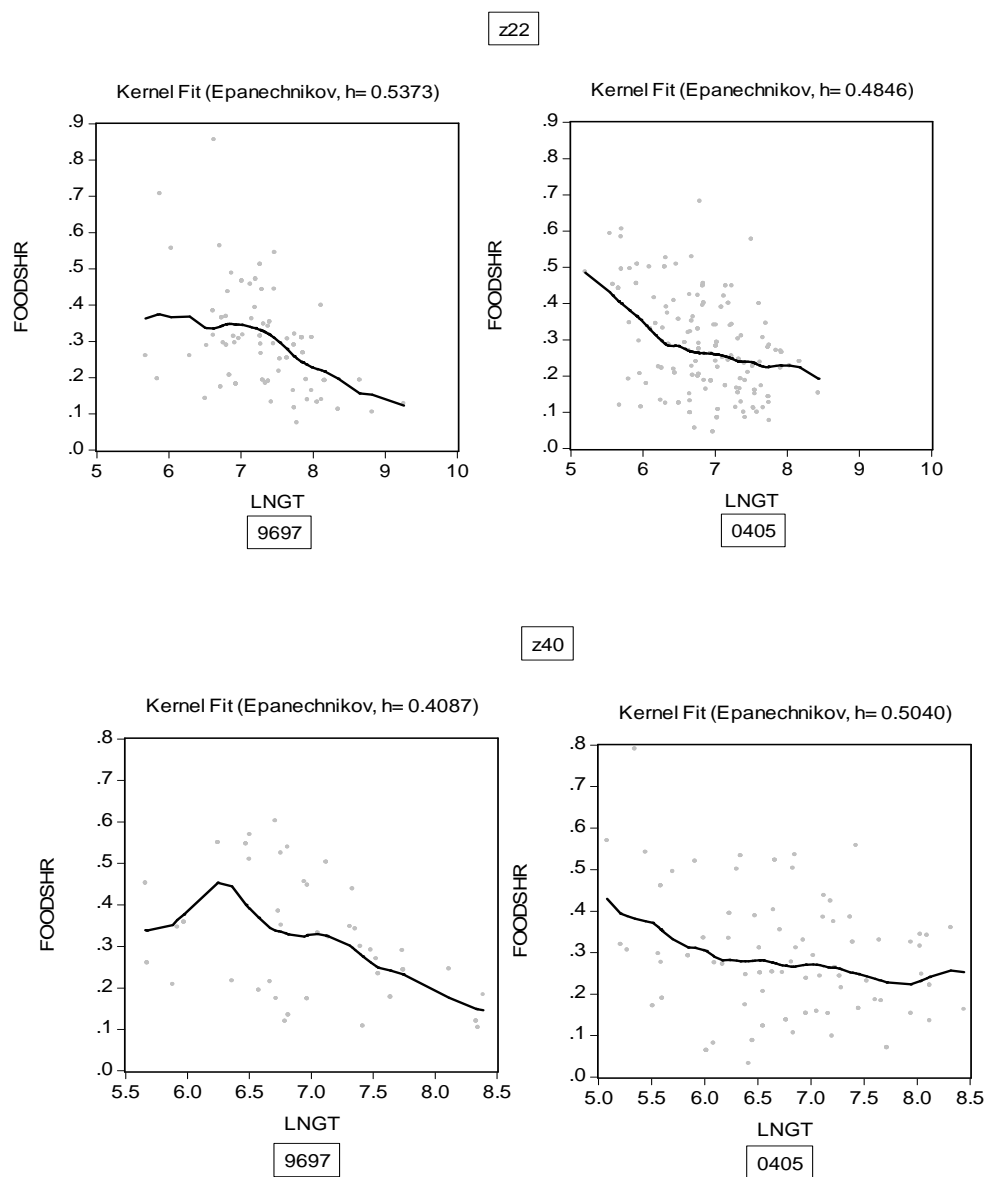


En el caso particular del período 2004-05 se observa también que para altos niveles de gasto la curva se estabiliza y aún pareciera aumentar, lo que posiblemente se asocie con un efecto

“gasto en alimentos de mayor calidad”, tal como explicará en la sección que comenta los resultados en términos del bienestar de las familias.

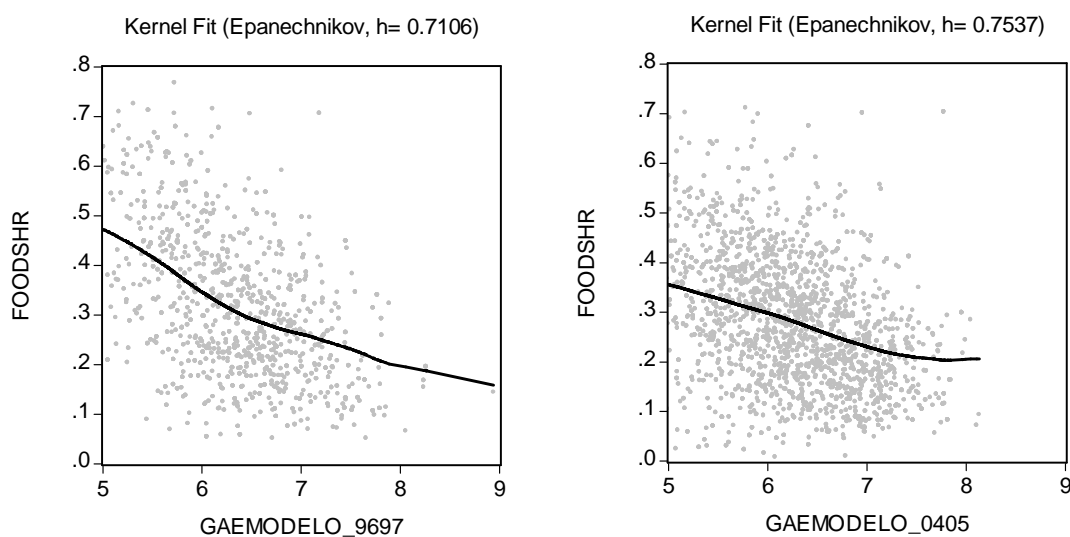
En la Figura Nº 2 se presentan las mismas estimaciones no paramétricas pero correspondientes a los hogares compuestos por una pareja y dos niños ( $z_{22}$ ) y cuatro miembros adultos ( $z_{40}$ ). En este último tipo de hogar el efecto “aplanamiento” es mucho más visible.

**Figura Nº 2- 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 N° 3 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.

**Figura N° 3- La forma de las curvas de Engel en los modelos estimados**



El modelo para el período 2004-05 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 2004-05 para los hogares  $Z_{22}$  y  $Z_{40}$ .

### 5.3. Las escalas estimadas

En la Tabla N° 8 se reportan las escalas de equivalencia estimadas a partir del modelo propuesto para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires en ambos períodos.

**Tabla N° 8 – Escalas de equivalencia estimadas por el modelo**

N° de adultos (A)	N° de niños (K)	Escalas de Equivalencia ( $\Delta$ )	Error Estándar se( $\Delta$ )	Escalas de Equivalencia ( $\Delta$ )	Error Estándar Se( $\Delta$ )
		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

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 es que en el caso 2004-05, 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. 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 más simple tal como las presentadas al comienzo de la sección 5.1. En ella se explicaba como la estimación con diseconomías a escala puede traducirse en un aumento de las escalas. Adicionalmente 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 Nº 9 se presentan los resultados para la estimación conjunta de ambos períodos.

**Tabla Nº 9- Resultados del modelo simplificado para ambos períodos en conjunto**

M1 (1996-97 y 2004-05) $n=3868$				
$w = \alpha_1(\ln x - \beta_1 * \ln(A + \beta_2 K)) + \alpha_2(\ln x - \beta_1 * \ln(A + \beta_2 K)) + \rho * p0405 + c + \varepsilon$				
	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
$\hat{\rho}$	-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			

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 Nº 4, 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.

## **6. 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 2004-05 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 parámetro 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 N° 12.

Los hogares se presentan, en la Tabla N° 10, en orden creciente de acuerdo al número de adultos, para ambos períodos, y puede compararse 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 1996-97 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 privilegiaran 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).

**Tabla N° 10- 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	Educación	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%

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH 1996-97 y ENGH 2004-05 Nota: Datos expandidos calculados a diciembre 1997.

**Tabla N° 11. 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	Período	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%

Fuente: Elaboración propia con datos ENGH 1996-97 y ENGH 2004-05 Nota: Datos expandidos calculados a diciembre 1997.

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 descritos se mueven en la dirección que señala el ajuste del modelo para los dos períodos, un valor de  $\beta_1$  más alto, que indica una menor magnitud de las economías de escala presentes en los gastos de consumo del hogar.

En la Tabla N° 11 se presenta la distribución del presupuesto 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 1996-97 descendían en importancia en el presupuesto, en 2004-05 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 1996-97, 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 N° 12 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 varios –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 N° 4 y 5- para el período 2004-05. 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.

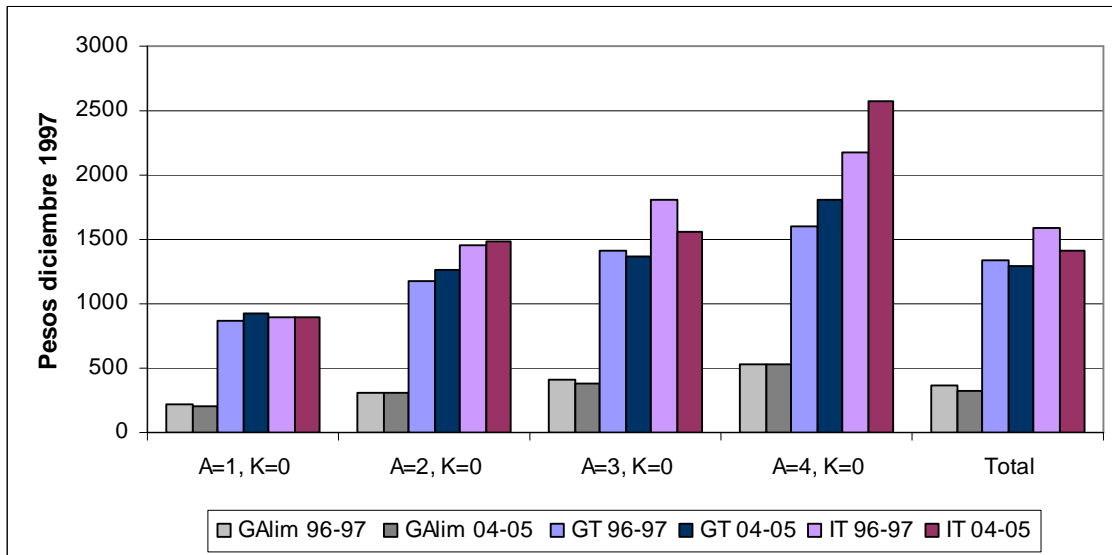
El gasto real promedio en alimentos se mantiene o disminuye frente a un aumento del presupuesto real de los adultos, lo que explica la caída en la participación de este rubro en el período 2004-05. No es este el caso de los hogares con niños porque, aunque disminuyen (a excepción de una pareja con un 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.

**Tabla Nº 12 – Índices de Precios al Consumidor, Nivel General y apertura por rubros de gastos**

Año	Mes	Nivel Gral	Alim y Beb	Indum y Calz	Vivienda	Equip H	Salud	Tte y Com	Esparc	Enseñanza	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%

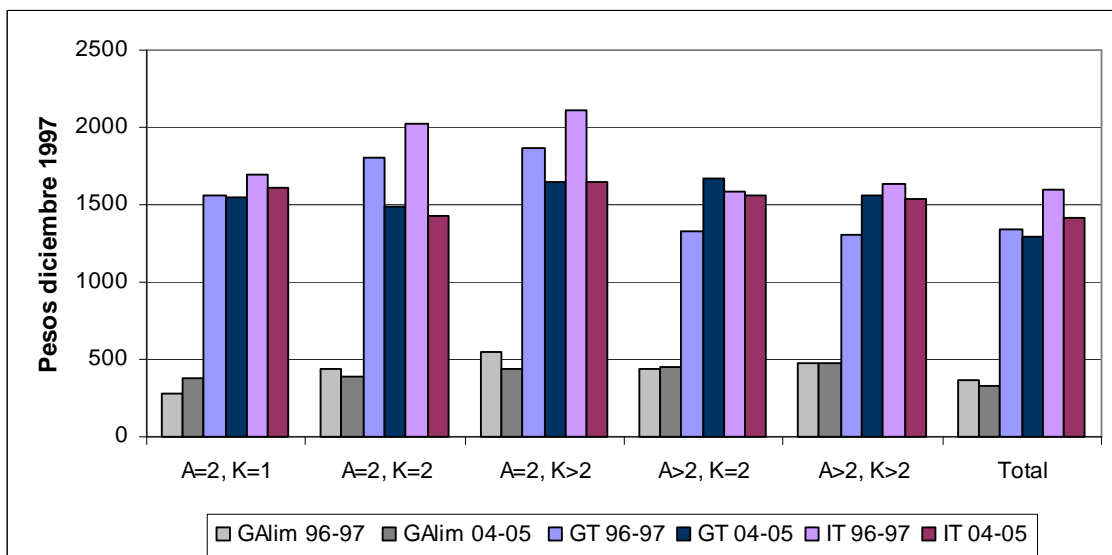
Fuente: INDEC

**Figura N° 4- 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 N° 5- 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 anteriores, 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 “marca” 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 1996-97.

## **7. Conclusiones y sugerencias para futuras investigaciones**

El comportamiento de consumo de los hogares de la ciudad de Buenos Aires en el período 2004-05 muestra un cambio importante respecto del período 1996-97. 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 2004-05 que en 1996-97, 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

Blackorby, C. y Donaldson, D. (1989) "Adult-Equivalence Scales, Interpersonal Comparisons of Well-being and Applied Welfare Economics". In: Elster, J., Roemer, J. (Eds.) *Interpersonal Comparisons of Well-Being*. Cambridge University Press. Cambridge, pp. 164-199.

Ichimura, H. (1993). "Semiparametric Least Squares (SLS) and Weighted SLS Estimation of Single-Index Models". *Econometrica*, N° 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](http://www.indec.gov.ar).

Klein, R and Spady, R. (1993) "An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models". *Econometrica*, 61, 387-422.

Kohn, K. y Missong, M. (2002) "Household Budget Data and Welfare Comparisons – A Reconciliation". En: Klein, I. y S. Mittnik (Eds.), *Contributions to Modern Econometrics – From data Analysis to Economic Policy*, pp. 135-150, Kluwer, Boston.

Lewbel, A. (1989). "Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons". *Journal of Public Economics*, N° 39, pp. 377 – 391.

Pendakur, K. (1998) "Semiparametric Estimates and Tests of Base-Independent Equivalence Scales". *Journal of Econometrics*, Vol. 88, N° 1, pp. 1 – 40.

Yatchew, A. (2003), *Semiparametric Regression for the Applied Econometrician*. Cambridge University Press. First edition printed in USA.

Yatchew, A., Sun, Y. y Deri, C. (2003) "Efficient Estimation of Semiparametric Equivalence Scales with Evidence from South Africa". *Journal of Economic and Business Statistics*, N° 21, pp. 247-257.

## **CONCLUSIONES**

---

A lo largo de esta investigación se ha intentado dar respuesta a los interrogantes planteados en la introducción.

Del análisis teórico, realizado en el primer capítulo, se derivan los supuestos del modelo que permite identificar escalas de equivalencia independientes de la utilidad base de referencia considerada en las comparaciones (IB) o escalas exactas (ESE). Esta es una condición que puede ser testada, lo que ofrece la posibilidad de verificar si se cumplen los supuestos establecidos por el modelo. Aunque el cumplimiento de los supuestos no es garantía suficiente para sostener que son plausibles, la posibilidad de su verificación empírica resulta atractiva. Muchos de los supuestos establecidos por otros modelos, tienen un carácter más normativo y son de difícil verificación.

A pesar de ello, la posibilidad de aplicarlo con éxito, resulta muy dependiente de la forma en que se estima el modelo. La hipótesis ha sido rechazada en varios trabajos que utilizan métodos paramétricos, pero posee relativa evidencia a favor en contextos semiparamétricos. Este modelo resulta apropiado teniendo en cuenta que las escalas pueden ser identificadas aún en un contexto sin variabilidad de precios, tal como sucede en el caso de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 1996-97 –única disponible a nivel nacional-.

Como resultado del trabajo realizado en el segundo capítulo, se obtienen las escalas de equivalencia para el caso de la Argentina. Esta aplicación empírica utiliza los datos de la mencionada encuesta y obtiene resultados similares a los encontrados en otros trabajos que emplean la misma forma funcional para las escalas. Éstas se calculan en base a un índice no lineal que considera la composición demográfica de los hogares simplificada en dos tipos de especificaciones. La primera los clasifica en términos de la cantidad de adultos y menores de 18 años que los componen y la segunda divide a éstos últimos en dos intervalos de edades, considerando los niños de hasta 12 años y los adolescentes. De este modo, se proporciona cierta evidencia a favor de algunas de las convenciones relativamente más aceptadas. Los niños, de acuerdo a las estimaciones, representan una proporción equivalente a 0,62 de un adulto y los adolescentes una igual a 0,92. Los cambios más importantes que surgen del modelo son el resultado de la incorporación del parámetro que permite estimar las economías de escala en el gasto de los hogares. Mientras que que las escalas de equivalencia oficiales, actualmente empleadas en las mediciones de pobreza e indigencia en Argentina, se mantienen

constantes en la comparación de todos los hogares en términos del gasto o ingreso por adulto equivalente, las escalas estimadas en base al comportamiento de consumo “efectivo” de los hogares indican una magnitud importante de economías a escala en los gastos a medida que aumenta el tamaño del hogar. El parámetro que las estima indica un valor igual a 0,72.

Las escalas de equivalencia estimadas son significativamente más bajas que las utilizadas por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos en el país para el cálculo de la canasta básica alimentaria correspondiente a distintos tipos de hogares. Este resultado refuerza las propuestas teóricas (Beccaria, 2001) acerca de tener en cuenta las economías de escala en ciertos rubros de gastos a medida que aumenta la cantidad de integrantes en el hogar.

Si las escalas estimadas en base a los gastos de consumo de las familias reflejaran en forma más real el comportamiento de los hogares en los años 1996 y 1997, las estimaciones de pobreza e indigencia oficiales estarían sobreestimadas aproximadamente en 5 puntos porcentuales para el caso de los hogares y en 10 puntos porcentuales para el caso de las personas. La distribución acumulada de los ingresos en el país, por el efecto producido al aumentar el ingreso equivalente en los hogares de mayor tamaño, estaría más “concentrada” y cambiaría el reordenamiento de los hogares. Se observaría relativamente más “equitativa” acumulando un porcentaje de ingresos mayor en cada uno de los deciles, especialmente en los deciles medios - hasta un 1,5% adicional en el cuarto y quinto, 1,6% a 1,7% en los comprendidos entre el sexto y el octavo volviendo a 1,5% en el noveno. Esto implicaría el mismo efecto hallado en otros trabajos empíricos, que indica una posible forma de U para los cambios producidos en la distribución del ingreso como consecuencia de una disminución del parámetro que estima las economías de escala.

En particular, la ubicación relativa de los hogares en la distribución del país cambiaría empobreciendo en términos relativos a los hogares de menos integrantes y “empujando hacia arriba” a los hogares de mayor tamaño.

Finalmente, se propone una comparación de las escalas obtenidas en dos períodos de análisis, que se corresponden con contextos macroeconómicos diferentes, uno más estable durante la vigencia del Plan de Convertibilidad (1996-97) y otro de recuperación posterior a la crisis del año 2001, con grandes fluctuaciones en los precios relativos de los bienes.

A partir del aumento que se verifica en las escalas de equivalencia correspondientes a los hogares de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires para el último período, se derivan las posibles repercusiones de estos cambios de precios sobre el nivel de consumo real de las familias, con el impacto consecuente sobre su nivel de bienestar. La inclusión de un menor en el hogar implica una fracción mayor de los gastos correspondientes a un adulto y la magnitud de las economías de escala derivadas del tamaño del hogar disminuye fuertemente.

En particular, se sostiene que ha disminuido en términos reales la participación de los alimentos en el presupuesto y que esto se debe a la posibilidad de sustituir entre los bienes que componen este rubro. Adicionalmente se postula que la disminución de las economías de escala en el hogar, se debe al incremento de los gastos reales en algunos rubros que implican bienes “privados” -cuyo consumo es relativamente proporcional al número de integrantes (por ejemplo, indumentaria, transporte y comunicaciones, educación y servicios personales)-.

Otras posibles explicaciones, que son compatibles con los resultados provienen de suponer que los hábitos de consumo se han modificado, desplazando las demandas. Estos cambios podrían reforzar el efecto precios relativos que afecta las cantidades sobre la misma curva de demanda. Existen nuevas necesidades de consumo (las comunicaciones son un ejemplo) y los gustos y preferencias son distintos (alimentos más diferenciados, mayor cantidad de artículos deportivos en indumentaria y mayor importancia relativa de ciertos bienes en el equipamiento del hogar, entre otros).

Un interrogante que queda pendiente, sin embargo, al comparar los resultados de los capítulos dos y tres consiste en evaluar cuán importantes son estos cambios a nivel nacional. ¿Oficialmente llegaría a estar subestimada la pobreza en el país? O, a consecuencia de los cambios estructurales en el comportamiento de consumo de los hogares, las escalas actuales estarían evaluando “correctamente” la situación real. Lo único que es posible observar es que, en términos de gastos e ingresos reales, al comparar con la situación de 1996-97 con la de 2004-05 en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires los hogares en promedio indican una desmejora de su nivel de vida como resultado del proceso inflacionario en ese período.

Como posibles líneas de investigación que permitan profundizar estas cuestiones, sería interesante estimar las demandas como sistema para distintos tipos de bienes, utilizando un enfoque similar para incluir las características demográficas.



También podrían extenderse los resultados incorporando mayores dimensiones de género y edades para clasificar la composición de los hogares. Esto permitiría profundizar el análisis sobre qué tipo de hogares se ven afectados en mayor medida por los cambios de precios relativos y por los correspondientes a hábitos y preferencias de consumo.

Se espera que estos resultados sean también un estímulo para emprender nuevas investigaciones en el tema, dada la escasez de estudios de estudios empíricos sobre escalas de equivalencia en el contexto de nuestro país y, la importancia de las mismas en muchas aplicaciones de política económica.

## **Referencias**

Beccaria, L. (2001) "Equivalent Scales in Argentina". Fourth Meeting of the Expert Group on Poverty Statistics (Rio Group). Rio de Janeiro, Brasil, 15 – 17 de Octubre de 2001.