



UNIVERSIDAD NACIONAL  
DE MAR DEL PLATA



FACULTAD DE CIENCIAS  
ECONÓMICAS Y SOCIALES

**Universidad Nacional de Mar del Plata**  
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales

**Gastos de consumo de los hogares y estimación de  
escalas de equivalencia**

Informe Final  
Beca de Estudiante Avanzado

Becario: Matías Carugati  
Director: Miriam Berges

**Mayo 2009**

## Indice

<b>INTRODUCCIÓN:</b> .....	<b>3</b>
<b>MARCO TEÓRICO:</b> .....	<b>7</b>
<b>Las escalas de equivalencia y la medición del bienestar</b> .....	<b>8</b>
<b>Teoría del Consumo y escalas de equivalencia</b> .....	<b>10</b>
Método de Engel:.....	11
Método de Rothbarth: .....	12
Método de Prais y Houthakker: .....	13
Método de Barten y modificación de Gorman:.....	14
Escalas de equivalencia paramétricas: .....	16
Escalas de Equivalencia IB: .....	17
<b>Antecedentes de estimación de Escalas de Equivalencia en Argentina</b> .....	<b>19</b>
<b>Metodología:</b> .....	<b>21</b>
Regresión semiparamétrica: .....	21
Modelo <i>Index</i> : .....	22
Identificación: .....	22
Estimación: .....	23
Aplicación: estimación de escalas de equivalencia .....	23
<b>Datos empleados:</b> .....	<b>25</b>
Reestructuración de los datos:.....	25
Características principales: .....	27
<b>RESULTADOS PRINCIPALES:</b> .....	<b>30</b>
<b>Modelos estimados:</b> .....	<b>30</b>
<b>Modelo 1:</b> .....	<b>31</b>
<b>Modelo 3:</b> .....	<b>32</b>
<b>Comparación entre modelos:</b> .....	<b>34</b>
<b>Escalas de Equivalencia IB:</b> .....	<b>35</b>
<b>Análisis de gasto por adulto equivalente:</b> .....	<b>36</b>
<b>Comparación con criterio del INDEC:</b> .....	<b>37</b>
<b>CONCLUSIONES:</b> .....	<b>41</b>
<b>BIBLIOGRAFÍA:</b> .....	<b>45</b>
<b>ANEXO N° 1:</b> .....	<b>49</b>
<b>ANEXO N° 2:</b> .....	<b>52</b>
<b>ANEXO N° 3:</b> .....	<b>54</b>

## **INTRODUCCIÓN:**

La medición económica del bienestar suele realizarse sobre la base de considerar el ingreso (o el consumo) del hogar como indicador del nivel de vida. Pero tanto el ingreso como el consumo total no toman en cuenta el tamaño ni la composición del hogar de forma que dos hogares con el mismo ingreso tendrían igual nivel de bienestar, aunque uno estuviera conformado por dos personas y el otro por seis.

Para solucionar este problema se utiliza el ingreso *per cápita*, el ingreso total del hogar dividido el número de personas que lo conforman. Sin embargo, este indicador también tiene limitaciones, ya que presupone que las necesidades de los individuos al interior del hogar son las mismas, y que no existen economías de escala en el consumo. Por un lado, los niños normalmente necesitan un presupuesto menor que los adultos para satisfacer las mismas necesidades, por ejemplo de alimentación y vestuario. Por otro lado, en el hogar se producen “economías de escala” en el consumo, debido a la presencia de “bienes familiares” o “bienes públicos”: dos personas viviendo juntas pueden disfrutar del uso de la vivienda o la calefacción sin necesidad de gastar el doble que una persona sola.

Las escalas de equivalencia son índices que muestran el costo de vida relativo entre familias de diferente tamaño y composición. Con ellas es posible ajustar el ingreso de manera que tome en cuenta el tamaño del hogar, además de las economías de escala en el consumo y las distintas necesidades de los miembros del hogar. De manera más formal, las escalas de equivalencia se definen como un “índice que muestra, a precios de referencia, el diferencial de costos en el que debe incurrir un hogar, debido a su tamaño y composición, para alcanzar la curva de indiferencia del hogar de referencia” (Grootaert, 1982).

La cuestión acerca de cuál debería ser el valor numérico de estas escalas de equivalencia ha recibido mucha atención a través de los años. Resumidamente, las fuentes alternativas para las escalas de equivalencia provienen de: (a) estudios nutricionales y fisiológicos, (b) la interacción de grupos políticos de presión, votaciones y convenciones administrativas, y (c) investigaciones empíricas sobre el comportamiento de gasto de los hogares. El método (a) fue ampliamente discutido sobre la misma base que las definiciones fisiológicas sobre pobreza, tal como Atkinson (1975) apunta, la necesidad es un concepto social. El método (b) conduce a planteos en términos más normativos, acerca de lo que las escalas de equivalencia deberían ser. Y finalmente el (c) es uno de los métodos empíricos más abordados desde la Economía.

Ernst Engel (1895) 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, siendo más específicos, 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 (ver por ej. Pollak and Wales, 1981; Lewbel, 1985).

Si definimos una función de utilidad para los padres de familia<sup>1</sup> que depende de la cantidad de bienes consumidos en el hogar ( $q$ ) y de las características demográficas ( $z$ ):

$$u = u(q, z)$$

---

<sup>1</sup> Se utiliza la utilidad de los padres porque ellos están presentes antes y después de la llegada de los niños, y por lo tanto es la única que se puede comparar en ambos escenarios.

Puede obtenerse una “función de costos”, que indica cuál es el gasto mínimo necesario en bienes ( $x$ ) que debe realizar un hogar de composición  $z$  para alcanzar el nivel de utilidad  $u$  cuando los precios son  $p$ :

$$c(u, p, z) = x$$

La escala de equivalencia se obtiene dividiendo la función de costos del hogar  $h$  por la función de costos del hogar de referencia, para un mismo nivel de precios ( $p^0$ ) y un mismo nivel de utilidad ( $u^0$ ):

$$m^h = c(u^0, p^0, z^h) / c(u^0, p^0, z^0)$$

Esta relación sugiere que las escalas pueden identificarse a partir de los datos de consumo. Sin embargo, como  $u^0$  no es observable cualquier aplicación empírica de este enfoque enfrenta el problema de cómo conocer el nivel de utilidad para efectuar comparaciones de bienestar. Este problema fundamental no ha sido aún resuelto y se necesitan condiciones adicionales para poder asegurar, por ejemplo, la independencia de las escalas establecidas del nivel de utilidad. Kohn y Missong, (2002) concluyen que “las cantidades demandadas observadas no son suficientes para obtener una única identificación de las escalas de equivalencia”.

Existen muchos trabajos que las obtienen a partir de estimar sistemas lineales de demanda (por ej. el PIGLOG de Muellbauer, 1976; el AIDS de Deaton y Muellbauer, 1980; y el ELES de Lluch, 1973) y sistemas de gasto parcialmente lineales (una extensión de los primeros que admite relaciones no lineales). Estos modelos son de tipo paramétrico y, para ser consistentes con la teoría, requieren fuertes restricciones sobre la forma funcional de las participaciones en el gasto para estimar las escalas de equivalencia. Estas restricciones pueden conducir a sesgos de especificación y, consecuentemente, a producir tanto resultados como análisis distorsionados.

Tratando de evitar los sesgos de especificación, pero manteniendo las ventajas de los métodos paramétricos, Blundell *et al* (1998) introdujeron un enfoque semiparamétrico, el llamado Modelo Extendido Parcialmente Lineal (EPLM) basado en el trabajo de Pendakur (1999)<sup>2</sup>. Este modelo es más flexible porque permite estimar en forma no paramétrica las participaciones en el gasto de las familias pero, es necesario a su vez, suponer que las escalas de equivalencia son independientes del nivel de utilidad base de las comparaciones.

Si las preferencias de consumo satisfacen la hipótesis de independencia respecto al nivel de ingreso, las escalas de equivalencia resultarían idénticas para hogares del mismo tamaño y composición aunque difieran en ingresos. Y, bajo condiciones de iguales valores de escala para familias del mismo tipo, con independencia del nivel de gasto, los valores podrían ser identificados a partir de un sistema de ecuaciones de demanda (Blackorby y Donaldson, 1993; Pendakur, 1999). La restricción es bastante fuerte pero resulta útil porque brinda a los responsables de política una herramienta para medir resultados de los planes que procuran asegurar a cada miembro de las familias objetivo de las transferencias un mismo nivel de bienestar. También hace posible, a partir de datos de los hogares, la evaluación de la desigualdad social. Y, por último, este tipo de restricciones impuestas sobre las preferencias proveen una forma conveniente de incorporar la información demográfica en la estimación de las curvas de Engel.

La independencia entre escalas de equivalencia y nivel de gasto no puede ser directamente confirmada por los datos pero las implicancias derivadas a partir de ese supuesto pueden testarse. Pendakur (1999) estima las escalas en forma

---

<sup>2</sup> El trabajo original de Pendakur es de 1998, la publicación citada en el Journal of Econometrics es de 1999. Pendakur es también el tercer autor del trabajo citado Blundell *et al* (1998).

semiparamétrica con un modelo en que las proporciones del gasto de cada hogar son estimadas no paramétricamente y a partir de su modelo acepta la hipótesis de independencia para el caso de familias sin niños de tamaño diferente y para familias con niños. Suponiendo que los precios se mantienen constantes, las participaciones en el gasto de los alimentos, por ejemplo, expresadas como una función del logaritmo de su nivel de ingreso pueden ser representadas con desplazamientos verticales y horizontales según la composición de las familias (*shape invariance* de la función de participación en los gastos).

Yatchew (2003) propone un método semiparamétrico de estimación para las escalas de equivalencia que resulta más eficiente que el propuesto por Pendakur (1999) y de más fácil implementación para su cálculo. El autor propone una adaptación que permite tratar al modelo como uno de índices simples a partir del cual se obtienen estimaciones simultáneas para múltiples tipos de hogares.

Como se mencionó previamente, la estimación de escalas de equivalencia apropiadas es de fundamental importancia para comparar el nivel de pobreza de diferentes grupos de población. Actualmente, en Argentina, para estimar la Canasta Básica de Alimentos (CBA), cuya valorización define la línea de indigencia, se tiene en cuenta la composición del hogar (en cuanto al número de miembros, sus edades y géneros) y los requerimientos nutricionales considerando los hábitos de consumo predominantes. Para estimar los componentes no alimentarios de la canasta básica, que deben ser tenidos en cuenta para calcular la línea de pobreza, el procedimiento es indirecto. Se parte de la CBA y se incorporan las necesidades no alimentarias de manera agregada a través de la utilización del coeficiente de Engel (la relación gasto en alimentos / gasto total). Este enfoque 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 algunos tipos de gastos sólo son originados por personas con ciertas características.

Existen propuestas de revisión de esta metodología pero aún el tema no ha sido suficientemente tratado con datos de Argentina y las conclusiones de este trabajo podrían contribuir a mejorar las mediciones sobre desigualdad que se realizan en el país, y en virtud de las cuales se discuten y diseñan políticas redistributivas. Asimismo, este trabajo resulta importante para analizar las compensaciones diseñadas por distintos programas de política social en nuestro país, en especial aquellos que buscan garantizar un mínimo nivel de bienestar a familias de diferente composición.

Por último, vale destacar que este proyecto contribuye y brindará información a otro mayor que el Grupo de Economía Agraria está realizando en la Universidad Nacional de Mar del Plata: *“Los gastos de consumo de los hogares y la seguridad alimentaria. Un análisis aplicado a la demanda de alimentos”*. En particular, brindará la posibilidad de recalcular los montos en pesos equivalentes para garantizar un cierto nivel de bienestar mínimo a los hogares de acuerdo a su composición.

Por lo anteriormente expuesto, se plantean los siguientes objetivos e hipótesis de trabajo de esta investigación:

Objetivo general:

- Estimar empíricamente escalas de equivalencia para Argentina utilizando datos de gastos de consumo de los hogares, para el período 1996 – 1997.

Objetivos particulares:

1. Analizar los gastos de familias con distinta composición e investigar si de acuerdo a su comportamiento las escalas pueden considerarse independientes del nivel de gasto.

2. Analizar las economías de escala en el consumo de alimentos y otros bienes en el hogar.
3. Comparar distintas estimaciones de escalas de equivalencia e investigar regularidades y diferencias.
4. Recalcular la línea de pobreza para nuestro país utilizando este tipo de escalas de equivalencia y evaluar las diferencias con el cálculo de las actuales.

Hipótesis de trabajo:

1. La existencia de escalas de equivalencia independientes del nivel de utilidad de referencia es más probable cuanto más homogénea la composición demográfica de los hogares.
2. Aunque el gasto total es mayor en hogares de mayor tamaño, existen economías de escala en el consumo de alimentos y otros bienes.
3. Los efectos de las economías de escala son decrecientes respecto del tamaño del hogar. Es decir, que las economías de escala poseen efectos considerables sobre la escala de equivalencia, pero dichos efectos poseen un límite.
4. Los valores de las escalas de equivalencia estimados en base a gastos diferirán de los valores establecidos actualmente en base a requerimientos calóricos. En particular, los gastos equivalentes por miembro adicional en el hogar probablemente serán mayores con este último criterio.

Los datos que se utilizarán en la estimación de las curvas se obtuvieron de la Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares (ENGH) realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) de la República Argentina. Si bien se ha realizado dicha encuesta entre los años 2004 y 2005, los datos no están disponibles para su utilización. Por lo tanto, se emplean los datos que surgen de la ENGH anterior, realizada entre los años 1996 y 1997.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la segunda sección se presenta el marco teórico de la investigación: se realiza una reseña teórica respecto a las escalas de equivalencia y una revisión de los principales métodos para su cálculo.

En la tercera sección se presenta el método de estimación aplicado. Se desarrollan los argumentos a favor de la estimación semiparamétrica, junto con sus ventajas por sobre otros métodos de estimación. Asimismo, se realiza una reseña del método *index*, aplicado en este trabajo para la estimación de las escalas de equivalencia.

En la cuarta sección se describen las principales características de los datos empleados, así como la forma en que fueron reestructurados para la investigación. Se presenta un análisis preliminar de los mismos, de forma tal que se puedan realizar ciertas observaciones respecto al patrón de consumo de los hogares.

En la quinta sección se presentan las estimaciones de las escalas de equivalencia para hogares de distinta composición demográfica. Adicionalmente, se presenta una comparación del método empleado con el que actualmente utiliza el INDEC. Finalmente, en la sexta y última sección se brindan las principales conclusiones del análisis de las escalas estimadas, tratando de brindar una explicación satisfactoria para las regularidades y diferencias encontradas, que puede ser de utilidad con fines de política económica.

## **MARCO TEÓRICO:**

Como se plantea anteriormente, existen diversas formas de medir y comparar el nivel de vida de los integrantes de distintos hogares. Una de dichas formas consiste en comparar los niveles de gasto o de consumo *per cápita*, suponiendo que todos enfrentan los mismos precios. Aunque es posible dividir el total de gastos de consumo por el número de personas que conviven en el hogar, este procedimiento implica no sólo que cada uno de los miembros recibe una asignación exactamente igual al resto, sino que todos los miembros de un hogar poseen los mismos gustos y necesidades.

Sin embargo, los niños y los adultos de distinto género y edad poseen gustos y necesidades diferentes, invalidando la suposición implícita del enfoque *per cápita*. Asimismo, dentro de los hogares existen bienes que poseen el carácter de públicos, porque pueden ser disfrutados por todos sin costos adicionales, y existen economías de escala en el consumo dentro de un hogar, derivados de las compras por cantidad y en las mejoras en la preparación de los alimentos, por ejemplo.

Para tener en cuenta los efectos del tamaño y la composición familiar del hogar sobre los gastos de consumo, usualmente se emplea un sistema de ponderaciones en el cual el consumo de un niño o un adulto adicional en el hogar representa una fracción del consumo de un adulto tomado como referencia. De esta forma, el número de miembros en el hogar es reemplazado por el número de “adultos equivalentes”, como divisor en el cálculo del consumo *per cápita*. Esta conversión se realiza utilizando una escala de equivalencia que incorpora las diferencias entre hogares de acuerdo a su composición e intenta corregir el nivel de gasto sobre la base de sus necesidades. Estas escalas brindan la proporción de gastos necesaria para cubrir las necesidades correspondientes a cada tipo de hogar, es decir, la proporción de gastos que permita que dos hogares de distinto tamaño y composición posean un mismo nivel de bienestar.

El tema de qué valores numéricos tienen o deberían tener esas escalas ha recibido gran atención a través de los años. No obstante, diversos autores reconocen que no existe una escala de equivalencia “correcta”, sino que es mejor adoptar un enfoque particular para cada investigación, teniendo en cuenta sus ventajas y limitaciones. Existen distintas fuentes alternativas de escalas de equivalencia en la literatura, no obstante, la mayoría de las contribuciones teóricas o empíricas que intentan determinar escalas de equivalencia se pueden clasificar de acuerdo a su metodología, en alguno de los siguientes tres tipos de escalas (Buhmann *et al*, 1988; Hagenaars *et al*, 1994):

- Las escalas de expertos (*expert scales*) son determinadas de acuerdo a 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 de acuerdo a estudios fisiológicos y nutricionales con fines estadísticos o para calcular los beneficios de programas específicos de seguridad social. Su principal crítica es la falta de sustento teórico, al plantear una noción fisiológica de las necesidades.
- Las subjetivas o basadas en mediciones directas de bienestar (*subjective scales*). 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 la Teoría de Consumo (*consumer scales*). Las investigaciones que poseen este enfoque intentan medir la utilidad indirectamente a través de las preferencias reveladas por los gastos de consumo de los hogares, restringidos en función de su ingreso disponible. Utilizando datos de corte transversal, se estiman a partir del comportamiento de consumo de los hogares. Engel (1895) 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. Este enfoque es el empleado en la presente investigación.

### **Las escalas de equivalencia y la medición del bienestar**

Existe una discusión previa a los diversos métodos de estimación de escalas de equivalencia que debe ser considerada, para luego analizar concretamente los métodos de cálculo alternativos. Diversos autores han iniciado un debate, que aún hoy continúa, respecto a la relación que las escalas de equivalencia poseen con las investigaciones sobre el bienestar de los hogares, y las razones por las cuales el empleo de las mismas se encuentra justificado. La discusión al respecto no es trivial, ni secundaria, por ello a continuación se realiza una breve reseña del mismo.

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. Es necesario contar con una función de bienestar social para derivar la función de utilidad del hogar a partir de las funciones de utilidad individuales de sus miembros (Samuelson, 1956), debido a que la utilidad es un concepto subjetivo. Sin embargo, no es posible conocer la “verdadera” función de bienestar social entre las muchas posibilidades de construir una función, a partir de las utilidades de las personas en un mismo hogar.

Para resolver este problema, los métodos que estiman escalas de equivalencia para familias con niños utilizan el concepto de “bienestar de los padres”. Se supone en este caso que el bienestar de los niños es una función creciente del bienestar de sus padres (Rothbarth, 1943) o más estrictamente que ellos poseen el mismo nivel de bienestar que sus padres (Blackorby y Donaldson, 1993). La mayoría de los estudios que comparan un adulto con una pareja (con o sin niños) suponen que ambos miembros poseen el mismo nivel de bienestar (Schulte, 2007). Sin embargo existen antecedentes (Liu y Hsu, 2004; Thomas, 1990) que indican que la distribución dentro del hogar difiere en función del género de los hijos y de la distribución de ingresos entre los padres.

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 respecto de la decisión de los miembros de un hogar sobre 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”*.

Mientras que los niños pueden ser costosos, los padres los eligen (en la mayoría de los casos), por lo que para ellos deben implicar ciertos beneficios capaces de compensar los costos. Argumentos basados en la teoría de la preferencia revelada 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 son mayores que dichos costos. Las escalas de equivalencia que toman en cuenta la decisión racional y los



beneficios derivados de determinada composición del hogar se denominan “escalas de equivalencia no condicionales”.

Las escalas de equivalencia que no toman en cuenta los beneficios de una composición familiar particular son definidas por Pollak y Wales como “escalas de equivalencia condicionales”, porque pueden ser derivadas en algunas circunstancias del comportamiento de demanda de los consumidores bajo el supuesto que la estructura demográfica está dada. Este tipo de escalas incluyen los costos de los niños pero no sus beneficios, por ejemplo.

Pollak y Wales argumentan que, mientras las escalas pueden ser útiles para entender los patrones de demanda del consumidor, para las comparaciones de bienestar es necesario conocer las escalas de equivalencia no condicionales que tienen en cuenta la elección de la composición del hogar. Estas últimas no pueden ser inferidas a partir de la demanda de los consumidores solamente. Estas consideraciones llevaron a Blundell y Lewbel (1991, p66) a concluir 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. De acuerdo con Deaton y Muellbauer (1986, p.725): “[...] *los padres eligen tener chicos y significa que los beneficios de tenerlos superan a los costos, pero de ninguna forma significa que los costos sean cero. Lo que se requiere es una definición más estrecha y puramente económica del bienestar de los padres, y que ella excluya el beneficio de los niños en sí mismos, tanto reales como psicológicos*”. Entonces, ante la ausencia de una medida precisa del bienestar puro de los padres, resulta preferible mantener la utilización de las escalas de equivalencia actualmente empleadas, con las limitaciones que ello implica.

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*”. De acuerdo a estos autores, entonces, en hogares donde la tenencia de hijos no ha sido planeada, o donde las expectativas no se han concretado, los costos de los niños superan a los beneficios y el uso de escalas de equivalencia condicionales, por lo tanto, resultaría justificado.

Nelson (1993) propone que las ideas de Deaton y Muellbauer se ajustan a la tradición histórica de la estimación de escalas de equivalencia porque las investigaciones originales (Engel, 1895; Sydenstricker y King, 1921; entre otros) evalúan el bienestar de forma más acotada que la teoría más moderna, que tiene en cuenta las preferencias reveladas. Los trabajos más antiguos se enfocaban más en requerimientos de tipo fisiológico y consideraban el consumo de todos los miembros del hogar; mientras que las escalas de equivalencia no condicionales se derivan de las preferencias reveladas de los 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, dado que “*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*”.

Otro argumento importante a favor de las escalas condicionales proviene de Sen (1986). El concepto más acotado de bienestar se asimila al término “nivel de vida”. De acuerdo a este autor el nivel de vida es la principal preocupación detrás de las investigaciones de pobreza y distribución del ingreso, y el mismo 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 como reconciliar ambos enfoques de estimación de escalas de equivalencia y trata de establecer en qué circunstancias no hay conflicto entre escalas condicionales y su utilización para comparaciones de bienestar. Con respecto al costo de los niños y la existencia de familias con distinto tamaño, Bradbury concluye que sólo bajo condiciones muy restrictivas pueden utilizarse escalas condicionales para compensar a 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 menos 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 políticas de ayudas monetarias con objetivo en los niños.

Finalmente, Schulte (2007) argumenta que ambos enfoques (escalas condicionales y no condicionales) son válidos para las escalas de equivalencia dependiendo del contexto en que se evalúan o del problema al cual se aplican.

De forma resumida, entonces, se ha expuesto el debate existente entre las escalas de equivalencia condicionales y no condicionales. A pesar de que el debate no ha sido concluido, existen argumentos de peso que justifican la utilización de escalas de equivalencia condicionales, tal como se expusieron previamente. Por lo tanto, se prosigue a analizar las metodologías alternativas para la estimación de las escalas, y la aplicación del método empleado en esta investigación.

### **Teoría del Consumo y escalas de equivalencia**

Considerando que para medir bienestar y efectuar comparaciones hay que tener en cuenta el nivel de bienestar de los hogares, el supuesto fundamental que está detrás de las contribuciones basadas en la Teoría del Consumo es que dos hogares que se comportan de igual forma poseen el mismo nivel de bienestar. Las escalas de equivalencia son índices en base a los cuales hogares de distinto tamaño y composición pueden ser comparados en términos de bienestar o ingreso real.

Las escalas de equivalencia comparan hogares de composición diferente en la misma forma que un índice de costo de vida compara dos niveles de precios. Considerando a  $u^R$  el nivel de utilidad base o de referencia, el escalar  $P$  es el costo relativo de mantener el estándar de vida  $u^R$  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 que compara 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 resulta 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

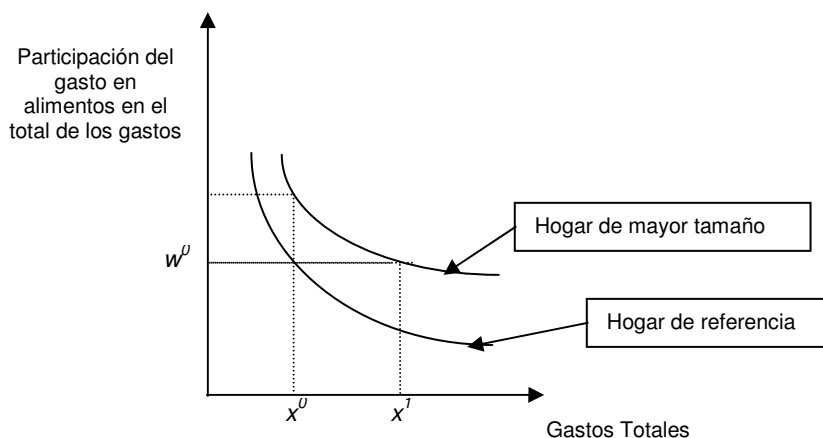
procedimiento no resulta suficiente para poder identificar las escalas (Pollak y Wales, 1979). Para ello es necesario contar con información adicional o bien explicitar los supuestos bajo los cuales la estimación es posible.

Método de Engel:

El primer método para construir escalas de equivalencia surgió con el pionero trabajo de Ernst 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 posee un mismo nivel de bienestar que uno de menor tamaño si ambos gastan la misma proporción de su presupuesto en alimentos.

Para cualquier composición del hogar dada, la Ley de Engel muestra una relación inversa entre gasto total de un hogar y participación del gasto en alimentos del mismo, como se observa en la Figura N° 1.

**Figura N° 1**



Si dos hogares gastan la misma proporción de su presupuesto en alimentos (tienen un mismo nivel de bienestar bajo el criterio de Engel), la relación del gasto total de ambos hogares nos dará un índice del costo de mantener al primer hogar relativo al costo de mantener al segundo, y este índice es la escala de equivalencia.

La estimación de escalas de equivalencia bajo este método requiere, primero, estimar una curva de Engel para la proporción gastada en alimentos. La forma funcional a elegir depende del criterio del investigador, y de los objetivos que éste persiga, dado que no existe una curva de Engel “única” ni una “correcta”. La cantidad de formas funcionales posibles de ser empleadas son muchas, aunque la más utilizada, por sus buenas propiedades, es la forma Working – Leser (1943) modificada para captar las diferencias entre hogares de distinto tamaño y composición:

$$w_f = \alpha + \beta \ln(x/n) + \sum \gamma_i n_i + \varepsilon \quad (16)$$

Donde  $w_f$  es la proporción gastada en alimentos;  $x$  es el gasto total;  $n$  el número total de personas en el hogar;  $n_i$  el número de personas en la categoría  $i$ ;  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\gamma$  son parámetros;  $\varepsilon$  es un término de error; y  $\ln(x/n)$  es el logaritmo natural del gasto per cápita.

Si  $x^*$  es el gasto necesario del hogar  $h$  para mantener el mismo nivel de utilidad que el hogar de referencia (cuyo gasto es  $x^0$ ), y si ambos hogares destinan la misma proporción de su gasto a alimentos, entonces:

$$\alpha + \beta \ln(x^*/n^h) + \sum \gamma_i n_i^h = \alpha + \beta \ln(x^0/n^0) + \sum \gamma_i n_i^0 \quad (17)$$

Despejando las variables de gasto, obtenemos la escala de equivalencia:

$$E = x^*/x^0 = (n^h/n^0) \exp \sum [(\gamma_i/\beta)(n_i^0 - n_i^h)] \quad (18)$$

De acuerdo a Deaton y Muellbauer (1986), el método de Engel se encuentra basado en: (a) se cumple la Ley de Engel (la proporción de gasto en alimentos disminuye a medida que el nivel de ingreso o gasto total aumenta, para hogares de igual tamaño y composición), y (b) para hogares que poseen un mismo nivel de ingreso o gasto total, la proporción gastada en alimentos aumenta a medida que se incrementa el tamaño del hogar. La validez del punto (a) no es discutida, dada su comprobación en distintas economías y períodos de tiempo por parte de diversos autores. Respecto al punto (b), éste parece ser válido, dado que miembros adicionales en un hogar reducen el ingreso o gasto total per cápita. Asimismo, si estos miembros adicionales son niños, la proporción de gasto en alimentos se incrementa dado que las necesidades de éstos, comparadas con las de sus padres, se encuentran sesgadas hacia los alimentos (Deaton y Muellbauer, 1986). No obstante, que se acepte la validez de (a) y (b) no implica necesariamente que hogares de distinta composición demográfica, pero con igual proporción de gasto en alimentos, posean un mismo nivel de bienestar.

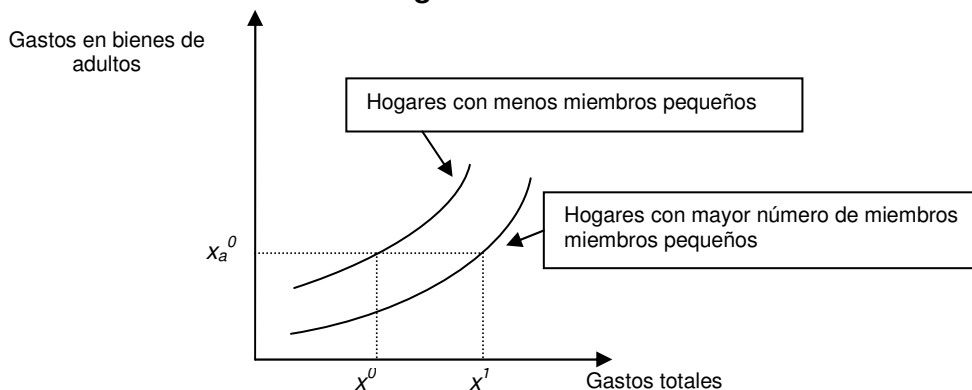
Nicholson (1976) argumentó que aunque fuera exactamente conocido el monto de dinero necesario para compensar a los padres, de modo que alcanzaran el mismo nivel de bienestar que poseían antes del nacimiento del niño, los gastos pueden estar distribuidos de otra forma. En particular, los niños consumen proporcionalmente más alimentos, 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. Esto es consistente con los resultados empíricos encontrados por Tsakloglou (1991), donde las escalas de equivalencia estimadas con la metodología de Engel son mayores que las estimadas con otros métodos, y con lo demostrado teóricamente por Deaton y Muellbauer (1986).

#### Método de Rothbarth:

El método de Rothbarth (1943) consiste en utilizar los gastos en bienes consumidos por los adultos para medir el nivel de bienestar de los adultos y comprobar cuánto se reducen estos gastos debido a la incorporación de un niño en el hogar. Este autor calcula cuanto debería haber caído el ingreso para originar la misma caída en el consumo de los bienes de adultos y de esta forma obtiene el costo de un niño adicional. Esto supone identificar una distribución de recursos en el hogar, asumiendo que hay bienes sólo consumidos por cierto grupo de miembros en el hogar. La literatura usualmente ha considerado el tabaco, el alcohol y la ropa de adultos.

La Figura N° 2 mide los gastos en bienes de adultos en el eje vertical y la relación con el nivel de ingreso es positiva, suponiendo que se trata de bienes normales. Los hogares con mayor número de miembros gastan menos en bienes de adultos a idéntico nivel de ingreso, de forma que si consideramos  $x^0$  como el nivel de ingreso de referencia para un hogar de menor tamaño, el costo de un niño es  $x^1 - x^0$ , y la escala de equivalencia viene determinada por  $x^1/x^0$ .

Figura Nº 2



La estimación del método de Rothbarth es similar a la estimación del método de Engel. En primer lugar, se deben seleccionar cuáles son los bienes de adultos a utilizar. Posteriormente, se elige una forma funcional para la curva de Engel a estimar. Igualando la proporción gastada en los bienes de adultos entre un hogar cualquiera y el de referencia obtenemos una expresión a partir de la cual puede obtenerse la escala de equivalencia.

Para su correcta aplicación, este método requiere el cumplimiento de dos condiciones (Mancero, 2001): que las preferencias de los padres no cambien en presencia de niños (preferencias estables), y que el consumo de los padres sólo se vea afectado por la presencia de los niños a través de un efecto ingreso (separabilidad demográfica). Estas condiciones aseguran que la llegada de un nuevo miembro al hogar reduzca el consumo de bienes de adultos debido al menor presupuesto disponible para su consumo, pero no como consecuencia de cambios en el costo relativo de los bienes.

No obstante el cumplimiento de estas condiciones, el método de Rothbarth tiende a subestimar las escalas de equivalencia (Tsakloglou, 1991). De acuerdo con Gronau (1988), si los padres derivan utilidad del consumo realizado por sus hijos, la propensión marginal a gastar en bienes de adultos se verá reducida ante la presencia de hijos adicionales. Si esto ocurre, el método de Rothbarth subestima el costo de un niño, ya que se requeriría de mayores compensaciones para restablecer el nivel original de gasto (Deaton y Muellbauer, 1986).

Asimismo, existen problemas de orden empírico para aplicar este enfoque, dada la dificultad de encontrar datos sobre bienes únicamente consumidos por adultos en las encuestas de gastos.

Por último, este método sirve únicamente para estimar escalas de equivalencia para niños, pero no para adultos adicionales a los de referencia. Esta limitación del método surge debido a que para calcular el costo de un miembro adicional en el hogar se requiere que este no consuma bienes de adultos.

#### Método de Prais y Houthakker:

El método propuesto por Prais y Houthakker (1955), quienes reformulan un enfoque presentado por Sydenstricker y King (1921), sostiene como idea básica que las funciones de demanda son de la forma:

$$p_i q_i / m_i = f_i(x / m_0) \quad (19)$$

En esta expresión  $m_i$  y  $m_0$  son, respectivamente, las escalas de equivalencia de una mercancía específica y una general, definida ésta como un promedio

ponderado de las escalas de las mercancías individuales  $m_i$ .<sup>3</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 restricción presupuestaria se define como:

$$\sum m_i f_i(x / m_0) = x \quad (20)$$

Este modelo se estima especificando formas funcionales adecuadas para cada  $m_i$  en función de las características demográficas observables, y (19) y (20) constituyen un sistema de ecuaciones no lineales. Este procedimiento, sin embargo, está incompleto. Prais y Houthakker no percibieron el problema de identificación subyacente en su modelo debido a que lograron realizar estimaciones con éxito, bajo ciertos supuestos previos. Para lograr la completa identificación resulta necesario imponer restricciones sobre alguna de las escalas específicas (Muellbauer, 1974). La solución más común es suponer que la escala para los bienes de adultos es la unidad. Adicionalmente, este método también posee un supuesto extremo: las elasticidades cruzadas de la demanda deben ser iguales a cero (Mancero, 2001).

#### Método de Barten y modificación de Gorman:

Una alternativa al método de Prais y Houthakker es el método propuesto originalmente por Barten (1964), quien construye escalas específicas para cierto tipo de mercancías en el marco de la teoría de la utilidad. Este autor presenta la función de utilidad de un hogar como la función de utilidad de cada uno de los miembros del hogar:

$$u_n = v[q_1 / m_1(z), \dots, q_n / m_n(z)] \quad (21)$$

En (21) las  $m$  tienen la misma interpretación que en el modelo de Prais y Houthakker, dependiendo de las características sociodemográficas del hogar. La maximización de (21) 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  $p^*$ :

$$q_i / m_i(z) = g_i(x, m_1(z)p_1, \dots, m_n(z)p_n) \quad (22)$$

Si todas las  $m_i$  fueran iguales e idénticas al tamaño del hogar, (22) indicaría que el consumo *per cápita* es igual a la demanda Marshalliana, en función del ingreso *per cápita* y de los precios. Cuando las escalas difieren entre mercancías, el efecto de una reducción del ingreso estará presente a través de los precios que estarían multiplicados por un valor mayor o menor. De este modo, se generan efectos sustitución y los bienes que son niño – intensivos serán más caros en los hogares donde existen muchos niños y las familias sustituirán en contra de ellos. Debido a que la identificación de este modelo supone que las familias actúan respecto de su composición de la misma forma que ante los precios, no puede ser estimado a partir de datos sin variación de precios.

Un supuesto implícito en el modelo de Barten es que tanto el hogar de referencia como el hogar con niños consumen los mismos bienes, lo cual no se cumple con productos específicos de niños. Este problema puede resolverse, no

<sup>3</sup> La ponderación de la escala general está dada por la participación del gasto en cada bien sobre el gasto total del hogar.

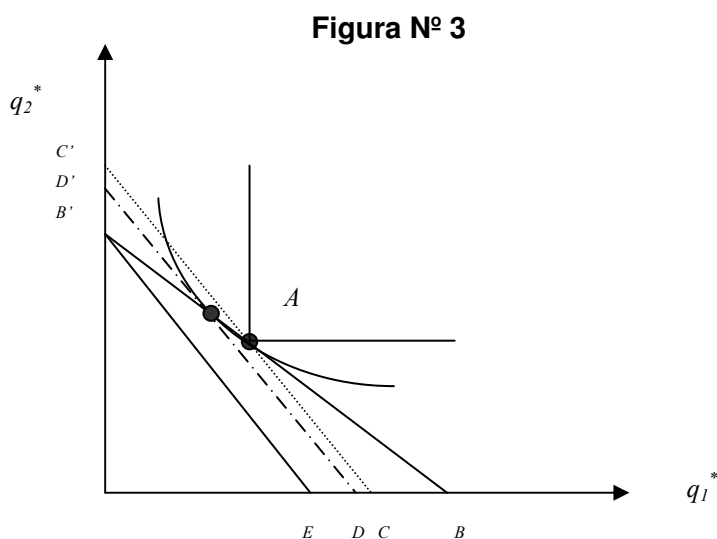
obstante, al emplear la modificación de Gorman (1976). Esta modificación añade a la función de costos de Barten una serie de costos fijos asociados a los niños:

$$x = c[u, p_1 m_1(z), p_2 m_2(z), \dots, p_n m_n(z)] + \sum_i p_i n_i(z) \quad (23)$$

En (23)  $p_i$  es el precio del bien  $i$  y  $n_i(z)$  es el consumo correspondiente fijado, de forma que el término agregado del lado derecho representa el costo fijo asociado con el vector de características  $z$ .

El análisis de Barten es una generalización del modelo de Engel, pero que incorpora los cambios en la composición de las familias actuando de la misma forma que una modificación en los precios. Tener chicos hace que los helados, la leche y las gaseosas sean relativamente más caras y los cigarrillos o el whisky relativamente más baratos. Como plantea el propio Gorman (1976) “un bollo de un penique cuesta tres veces más cuando se tiene una mujer y un niño”. El cambio en los precios relativos es de esperar que cause un efecto sustitución hacia bienes relativamente menos caros.

Deaton y Muellbauer (1980) ilustran la diferencia que surge de aplicar el modelo de Prais-Houthakker o de Barten con la Figura N° 3. Ésta 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-Houthakker, mientras que la curva suave muestra la correspondiente al modelo de Barten.



La recta auxiliar que indica la variación compensadora o escala de equivalencia para el modelo de Prais-Houthakker es C'C, mientras que en el de Barten, al dar lugar a 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-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-Houthakker precisamente debido a la sustitución posible.

### Escalas de equivalencia paramétricas:

Existe una metodología alternativa para la estimación de escalas de equivalencia que, de acuerdo a Teruel *et al* (2005) se puede encuadrar dentro del enfoque de la Teoría del Consumo. Esta metodología propone la estimación de escalas paramétricas, tal como las denomina Mancero (2001). Estas escalas son estimadas a partir de una forma funcional determinada por el investigador, que posee parámetros que diferencian los efectos de las economías de escala en el consumo y los efectos de las necesidades de los integrantes de un hogar de acuerdo a sus características.

Buhmann *et al* (1988) realizaron un estudio muy abarcativo respecto a las escalas de equivalencia, analizando las diferencias que éstas poseen entre países. Los autores propusieron que el bienestar económico o ingreso ajustado ( $W$ ) de un hogar, puede obtenerse mediante la siguiente expresión:

$$W = D/n^e \quad (24)$$

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*). 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 distintos países<sup>4</sup>, a pesar de no tomar en cuenta si los miembros del hogar son adultos o niños, u otras características.

Si se quieren 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:

$$S = [1.0 + 0.7(A - 1) + 0.5K] \quad (25)$$

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 considera explícitamente la existencia de economías de escala en el hogar, aunque éstas se manifiestan a través de los coeficientes establecidos para los adultos y niños adicionales.

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 EEUU (Citro y Michael, 1995). La escala tiene la forma:

$$S = (A + pK)^E \quad (26)$$

Donde  $A$  es el número de adultos en la familia,  $K$  es el número de niños,  $p$  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.

<sup>4</sup> Buhmann *et al* analizan las escalas de equivalencia estimadas en países de la OCDE.



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 esta dado por:

$$W = \frac{D}{n^\theta} = p \left( \frac{D}{n} \right) + (1-p) \left( \frac{D}{n^\beta} \right) \quad (27)$$

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  $p$  es la participación en el gasto de los bienes privados. Nótese que 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:

$$W = \frac{D}{n^\theta} = p \left( \frac{D}{A+bK} \right) + (1-p) \left[ \frac{D}{(A+b_h K)^\beta} \right] \quad (28)$$

Donde  $b$  es el parámetro de necesidades de niños adicionales para el bien privado y  $b_h$  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.

El amplio uso de este tipo de escalas se debe principalmente a su facilidad de aplicación y comprensión. Sin embargo, este método no posee una base teórica que justifique la elección de los parámetros empleados, por lo que puede ser calificado como arbitrario. 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).

#### Escalas de Equivalencia IB:

Tal como surge de los desarrollos enmarcados dentro de la Teoría del Consumo, las escalas tipo Engel o convencionales, sólo pueden ser utilizadas bajo ciertas condiciones. Simultáneamente, y trabajando de forma separada, Lewbel (1989) y Blackorby y Donaldson (1989, 1993) han presentado un mismo esquema dentro del cual estas escalas son válidas. El primero es autor de la llamada hipótesis IB o escalas independientes de base (utilidad de referencia), mientras que los últimos dos utilizan el término “exactitud de las escalas de equivalencia” (*equivalence scale exactness*).

Si las preferencias de los hogares satisfacen la independencia de base, entonces las escalas de equivalencia no varían con el ingreso. Para obtener este tipo de escalas, es necesario 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 existe una función para las escalas de equivalencia tal que fuera independiente de la utilidad base de

referencia,  $\Delta(p, z)$ , y que ésta varía con los precios  $p$  y con las características del hogar  $z$ , las funciones de gasto total o mínimo costo de dos hogares (el de referencia y otro con el cual se compara) estarían relacionadas por:

$$c(p, u, z) = c(p, u, z^R) \Delta(p, z) \quad (29)$$

La función  $\Delta(p, z)$  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  $p$ :

$$V(p, x, z) = V\left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R\right) \quad (30)$$

Siendo  $\frac{x}{\Delta(p, z)}$  el gasto equivalente del hogar. 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 (30) y la regla de la cadena, Pendakur (1998) deriva las ecuaciones de demanda  $q_i(p, x, z)$  en términos de la ecuación de demanda del hogar de referencia  $q_i(p, x, z^R)$  de la siguiente forma:

$$q_i(p, x, z) = \Delta(p, z) x_i\left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R\right) + \frac{x}{\Delta(p, z)} \frac{\partial \Delta(p, z)}{\partial p_i} \quad (31)$$

Multiplicando a (31) 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:

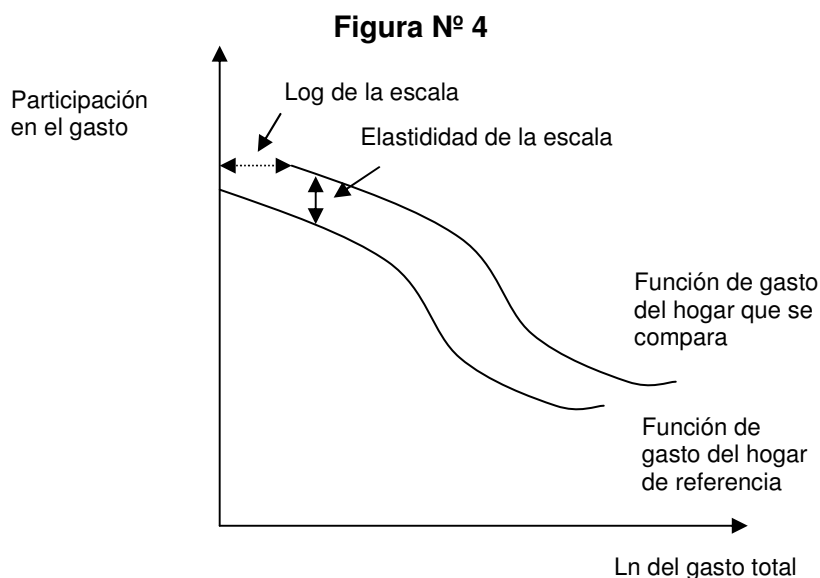
$$w_i(p, x, z) = w_i\left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R\right) + \eta_i(p, z) \quad (32)$$

Bajo la hipótesis de independencia de base, 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 (32) muestra que suponiendo independencia del nivel de utilidad base, la forma de la curva de Engel está relacionada entre los tipos de hogar pero no se restringe a ninguna forma particular. Las funciones de participación, expresadas en logaritmos, están relacionadas por desplazamientos verticales y horizontales, tal como puede observarse en la Figura N° 4. Las funciones de participación en el gasto de los hogares para bienes determinados deben tener la misma forma para los distintos tipos de hogar. Pendakur (1999) llama a esto invarianza de la forma (*shape invariance*) y sostiene que la hipótesis de independencia de base es suficiente para obtener invarianza de la forma, pero no al contrario.

Si suponemos que las funciones de gasto para el tipo de hogar de referencia,  $c(p, x, z^R)$ , satisfacen la condición de Slutsky y que la función de las escalas de equivalencia es simétrica y cóncava en precios, las condiciones de Slutsky deben satisfacerse para todos los tipos de hogares. Debido a que las ecuaciones (31) y (32)

se derivan de las funciones de utilidad indirecta, este sistema de demanda es integrable para todos los tipos de hogares (Pendakur, 1999). La independencia de base provee, entonces, un método que incorpora la información demográfica en un sistema de demanda estimado no paramétricamente que satisface la integrabilidad y deja la forma de la curva de Engel de los hogares no especificada.

Debido a que las funciones de elasticidad  $\eta_i(p, z)$  no dependen del gasto total, para todos los hogares con el mismo nivel de gasto equivalente, las participaciones marshallianas en el gasto de los diferentes tipos de hogares responderán idénticamente a cambios proporcionales en el gasto. De esta forma la invarianza de la forma es una restricción sobre las preferencias que puede ser testeada (Pendakur, 1999).



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 sean consistentes con  $(\log \Delta^*, \eta^*)$  también serían consistentes con  $(\log \Delta^* + \lambda/b, \eta^* + \lambda)$  para cualquier valor de  $\lambda$ . A partir de ecuaciones de participación no lineales, sería posible identificar escalas únicas a partir de los datos de gasto bajo el supuesto de independencia de la base.

Para estimar el logaritmo de las escalas de equivalencia, se necesita estimar la distancia horizontal entre las curvas de la Figura N° 4. Posteriormente, para obtener el valor exacto de la escala se calcula el exponencial del valor obtenido anteriormente. Por otra parte, para obtener la elasticidad de la escala se debe estimar la distancia vertical entre las curvas.

### **Antecedentes de estimación de Escalas de Equivalencia en Argentina**

Para el caso de Argentina, existen muy pocos trabajos de investigación aplicados respecto a las escalas de equivalencia, y los mismos no poseen como objetivo central la estimación de una escala distinta de la actualmente empleada por el INDEC. De estos trabajos, en esta sección se destacan dos de ellos.

El primero de los trabajos analizados es el de Minujín y Scharf (1989) quienes 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 Gasto de los Hogares en el período julio-octubre de 1985. Los autores concluyen que es correcto emplear el concepto de adulto equivalente en la determinación de la línea de pobreza. Las características sociodemográficas de un hogar inciden en la cantidad de dinero

necesario para la satisfacción de las necesidades básicas y, por lo tanto, resulta importante considerarlas para no determinar erróneamente la línea de pobreza. Asimismo, determinan que existen grandes diferencias en la línea de pobreza, de acuerdo al concepto de ingreso que se emplee. Los mencionados autores definieron el concepto de adulto equivalente tomando las escalas de equivalencia determinadas por el INDEC, de acuerdo a las diferencias en los requerimientos nutricionales para distintos tipos de persona, definidos de acuerdo a su género y edad. Por lo tanto, su estudio se encuadra más dentro de la línea de Escalas de Equivalencia Nutricionales, y no las basadas en la Teoría de Consumo. Las falencias de dicha concepción de las escalas se encuentran detalladas en la sección correspondiente.

El segundo trabajo analizado corresponde al de Beccaria (2001), quien propone un enfoque desagregado para considerar las escalas de equivalencia. Su objetivo no es la estimación de las escalas en sí misma, sino que intenta establecer un enfoque alternativo para su estimación. El autor menciona la falla que posee el procedimiento actualmente empleado en la estimación de las equivalencias en los requerimientos no alimenticios entre personas de distinto género y edad. Actualmente, estas equivalencias se definen, a su vez, de acuerdo a las equivalencias en los requerimientos alimenticios, definidos de acuerdo a criterios nutricionales. Beccaria propone un enfoque en el que se apliquen equivalencias diferentes de acuerdo al tipo de bien. Para bienes alimenticios, considera correcto emplear el criterio nutricional y supone que no existen economías de escala en el consumo de alimentos, algo que resulta necesario comprobar previamente. El enfoque alternativo computa el valor de la línea de pobreza a aplicar a un hogar dado a partir de las relaciones efectivamente observadas entre el gasto en bienes no alimenticios y el correspondiente a alimentos de la población de referencia. Sin embargo, se computan relaciones específicas para ciertos tipos de bienes, de acuerdo a si presentan economías de escala en el consumo o si son bienes asociados con el número de miembros del hogar o con cierto grupo de miembros del mismo. Si bien este trabajo presenta un enfoque interesante en relación a las escalas de equivalencia y la construcción de una línea de pobreza “ajustada”, no deja de ser un estudio teórico, dado que Beccaria no presenta evidencia empírica que justifique su método propuesto ni los supuestos en los cuáles se basa.

## **Metodología:**

### **Regresión semiparamétrica:**

En términos amplios, los métodos semiparamétricos son aproximaciones de medición que mantienen la estructura en un modelo empírico que es útil para la interpretación de los resultados, pero que no se apoya en supuestos específicos sobre características que resultan de interés secundario (Stoker, 1991). En particular, los métodos semiparamétricos permiten la estimación de parámetros y funciones simultáneamente, sin supuestos específicos respecto a las formas de las funciones desconocidas. Como tal, los estimadores semiparamétricos son menos sensibles a supuestos que los estimadores paramétricos, y son capaces de describir la estructura de los datos de forma más clara que éstos.

Las aproximaciones no paramétricas poseen el mayor rango de flexibilidad en el análisis empírico, representando métodos “libres de estructura”. Permiten evitar sesgos de especificación, dado que no se especifica ninguna forma funcional en particular. La información respecto a la misma se obtiene directamente de los datos empleados. Sin embargo, la flexibilidad de la metodología no paramétrica posee costos que deben tenerse bajo consideración. Primero, en un problema con muchas variables independientes, un estimador no paramétrico puede ser difícil de interpretar, o puede resultar poco útil para resumir datos. El segundo costo consiste en precisión estadística. Incluso con grandes bases de datos, los valores puntuales de una regresión no paramétrica están basados sobre unos pocos datos, lográndose mediciones poco precisas. Técnicamente, este hecho se comprueba con las bajas tasas de convergencia, problema conocido como “*maldición de la dimensionalidad*”.

Por otro lado, una aproximación paramétrica es potencialmente restrictiva. Los modelos paramétricos requieren que tanto su forma funcional, como el término de error estén correctamente especificados, lo que es difícil de lograr. Estos sesgos de especificación pueden llevar a problemas de inconsistencia, ineficiencia, entre otros. No obstante, los modelos paramétricos, cuando están correctamente especificados, presentan grandes ventajas en términos de interpretación y precisión. El diseño de un modelo paramétrico se enfoca sobre pocos valores, que resumen las relaciones entre los datos. Adicionalmente, los estimadores paramétricos incrementan su precisión con la raíz cuadrada del tamaño de la muestra (convergencia  $\sqrt{N}$ ). Esta precisión de la estimación no puede ser alcanzada por una aproximación no paramétrica con muchas variables independientes. Por último, cuando están correctamente especificados, los modelos paramétricos pueden emplearse exitosamente para realizar predicciones fuera de la muestra.

Los modelos semiparamétricos realizan supuestos más fuertes sobre la forma funcional que los que realizan los modelos no paramétricos, pero menos restrictivos que los supuestos de los modelos paramétricos. Por lo tanto, permiten reducir (aunque no eliminar) la posibilidad de errores de especificación. Asimismo, estos modelos permiten una mayor precisión en la estimación que los métodos no paramétricos cuando el vector de variables independientes es multidimensional. Son más fáciles de exponer e interpretar que los modelos no paramétricos y proveen de capacidad limitada para la extrapolación y la imposición de restricciones derivadas de la teoría económica.

Dejando de lado los modelos específicos, el método semiparamétrico proporciona, además, métodos avanzados de análisis de datos. Como cualquier modelo paramétrico puede ser generalizado en uno semiparamétrico, éste puede ser empleado para analizar el grado de ajuste del primero. Por ejemplo, supóngase que un parámetro fue estimado mediante un modelo paramétrico y mediante uno semiparamétrico más general. Si los valores estimados son iguales, entonces las restricciones del modelo paramétrico no afectaron severamente los valores estimados. Por otro lado, si los valores difieren sustancialmente, entonces las restricciones del

modelo paramétrico deberían revisarse. Con este propósito, es importante notar que los métodos semiparamétricos pueden emplearse para enfocarse sobre restricciones específicas de un modelo paramétrico.

Existen distintos tipos de modelos de regresión semiparamétricos, siendo los más comunes los modelos de índice (*index models*) y los modelos de índices parcialmente lineales (*partially linear index models*). La utilización del modelo *index* se basa en la facilidad de implementación y en estudios que lo han empleado satisfactoriamente para la estimación de escalas de equivalencia (ver por ej. Yatchew, 2003).

#### Modelo Index:

Una generalización natural del modelo de regresión lineal  $y = \beta'x + \varepsilon$  es la especificación:

$$y = f(\beta'x) + \varepsilon \quad (33)$$

En el modelo *index*, la media condicional de la función posee la forma:

$$E(y | x) = f(\beta'x) \quad (34)$$

Donde  $\beta$  es un vector constante desconocido,  $x$  es el vector de variables independientes y  $f$  es una función desconocida. La cantidad  $\beta'x$  se denomina índice (*index*).

El modelo anterior contiene una amplia variedad de modelos paramétricos como casos especiales. Por ejemplo, si  $f$  es la función identidad, entonces (33) es un modelo lineal; si  $f$  es la función acumulativa normal o la función de distribución logística, entonces (33) es un probit binario o un modelo logit. Cuando  $f$  es desconocido, (33) provee una especificación más flexible que un modelo paramétrico pero retiene muchas de las características deseables de los mismos.

Una propiedad importante de los modelos *index* es que evitan la “*maldición de la dimensionalidad*”. Ello se debe a que el índice  $\beta'x$  agrega las dimensiones de  $x$ , por lo que realiza una reducción en la dimensión. Consecuentemente, la diferencia entre el estimador de  $f$  y la verdadera función puede hacerse converger a 0 al mismo ritmo que podría alcanzarse si  $\beta'x$  fuese observable. Adicionalmente,  $\beta$  puede ser estimado con el mismo ritmo de convergencia que alcanza en un modelo paramétrico. Por lo tanto, en términos de convergencia de los estimadores, un modelo *index* es tan preciso como un modelo paramétrico para estimar  $\beta$ , y tan preciso como un modelo no paramétrico de una dimensión para estimar  $f$ . La propiedad de reducción de dimensión de los modelos *index* les otorga una considerable ventaja sobre los métodos no paramétricos en aplicaciones donde  $x$  es multidimensional y la estructura de un único índice es posible (Gentle *et al*, 2004).

#### Identificación:

Previo a la estimación de  $\beta$  y  $f$ , ciertas restricciones deben ser impuestas para asegurar su identificación. Esto es,  $\beta$  y  $f$  deben ser determinados únicamente por la distribución de población de  $(x, y)$ . A continuación se detallan las restricciones necesarias para la identificación tal como las plantean Gentle *et al* (2004).

El vector  $\beta$  no puede identificarse si  $f$  es una función constante o si existe una relación lineal exacta entre los componentes de  $x$  (multicolinealidad perfecta).

Adicionalmente, (33) es equivalente al modelo  $E(Y | X) = f^*(\gamma + \delta\beta'x)$ , donde  $\gamma$  y  $\delta \neq 0$  son arbitrarios y  $f^*$  está definido por la relación  $f^*(\gamma + \delta v) = f(v)$  para todo  $v$  en el soporte de  $\beta'x$ . Por lo tanto,  $\beta$  y  $f$  no pueden identificarse a menos que se impongan especificaciones que especifiquen  $\delta$  y  $\gamma$ . La restricción sobre  $\gamma$  se denomina “normalización de localización” (*location normalization*) y se cumple requiriendo que  $x$  no posea ningún elemento constante (es decir, que no posea término de intercepto). La restricción sobre  $\delta$  se denomina “normalización de escala” (*scale normalization*). Esta normalización se cumple estableciendo que uno de los coeficientes de  $\beta$  sea igual a uno. Un requerimiento de identificación adicional consiste en que  $x$  debe incluir al menos un elemento continuamente distribuido cuyo coeficiente  $\beta$  no sea cero.

### Estimación:

El método de estimación descrito a continuación para el modelo *index* es el aplicado por Yatchew (2003). A continuación se reescribe la ecuación (33), generalización del modelo de regresión lineal:

$$y = f(\beta'x) + \varepsilon \quad (33)$$

Para un  $\beta$  fijo, se puede estimar  $f$  utilizando un suavizado convencional para obtener  $\hat{f}_\beta$ . Entonces, es posible obtener la varianza residual estimada usando la suma de residuos cuadráticos promedio. 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 residual estimada:

$$s^2 = \min_{\beta} \frac{1}{n} \left[ y - \hat{f}_\beta(\beta'x) \right]' \left[ y - \hat{f}_\beta(\beta'x) \right] \quad (35)$$

El valor de  $\hat{\beta}$  es aquel que minimiza (35) y  $\hat{f}_{\hat{\beta}}$  es el estimador de la función de regresión desconocida  $f$ .

### Aplicación: estimación de escalas de equivalencia

Como se explicó previamente, el método de Engel para calcular escalas de equivalencia se basa en el supuesto de que dos hogares de distinta composición demográfica poseen igual bienestar si gastan el mismo porcentaje de su ingreso en alimentos. Entonces, el método de Engel consiste en calcular la diferencia horizontal existente entre las dos curvas de Engel de alimentos.

El objetivo es estimar esta variación horizontal (*horizontal shift*) y testear si las dos curvas son paralelas. Si lo son, entonces se determina que la escala de equivalencia es IB (*base-independent*) porque no depende de los niveles de ingreso en los cuáles se realizan las comparaciones.

La resolución de este problema puede lograrse mediante la aplicación de un modelo *index*. Siendo  $y$  la proporción de gasto del hogar en alimentos,  $\log x$  el logaritmo del gasto del hogar y  $z$  una variable dummy que toma el valor 0 para solteros y 1 para casados; entonces, puede escribirse:

$$y = f(\log x - z\beta) + \varepsilon \quad (36)$$

Se normaliza el coeficiente de la variable continua  $\log x$  a 1. Como  $z$  es una variable dummy,  $z\beta$  simplemente traslada la curva de Engel de los casados horizontalmente en una distancia  $\beta$ . La escala de equivalencia consiste en  $\Delta = \exp(\beta)$

El procedimiento aplicado para la comparación entre el hogar conformado por un soltero y el conformado para una pareja puede extenderse para otros hogares. Se debe realizar el mismo proceso, comparando el hogar de referencia (una persona soltera) con los hogares de otras categorías socio-demográficas. Por lo tanto, el procedimiento descrito se emplea para obtener estimaciones de escalas de equivalencia entre pares de hogares.

De acuerdo con Yatchew (2003), es razonable asumir que familias de similar composición proveen información sobre las escalas de equivalencia de otros tipos de hogar. Por lo tanto, es importante realizar comparaciones múltiples entre hogares, dentro de un mismo modelo. El mencionado autor propone una especificación en la que se asume que la escala de equivalencia ( $\Delta$ ) es una función del número de adultos ( $A$ ) y el número de niños ( $K$ ) dentro del hogar:

$$\Delta = \exp(\beta) = (A + \gamma_2 K)^{\gamma_1} \quad (38)$$

Donde  $\gamma_1$  refleja las economías de escala en el hogar y  $\gamma_2$  mide el efecto de los niños sobre la escala de equivalencia. Ambos parámetros deben ser restringidos dentro del rango 0 – 1. En esta especificación de la escala, se supone que todos los adultos poseen gustos y necesidades similares, mientras que los niños son equivalentes a un porcentaje (dado por  $\gamma_2$ ) de un adulto. Por otra parte, si  $\gamma_1 = 0$  (economías de escala absolutas) el gasto equivalente del hogar es el gasto total del mismo; mientras que si  $\gamma_1 = 1$  (ausencia de economías de escala) el gasto equivalente del hogar es el gasto per cápita del mismo.

Tomando  $\Delta$  como la especificación de la escala de equivalencia, el modelo *index* posee la siguiente expresión:

$$y = f[\log x - \gamma_1 \log(A + \gamma_2 K)] + \varepsilon \quad (39)$$

El procedimiento para la estimación de (39) es el mismo que el detallado para el modelo (33). Vale aclarar que el tiempo que lleva estimar (39) es mayor que el tiempo necesario para estimar (36), dado que ahora la búsqueda del valor que minimice la varianza residual estimada debe realizarse en un espacio de dos dimensiones.



### **Datos empleados:**

Los datos utilizados para este trabajo de investigación se obtuvieron de la Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares (ENGH) realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de la República Argentina. Al no poder disponer de los datos de la ENGH 2004 – 2005, se emplearon aquellos correspondientes a la encuesta anterior, es decir a la ENGH 1996 – 1997. En el futuro, cuando se pueda disponer de datos actualizados sería de considerable interés realizar nuevamente las estimaciones, para poder comparar las diferencias en la estructura de gastos de los hogares entre ambos períodos.

La ENGH es una encuesta de gastos de los hogares con cobertura nacional, donde se releva una muestra representativa del 96% de la población urbana del país. El operativo de campo se llevó a cabo durante 12 meses consecutivos en cada región entre los meses de Febrero de 1996 y Marzo de 1997, estudiando cada hogar durante una semana. Las variables consideradas se refieren al gasto y al ingreso de los hogares, aunque también se tomaron variables de clasificación ocupacionales, demográficas y educacionales de los miembros del hogar. Se indagaron los usos de los fondos del hogar, excepto aquellos que el hogar realizó como producto de bienes y servicios. (INDEC, 1999)

Como en el relevamiento se emplearon distintos períodos de referencias, la información relevada fue posteriormente normalizada a un único período de referencia estándar. La normalización se realizó por medio de la multiplicación o división, según el caso, por diferentes coeficientes. Para la ENGH el período de referencia seleccionado fue el mes. Toda la información de gastos e ingresos corresponde, entonces, a períodos mensuales. (INDEC, 1999).

Por otra parte, como los datos de la base son muestrales, para su análisis o procesamiento fue aplicado un factor de expansión calculado por vivienda, calculado en base a tres factores: 1) un factor correspondiente a la inversa de la probabilidad con que fue seleccionada cada vivienda de la muestra; 2) un factor que ajusta los datos por la falta de respuesta de una parte de los hogares; y 3) un factor que ajusta la estructura de datos de ciertas variables básicas de la encuesta a la estructura de esas mismas variables en la población total. (INDEC, 1999)

### **Reestructuración de los datos:**

La ENGH cuenta con 27260 observaciones, distribuidas por región, que corresponden a igual número de hogares. Como para la estimación de escalas de equivalencia no resulta necesario emplear toda la información detallada en la base de datos de la ENGH, se procedió a una reestructuración de la misma. Se mantuvieron aquellas variables que describen características sociodemográficas de los hogares y se eliminaron todas aquellas que no tuvieran relación con los gastos de los hogares.

Respecto a las observaciones, se eliminaron aquellas que tienen un nivel de gasto total mensual nulo, no solo porque resulta inverosímil aceptar la existencia de este tipo de observaciones, sino también porque introduce distorsiones en los cálculos realizados.

Asimismo, también fueron eliminadas aquellas observaciones que presentan niveles de gasto en alimentos superiores a su gasto total. Es posible obtener niveles de gasto en alimentos superiores al gasto total del hogar, si consideramos que pueden registrarse gastos negativos cuando el hogar “vende” alguno de los bienes que se incluyen en los otros capítulos de gasto, y entonces los ingresos derivados de la venta se transforman en gastos negativos. No obstante ello, se eliminaron este tipo de observaciones dado que introducen sesgos severos en los resultados obtenidos en las estimaciones. Por lo tanto, de las 27260 observaciones iniciales fueron eliminadas, en esta instancia, 368 de ellas (1.35% del total de observaciones, 26892 restantes).

Seguido a esto, se analizó la composición de los hogares para determinar cuál es la estructura de hogar más común a nivel nacional. En la Tabla N° 1 se presentan los tipos de hogar, de acuerdo a la cantidad de adultos y niños que lo conforman. Vale aclarar que dentro de la categoría adultos se consideran todos los varones y mujeres mayores de 18 años, mientras que en la categoría niños se consideran varones y mujeres menores de 18 años. La elección de la edad de corte es arbitraria, y podrían establecerse más categorías (0-13, 14-17 y 18 o más años, por ej.). Sin embargo, cuántas más categorías se establezcan, mayor será la cantidad de dimensiones bajo análisis y, por lo tanto, mayor será la cantidad de procesamiento. Para un primer nivel de análisis, se trabaja solamente con 2 categorías demográficas.

**TABLA N° 1: CANTIDAD DE HOGARES POR COMPOSICIÓN**

Adultos	Niños								Total
	0	1	2	3	4	5	6	Más de 6	
1	3172	445	359	159	86	36	15	10	4282
2	4501	2395	2942	2000	925	396	200	136	13495
3	1973	1241	901	507	250	113	44	62	5091
4	925	707	481	265	136	65	42	35	2656
5	313	222	168	116	68	27	19	17	950
6	61	70	53	39	19	23	7	10	282
+ de 6	20	29	19	19	20	11	5	13	136
<b>Total</b>	<b>10965</b>	<b>5109</b>	<b>4923</b>	<b>3105</b>	<b>1504</b>	<b>671</b>	<b>332</b>	<b>283</b>	<b>26892</b>

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

La tabla precedente muestra la cantidad de hogares considerando el número de adultos y de niños. En la Tabla N° 2 se presenta la misma información que en la tabla anterior, medida en porcentajes.

**TABLA N° 2: CANTIDAD DE HOGARES POR COMPOSICIÓN EN PORCENTAJE**

Adultos	Niños								Total
	0	1	2	3	4	5	6	Más de 6	
1	11.80	1.65	1.33	0.59	0.32	0.13	0.06	0.04	15.92
2	16.74	8.91	10.94	7.44	3.44	1.47	0.74	0.51	<b>50.18</b>
3	7.34	4.61	3.35	1.89	0.93	0.42	0.16	0.23	18.93
4	3.44	2.63	1.79	0.99	0.51	0.24	0.16	0.13	9.88
5	1.16	0.83	0.62	0.43	0.25	0.10	0.07	0.06	3.53
6	0.23	0.26	0.20	0.15	0.07	0.09	0.03	0.04	1.05
+ de 6	0.07	0.11	0.07	0.07	0.07	0.04	0.02	0.05	0.51
<b>Total</b>	<b>40.77</b>	<b>19.00</b>	<b>18.31</b>	<b>11.55</b>	<b>5.59</b>	<b>2.50</b>	<b>1.23</b>	<b>1.05</b>	<b>100</b>

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

De la tabla anterior puede notarse que los hogares más comunes son aquellos que poseen hasta 3 adultos, y aquellos que poseen hasta 3 niños. Hogares con mayor cantidad de adultos o niños son poco frecuentes, aunque no van a ser descartados para la estimación de las escalas de equivalencia. Asimismo, ha de resaltarse la gran proporción de hogares conformados por dos adultos (50,18%) y aquellos que no cuentan con la presencia de ningún niño (40,77%).

Características principales:

Las observaciones a emplearse se distribuyen por región de acuerdo a la descripción brindada en la Tabla N° 3. Puede notarse que la mayor cantidad de hogares se encuentra en la región Pampeana, seguida por la Metropolitana y la región NOA.

**TABLA N° 3: DISTRIBUCIÓN DE HOGARES POR REGIÓN**

<i>Región</i>	<i>Cantidad de hogares</i>	<i>Porcentaje</i>	<i>Porcentaje Acumulado</i>
Metropolitana – GBA	4843	18,01	18,01
Pampeana	7629	28,37	46,38
Noroeste (NOA)	4795	17,83	64,21
Noreste (NEA)	3302	12,28	76,49
Cuyo	3020	11,23	87,72
Patagónica	3303	12,28	100
<i>Total</i>	26892	100	

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

En la Tabla N° 4 pueden observarse la cantidad de personas que conforman el total de hogares considerados, distribuidos por región. Tal como ocurre con la cantidad de hogares, la mayor concentración se da en la región Pampeana. Sin embargo, la segunda región con mayor cantidad de personas es la región NOA. Esto se debe a que los hogares de la región Metropolitana – GBA presentan un menor tamaño medio que los de la región NOA. Es decir, en esta última hay una mayor concentración de personas por hogar.

**TABLA N° 4: CANTIDAD DE PERSONAS POR REGIÓN Y TAMAÑO MEDIO DEL HOGAR**

<i>Región</i>	<i>Cantidad de personas</i>	<i>Porcentaje</i>	<i>Porcentaje acumulado</i>	<i>Tamaño medio del hogar</i>
Metropolitana - GBA	17058	16.65	16.65	3.52
Pampeana	26600	25.96	42.60	3.49
NOA	21016	20.51	63.11	4.38
NEA	13800	13.47	76.58	4.18
Cuyo	11697	11.41	87.99	3.87
Patagónica	12303	12.01	100.00	3.72
<i>Total</i>	102474	100.00		3.81

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

Analizando el tamaño medio del hogar, se observa que las regiones Metropolitana y Pampeana poseen tamaños medios similares, aunque se encuentran considerablemente por debajo del promedio nacional. Por otra parte, las regiones NOA y NEA también poseen medias similares, que se encuentran considerablemente por encima de la media.

La Tabla N° 5 presenta algunas características de los hogares de acuerdo a su composición demográfica (reduciendo a 6 máximo el número de adultos y de niños). En la tercera columna se puede observar el gasto total promedio de los distintos tipos de hogar. Nótese que en hogares conformados por 3 o menos adultos, el gasto total promedio se incrementa con cada niño adicional, pero a partir del tercer niño en adelante el gasto total decae. Para hogares conformados por más de 3 adultos, el gasto total promedio decae con la adición de niños sucesivos.

El comportamiento del gasto total promedio del hogar puede explicarse si analizamos el porcentaje de hogares pobres. Por “hogar pobre” se hace referencia a aquellos hogares que se encuentran dentro de los quintiles 1 y 2 de la distribución del ingreso, a nivel nacional. Como regla general, el número de hogares pobres aumenta

a medida que aumenta el número de niños. Observando con mayor detalle, en hogares de hasta 3 miembros adultos, el menor porcentaje de hogares pobres coincide con 2 niños. (Por ejemplo, existen relativamente más parejas pobres con un solo niño que con 2 ó 3, pero aumenta sistemáticamente la cantidad de pobres a medida que conviven con 4,5 ó más niños). En hogares conformados con más de 3 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.

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 2 o más adultos, se verifica que el mismo es mayor que el gasto total promedio de hogares con 1 sólo adulto. Asimismo, se puede observar que para hogares conformados por 1 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 se computa 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, ha de destacarse que el incremento del porcentaje de gastos en alimentos es mayor en hogares de mayor tamaño.

TABLA N° 5: GASTO TOTAL Y EN ALIMENTOS PROMEDIO POR COMPOSICIÓN DE HOGAR

<i>Adultos</i>	<i>Niños</i>	<i>Gasto total prom.</i>	<i>Gasto en alimentos prom</i>	<i>Porcentaje de hogares pobres (quintiles 1 y 2)</i>
1	0	494.18	0.391	72.3%
1	1	562.76	0.394	65.8%
1	2	669.93	0.418	66.0%
1	3	667.60	0.449	66.7%
1	4	551.62	0.513	72.1%
1	5	420.15	0.580	69.4%
1	6	489.29	0.533	80.0%
2	0	688.73	0.399	47.9%
2	1	857.23	0.391	40.6%
2	2	967.14	0.394	35.9%
2	3	959.64	0.417	37.5%
2	4	824.77	0.473	48.2%
2	5	705.74	0.518	56.6%
2	6	637.15	0.531	62.5%
3	0	867.49	0.401	31.4%
3	1	947.23	0.421	28.9%
3	2	968.64	0.421	28.6%
3	3	848.97	0.453	32.3%
3	4	772.86	0.485	40.8%
3	5	698.80	0.525	38.1%
3	6	564.92	0.569	47.7%
4	0	1071.91	0.398	18.1%
4	1	1030.12	0.413	19.1%
4	2	953.45	0.437	22.7%
4	3	959.22	0.467	25.3%
4	4	857.70	0.481	27.2%
4	5	740.89	0.583	40.0%
4	6	665.79	0.533	38.1%
5	0	1235.62	0.401	12.8%
5	1	1039.67	0.439	18.5%
5	2	1027.95	0.468	19.0%
5	3	983.17	0.477	23.3%
5	4	771.09	0.519	22.1%
5	5	668.50	0.551	33.3%
5	6	762.97	0.528	31.6%
6	0	1388.85	0.350	8.2%
6	1	1142.00	0.407	7.1%
6	2	1036.62	0.439	5.7%
6	3	996.31	0.461	5.1%
6	4	1032.73	0.553	15.8%
6	5	777.70	0.534	30.4%
6	6	1214.97	0.626	14.3%
<i>Total</i>		818,25	0,417	42%

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

**RESULTADOS PRINCIPALES:**

En esta sección se presentan las estimaciones realizadas, junto con su interpretación. Las estimaciones de las escalas de equivalencia fueron realizadas mediante el software *R*, versión 2.8.

**Modelos estimados:**

Mediante el *R*, se estimó la ecuación (39), que se reescribe a continuación:

$$y = f[\log x - \gamma_1 \log(A + \gamma_2 K)] + \varepsilon \quad (39)$$

Donde  $A$  es la cantidad de adultos y  $K$  la cantidad de niños del hogar. Si bien el coeficiente  $\gamma_2$  ha de estimarse simultáneamente con  $\gamma_1$ , el comando aplicado en el *R* no permitió incluirlo. Por lo tanto, se debió imponer un coeficiente  $\gamma_2$  de forma arbitraria. Se utilizaron los valores 1, 0,8, 0,7, 0,65 y 0,6 para estimar (39).  $\gamma_2 = 1$  consiste en suponer que adultos y niños son equivalentes, es decir, no poseen diferencias ni en gustos ni en necesidades. Este supuesto es bastante fuerte, pero permite captar el efecto de economías de escala de hogares conformados por miembros completamente iguales.  $\gamma_2 = 0,8$  es el valor estimado por Yatchew *et al* (2003) en una investigación similar, aplicada a Sudáfrica;  $\gamma_2 = 0,7$  es el valor propuesto por Citro y Michael (1995); y  $\gamma_2 = 0,65$  y  $\gamma_2 = 0,6$  son valores *ad hoc* propuestos en esta investigación. Por lo tanto, se estimaron los siguientes modelos mediante el método *index*:

- *Modelo 1:*  $y = f[\log x - \gamma_1 \log(A + K)] + \varepsilon \quad (40)$

- *Modelo 2:*  $y = f[\log x - \gamma_1 \log(A + 0,8 * K)] + \varepsilon \quad (41)$

- *Modelo 3:*  $y = f[\log x - \gamma_1 \log(A + 0,7 * K)] + \varepsilon \quad (42)$

- *Modelo 4:*  $y = f[\log x - \gamma_1 \log(A + 0,65 * K)] + \varepsilon \quad (43)$

- *Modelo 5:*  $y = f[\log x - \gamma_1 \log(A + 0,6 * K)] + \varepsilon \quad (44)$

La estimación del modelo *index*, como se explicó anteriormente, implica buscar, para diferentes valores del coeficiente a estimar, aquel que minimice la suma de cuadrados estimados (tal como está definida en la ecuación (35)). Por lo tanto, en cada modelo el coeficiente  $\gamma_1$  estimado es aquel que minimiza la suma de cuadrados. Para analizar la bondad de ajuste de los distintos modelos, al diferir únicamente en el coeficiente  $\gamma_1$ , se puede comparar el valor de la suma de cuadrados en su valor mínimo. Aquel modelo que posea la menor suma de cuadrados se considera superior, dado que el ajuste que provee a los datos es mejor que el de modelos alternativos. La Tabla N° 6 presenta el valor de la suma de cuadrados minimizada en cada modelo. Como puede observarse, el modelo con mejor ajuste, de acuerdo al criterio establecido, es el N° 3, que establece un valor de  $\gamma_2 = 0,7$ .

**TABLA N° 6: AJUSTE DE LOS MODELOS**

Modelo	Suma de Cuadrados Mínimo
1	0.02355891
2	0.02351920
<b>3</b>	<b>0.02351082</b>
4	0.02351163
5	0.02351697

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

Por motivos de simplicidad, a continuación se presentan los resultados de los modelos 1 y 3. El primer modelo permite analizar los efectos de las economías de escala únicamente, mientras que el tercero es aquel que provee del mejor ajuste a los datos utilizados. Los resultados de los modelos restantes se detallan en el Anexo N° 1.

**Modelo 1:**

La escala de equivalencia estimada bajo este modelo posee la siguiente expresión:

$$\Delta = \exp(\beta) = (A + K)^{0.6453529} \quad (45)$$

Recuérdese que este modelo supone que los adultos y los niños no poseen ningún tipo de diferencia, por lo que la escala de equivalencia muestra únicamente los efectos de las economías de escala en el consumo. La Tabla N° 7 presenta los valores que adopta la escala estimada, para hogares de distinto tamaño:

**TABLA N° 7: ESC. DE EQUIVALENCIA – MODELO N° 1**

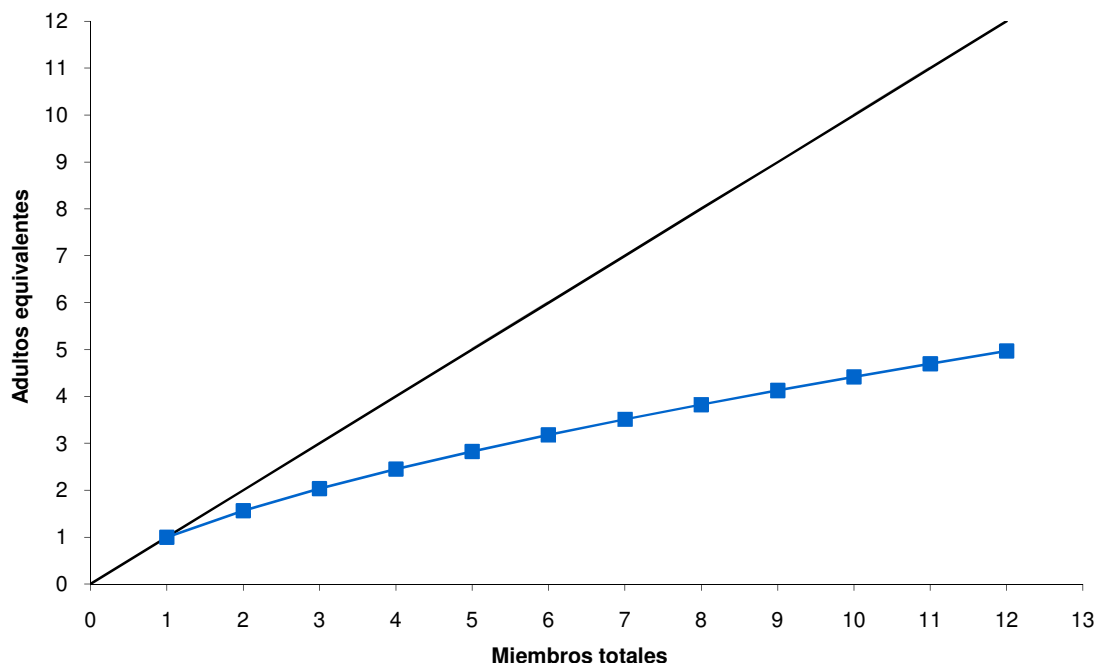
Cantidad de miembros	Escala de equivalencia	Diferencia (en %)	Variación respecto cat. anterior (en %)
1	1	0.0	
2	1.564	-21.8	56.4
3	2.032	-32.3	29.9
4	2.447	-38.8	20.4
5	2.825	-43.5	15.5
6	3.178	-47.0	12.5
7	3.511	-49.8	10.5
8	3.827	-52.2	9
9	4.129	-54.1	7.9
10	4.419	-55.8	7
11	4.700	-57.3	6.3
12	4.971	-58.6	5.8

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

Analizando la tabla pueden notarse los importantes efectos de las economías de escala en los gastos de consumo en el hogar. En la tercer columna se computa la diferencia existente (medida en porcentaje) entre el valor de adultos equivalentes (dado por la escala) y la cantidad de miembros totales del hogar. Esta diferencia es de un 21% para un miembro adicional al primero y se incrementa continuamente con la adición de miembros sucesivos. Las diferencias son más importantes cuanto mayor es el tamaño del hogar. Por ej.: un hogar conformado por 12 miembros equivale, solamente, a 4,97 adultos, casi un 60% menos. Sin embargo, este crecimiento en la diferencia es a tasa decreciente, tal como puede observarse en la cuarta columna de

la tabla anterior. Esto implica que las economías de escala en el consumo poseen un efecto decreciente sobre el valor de las escalas de equivalencia. Estas diferencias, y su crecimiento con el tamaño del hogar se pueden observar, asimismo, en el Gráfico N° 1.

**GRÁFICO N° 1: ESC. DE EQUIVALENCIA – MODELO N° 1**



En línea de color azul se encuentra graficada la escala de equivalencia estimada en este modelo, mientras que la línea de color negro es la línea de 45°. La magnitud de las economías de escala está dada por la distancia existente entre la línea de 45° y la correspondiente a la escala de equivalencia. Puede observarse que la distancia entre ambas es creciente con el número de miembros del hogar, aunque la escala de equivalencia crece a tasa decreciente, tal como se mencionó anteriormente.

**Modelo 3:**

La escala de equivalencia estimada bajo este modelo posee la siguiente expresión:

$$\Delta = \exp(\beta) = (A + 0,7 * K)^{0,722218}$$

Este modelo supone que cada niño adicional en el hogar equivale a un 70% de un adulto. Esta escala de equivalencia no sólo toma en cuenta las economías de escala en el consumo de ciertos bienes, sino también adopta un criterio respecto a las diferencias entre miembros de un hogar. El valor 0,7 se impuso siguiendo las recomendaciones de Citro y Michael (1995). La Tabla N° 8 presenta los valores que adopta la escala estimada, para hogares de distinta composición.

La tabla indica importantes efectos sobre las escalas de equivalencia por parte de las economías de escala y de las diferencias demográficas entre los miembros de un hogar. Manteniendo constante la cantidad de adultos, la incorporación de niños sucesivos al hogar hace que la cantidad de adultos equivalentes del mismo sea mucho menor que la cantidad de miembros totales. Asimismo, dicha diferencia se incrementa con la adición de niños sucesivos, hasta llegar a ser de un 55% aproximadamente



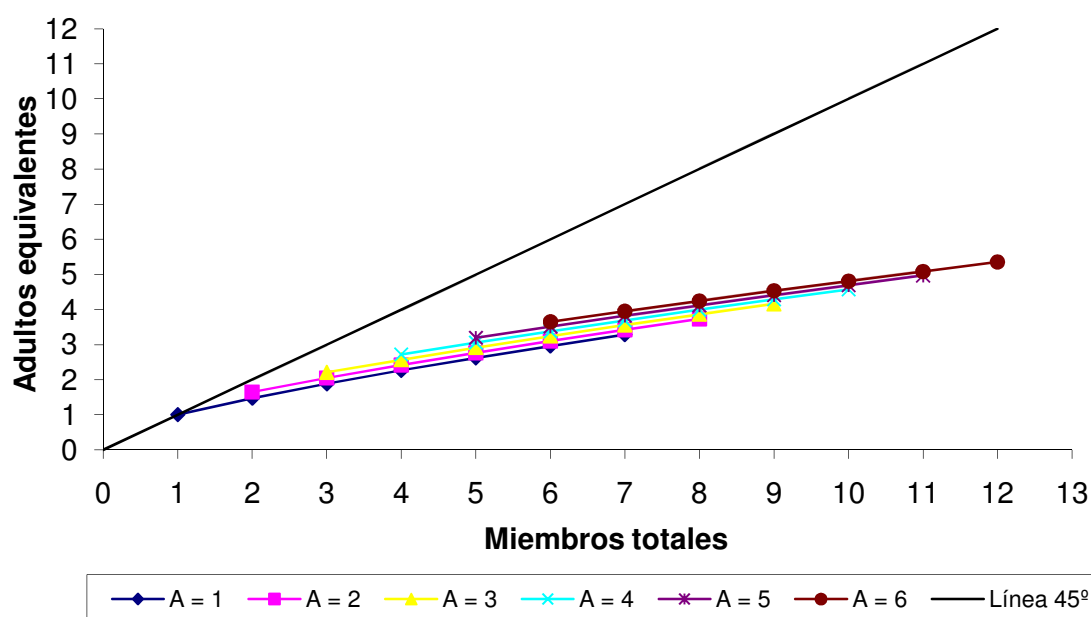
para el hogar de mayor tamaño. Sin embargo, este crecimiento en la diferencia es a tasa decreciente, tal como puede observarse en la quinta columna de la tabla anterior. Esto implica que las diferencias demográficas y las economías de escala en el consumo poseen un efecto decreciente sobre el valor de las escalas de equivalencia. Esta observación es análoga a lo que ocurre con el modelo anterior y también con los modelos restantes (ver Anexo N° 2).

**TABLA N° 8: ESC. DE EQUIVALENCIA – MODELO N° 3**

Cantidad de miembros	Adultos	Niños	Escala de equivalencia	Diferencia (en %)	Variación respecto cat. anterior (en %)
1	1	0	1.000	0.0	
2	1	1	1.467	-26.6	46.7
3	1	2	1.882	-37.3	28.3
4	1	3	2.264	-43.4	20.3
5	1	4	2.623	-47.5	15.8
6	1	5	2.963	-50.6	13.0
7	1	6	3.289	-53.0	11.0
2	2	0	1.650	-17.5	
3	2	1	2.049	-31.7	24.2
4	2	2	2.420	-39.5	18.1
5	2	3	2.771	-44.6	14.5
6	2	4	3.105	-48.3	12.1
7	2	5	3.425	-51.1	10.3
8	2	6	3.735	-53.3	9.0
3	3	0	2.211	-26.3	
4	3	1	2.573	-35.7	16.4
5	3	2	2.916	-41.7	13.3
6	3	3	3.244	-45.9	11.3
7	3	4	3.559	-49.2	9.7
8	3	5	3.865	-51.7	8.6
9	3	6	4.161	-53.8	7.7
4	4	0	2.722	-32.0	
5	4	1	3.058	-38.8	12.4
6	4	2	3.380	-43.7	10.5
7	4	3	3.691	-47.3	9.2
8	4	4	3.993	-50.1	8.2
9	4	5	4.285	-52.4	7.3
10	4	6	4.571	-54.3	6.7
5	5	0	3.197	-36.1	
6	5	1	3.515	-41.4	9.9
7	5	2	3.822	-45.4	8.7
8	5	3	4.119	-48.5	7.8
9	5	4	4.408	-51.0	7.0
10	5	5	4.691	-53.1	6.4
11	5	6	4.967	-54.8	5.9
6	6	0	3.647	-39.2	
7	6	1	3.950	-43.6	8.3
8	6	2	4.244	-47.0	7.4
9	6	3	4.530	-49.7	6.7
10	6	4	4.810	-51.9	6.2
11	6	5	5.083	-53.8	5.7
12	6	6	5.351	-55.4	5.3

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

GRÁFICO Nº 2: ESC. DE EQUIVALENCIA – MODELO Nº 3



El gráfico precedente permite observar el comportamiento anteriormente descrito. Las escalas de equivalencia crecen con el número de miembros, pero lo hacen a una tasa decreciente.

**Comparación entre modelos:**

La Tabla Nº 9 presenta los valores de  $\gamma_2$  impuestos a cada modelo y el valor de  $\gamma_1$  estimado mediante el método *index*. Puede observarse un cierto intercambio entre los valores de ambos coeficientes. A medida que disminuye  $\gamma_2$  el valor de  $\gamma_1$  se incrementa, aunque lo hace en una proporción menor. Es decir que el intercambio implica que a medida que se acentúan las diferencias entre los miembros del hogar (a través de  $\gamma_2$ ), los efectos de las economías de escala son mayores (a través de  $\gamma_1$ ).

TABLA Nº 9: COMPARACIÓN ENTRE MODELOS

Modelo	$\gamma_2$	$\gamma_1$	Sobre modelo anterior		Sobre modelo nº 3	
			Variación $\gamma_2$	Variación $\gamma_1$	Variación $\gamma_2$	Variación $\gamma_1$
1	1	0.6453529			42.86%	-10.64%
2	0.8	0.694858	-20.0%	7.67%	14.29%	-3.79%
3	0.7	0.722218	-12.5%	3.94%	-	-
4	0.65	0.7358743	-7.1%	1.89%	-7.14%	1.89%
5	0.6	0.7499127	-7.7%	1.91%	-14.29%	3.83%

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

Dado el intercambio mencionado previamente, es de esperarse que los modelos 1 y 2 posean coeficientes  $\gamma_1$  menores que el correspondiente al modelo 3, mientras que los modelos 4 y 5 posean coeficientes mayores al del modelo 3. Este hecho se verifica mediante la inspección de las últimas dos columnas de la Tabla Nº 9.

Tomando como referencia la escala de equivalencia del modelo 3 (dado que es el modelo con mejor ajuste), se compararon los valores estimados con los modelos restantes. Para hogares conformados por 2 adultos o menos, los modelos 1 y 2 sobreestiman el valor de las escalas de equivalencia, mientras que los modelos 4 y 5 lo subestiman. Sin embargo, para hogares conformados por 3 o más adultos se verifica el comportamiento inverso. Los modelos 1 y 2 subestiman el valor de las escalas, mientras que los modelos 4 y 5 lo sobreestiman<sup>5</sup>.

### **Escalas de Equivalencia IB:**

El método empleado en esta investigación para la estimación de las escalas de equivalencia se basa en el supuesto de que dos hogares de distinta composición demográfica poseen igual bienestar si gastan el mismo porcentaje de su ingreso en alimentos. Como se explicó previamente, calculando el exponencial de la diferencia horizontal existente entre dos curvas de Engel se obtiene el valor de la escala de equivalencia.

Sin embargo, el supuesto de la independencia de base debe ser testeado, dado que puede no cumplirse, como ha sucedido en distintas investigaciones. Entonces, antes de proceder al análisis de los resultados obtenidos se debe comprobar la validez del supuesto de independencia de base de las escalas de equivalencia estimadas en el modelo N° 3.

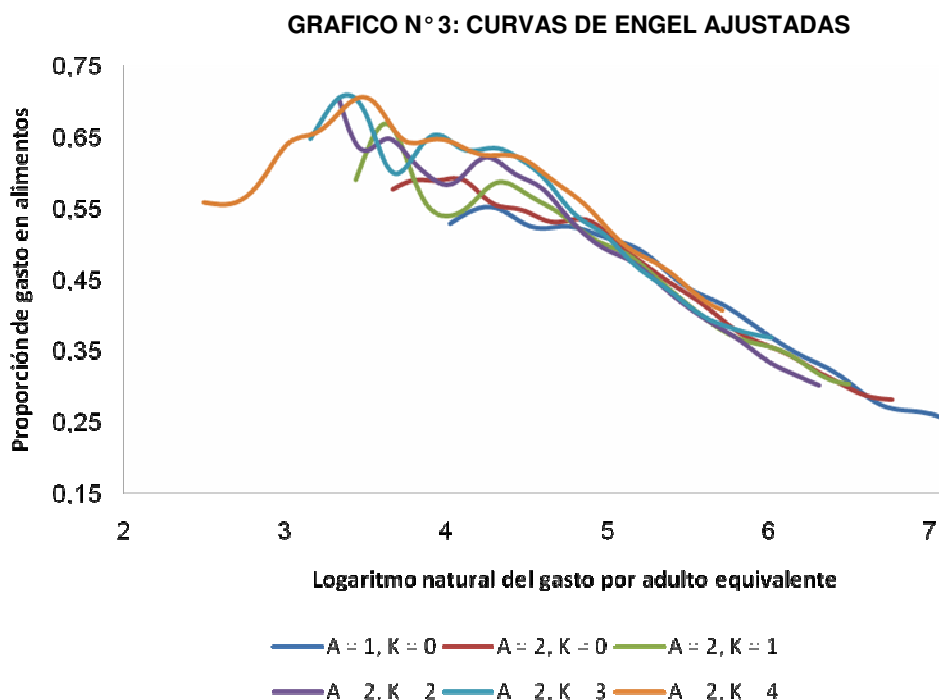
Yatchew (2003) determina un método formal para el testeado de esta hipótesis, pero a la fecha no ha podido implementarse dada su dificultad de aplicación. No obstante, puede realizarse un testeado “informal” mediante el análisis gráfico de las curvas de Engel de alimentos, para distintos tipos de hogar. Si las curvas de Engel de alimentos son independientes de base, entonces las curvas para distintos tipos de hogar son paralelas entre sí. Por lo tanto, la única diferencia existente entre ellas es su distancia, la cual puede ser eliminada ajustando el gasto del hogar por la escala de equivalencia calculada. Si se reestiman las curvas de Engel para distintos tipos de hogar empleando el gasto por adulto equivalente (en vez del gasto total del hogar), entonces estas curvas deberían encontrarse superpuestas. El método gráfico propuesto para testear de manera “informal” la hipótesis IB consiste en reestimar las curvas de Engel empleando el gasto total ajustado por la escala de equivalencia estimada) junto con los intervalos de confianza respectivos. Si estos se encuentran superpuestos, las diferencias entre las curvas no serían significativas y se determinaría la existencia de una curva de Engel única, lo que implica un comportamiento de las curvas en la dirección de la hipótesis planteada.

Las estimaciones de las curvas de Engel para distintos tipos de hogar se presentan en el Gráfico N°3. Las curvas son estimaciones no paramétricas (se empleó la regresión por kernel), realizadas con el software *Stata 9*. Los intervalos de confianza se calcularon mediante bootstrap, con un nivel de confianza del 95%, mediante el software *R 2.8*<sup>6</sup>. Los mismos no se presentan para facilitar la visualización, pero se pudo determinar que no existen diferencias significativas entre las curvas para un rango de gasto por adulto equivalente de \$100 – \$1800 (aproximadamente  $\ln(4,5)$  –  $\ln(7,5)$ ). Dentro de este rango, los intervalos de confianza de las distintas curvas se superponen, por lo que las diferencias no son estadísticamente significativas. Para niveles más bajos de gasto por adulto equivalente se verifican diferencias significativas entre alguna de las curvas, pero éstas se deben a la sensibilidad de la estimación respecto a la baja densidad de observaciones que hay en dicho rango de gasto. En consecuencia, el testeado “informal” determina que las curvas de Engel de alimentos de

<sup>5</sup> Para mayor detalle, analizar gráficos del Anexo N° 2.

<sup>6</sup> Para mayor información respecto a la estimación no paramétrica y a la estimación de intervalos de confianza mediante bootstrap, consultarr el trabajo de Tesis que se incluye en el Anexo de este informe, en la sección correspondiente a metodología.

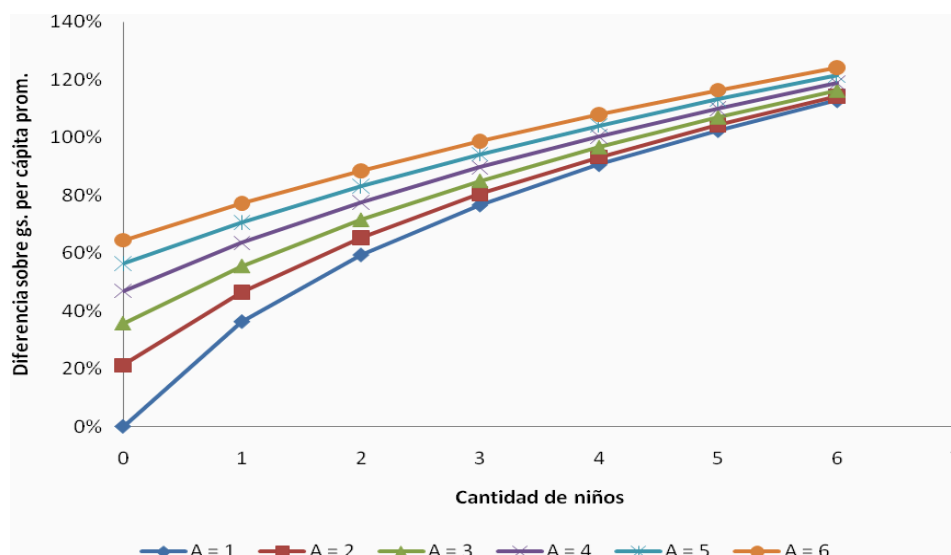
distintos tipos de hogar son paralelas entre sí, lo que implica que las escalas de equivalencia estimadas bajo el modelo N° 3 satisfacen el supuesto de independencia de base.



**Análisis de gasto por adulto equivalente:**

Con la estimación de las escalas de equivalencia para los distintos tipos de hogar es posible realizar un cálculo del gasto por adulto equivalente. Éste se obtiene dividiendo el gasto total del hogar por el valor obtenido de la escala, correspondiente al hogar bajo análisis. Con esta medida del gasto del hogar se pueden realizar comparaciones respecto a otros criterios de bienestar, tales como el gasto per cápita. Como se dijo anteriormente, el gasto per cápita no es una medida exacta del bienestar dado que considera que las necesidades de los miembros de un hogar son las mismas y que, además, no existen economías de escala en el consumo. Por lo tanto, mediante su comparación, es posible detallar las diferencias existentes entre criterios de bienestar opuestos, que poseen consideraciones completamente contrarias.

**GRÁFICO N° 4: GS. PER CAPITA – GS. POR ADULTO EQUIVALENTE**



En el Gráfico N° 4 se detallan las diferencias porcentuales entre el gasto por adulto equivalente promedio y el gasto per cápita promedio. Cada una de las curvas corresponde a un hogar con distinta cantidad de adultos<sup>7</sup>. Puede observarse que la diferencia entre el gasto por adulto equivalente y el gasto per cápita promedio es creciente respecto a la cantidad de niños, y también respecto a la cantidad de adultos. Esto se debe a las economías de escala en el consumo de alimentos y a los efectos de las diferencias demográficas de los miembros de un hogar. Como el gasto per cápita no toma en cuenta estos efectos sobre el gasto del hogar, resulta menor que el gasto por adulto equivalente, para todos los tipos de hogares. No obstante, se observa gráficamente que la diferencia entre ambas medidas crece, pero a tasa decreciente. Es decir, que la diferencia entre las medidas de gasto encuentra un límite superior, para cada tipo de hogar. Esto se debe, como se mencionó anteriormente, a que las economías de escala van disminuyendo a medida que el tamaño del hogar se incrementa. En otras palabras, a medida que el tamaño del hogar se incrementa hay cada vez menos ganancias por economías de escala.

### **Comparación con criterio del INDEC:**

Los resultados obtenidos en la estimación de las escalas de equivalencia pueden utilizarse para realizar una comparación con el criterio empleado por el INDEC para medir la pobreza.

Actualmente, este organismo computa el valor de la Canasta Básica Alimentaria (CBA) por adulto equivalente, que define la línea de indigencia, mediante la valorización de una canasta de bienes alimenticios determinada de acuerdo a criterios nutricionales. Con el relevamiento de precios de los bienes que la conforman, se actualiza mensualmente el valor de dicha canasta. Para obtener el valor de la Canasta Básica Total (CBT) por adulto equivalente, que define la línea de pobreza, se multiplica la CBA por la inversa del Coeficiente de Engel, definido como la relación entre los gastos alimentarios y los gastos totales observados.

Si se quiere conocer el valor de la CBT para una familia determinada, se multiplica el valor en pesos de dicha canasta por la cantidad de unidades consumidoras por adulto equivalente de un hogar. El INDEC ha elaborado 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

<sup>7</sup> El Gráfico N° 4 fue elaborado empleando los datos calculados en la Tabla N° 5, correspondiente al gasto total promedio de los distintos tipos de hogar. Para mayor detalle ver Anexo N° 3.

varón, con una edad entre 30 y 59 años. Los valores restantes se detallan en la Tabla N° 10.

**TABLA N° 10: UNIDADES CONSUMIDORAS SEGÚN EDAD Y SEXO**

Edad	Sexo	Necesidades energéticas (kcal)	Unidades consumidoras por adulto equivalente
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	<b>Varones</b>	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		2.000	0,74
30 a 59 años	Mujeres	2.000	0,74
60 y más años		1.730	0,64

Fuente: INDEC

Empleando los coeficientes anteriores puede medirse el ingreso necesario que representa la línea de pobreza para cada tipo de hogar. A modo de ejemplo, en la Tabla N° 11 se presentan distintos tipos de hogar. La selección de los miembros es arbitraria, aunque se consideraron los hogares más representativos en términos de tamaño total (ver Tabla N° 2). En la quinta columna se detalla la cantidad de adultos equivalentes, de acuerdo a los coeficientes elaborados por el INDEC y detallados anteriormente. En la última columna de la tabla se computa el valor de la CBT en pesos, para cada uno de los tipos de hogar. Se utilizó el valor de la CBT por adulto equivalente del mes de Marzo del 2009, dado que es el último dato disponible.

**TABLA N° 11: VALOR DE CBT SEGÚN TIPO DE HOGAR – CRITERIO INDEC**

Total miembros	Niños	Varones			Mujeres		Unidades consumidoras por adulto equivalente	Valor de la CBT (en pesos)
	7 – 9 Años	13 – 15 Años	18 – 29 Años	30 – 59 Años	13 – 15 Años	30 – 59 Años		
1				1			1,00	322,57
2		1		1			1,96	632,24
3		1		1	1		2,75	887,07
2				1		1	1,74	561,27
3		1		1		1	2,70	870,94
4		1		1	1	1	3,49	1125,77
5	1	1		1	1	1	4,21	1358,02
3			1	1		1	2,80	903,20
4		1	1	1		1	3,76	1212,86
5		1	1	1	1	1	4,55	1467,69

Fuente: elaboración propia en base ENGH 1996 – 1997 y datos del INDEC

La lectura de la tabla es directa. Por ejemplo, un hogar conformado por una pareja con dos hijos necesita un ingreso mínimo de \$1125 para no ser considerado pobre, de acuerdo al valor de la CBT en Marzo de este año, mientras que un hogar conformado por el adulto de referencia necesita \$322 para no caer bajo la línea de pobreza.

El mismo procedimiento puede realizarse con los resultados obtenidos en la estimación de las escalas de equivalencia. En este caso, el valor de la CBT para el adulto de referencia es el mismo que antes (\$322,57). Sin embargo, para obtener el valor de la CBT para otros tipos de hogar se emplean las escalas de equivalencia estimadas. El procedimiento es similar al anterior: se multiplica el valor de referencia por la cantidad de adultos equivalentes de un hogar determinado. En la Tabla N° 12 se detallan los resultados, para los hogares más similares a los empleados en la Tabla N° 11.

**TABLA N° 12: VALOR DE CBT SEGÚN TIPO DE HOGAR – METODOLOGÍA PROPIA**

Total	Niños	Adultos	Adultos equivalentes	Valor de la CBT (en pesos)	Diferencia con criterio INDEC	
					En pesos	En %
1	0	1	1,000	322,57	0,00	0%
2	1	1	1,467	473,21	-159,02	-25%
3	2	1	1,882	607,04	-280,02	-32%
2	0	2	1,650	532,15	-29,12	-5%
3	1	2	2,049	660,94	-210,00	-24%
4	2	2	2,420	780,67	-345,10	-31%
5	3	2	2,771	893,69	-464,33	-34%
3	0	3	2,211	713,20	-190,00	-21%
4	1	3	2,573	829,83	-383,03	-32%
5	2	3	2,916	940,45	-527,24	-36%

Fuente: elaboración propia en base ENGH 1996 – 1997 y datos del INDEC

Puede observarse que el valor de la CBT determinado por las escalas de equivalencia estimadas es inferior al valor determinado mediante el criterio empleado por el INDEC, para cada uno de los tipos de hogar analizados. Asimismo, la diferencia (en valor absoluto) crece a tasa decreciente. Es decir que el incremento en la diferencia entre ambas medidas se acerca a un límite. En los casos considerados, el límite está entre un 32 y un 36% (en valor absoluto). Esto es de esperarse, dado que la disminución en el gasto derivado de las economías de escala posee un límite, como se determinó en secciones anteriores.

Los resultados obtenidos implican que el criterio de las escalas de equivalencia establece un nivel de ingreso inferior al criterio del INDEC para que un hogar no sea considerado como pobre. Por lo tanto, si se estimase la cantidad de pobres en el país de acuerdo a ambos criterios, el del INDEC estaría sobreestimando la cantidad de pobres, en relación al criterio de las escalas de equivalencia. Lo mismo ocurre si se analiza la CBA y la cantidad de indigentes.

Los resultados obtenidos indican evidencias en sentido contrario a lo establecido en las hipótesis. A priori se esperaba que el cálculo de las escalas vía la estimación de gastos fuera mayor a las escalas establecidas en función de los requerimientos calóricos y, de acuerdo a ello, el número de hogares pobres en el país estuviera de esta forma subestimado.

Es posible plantear varias explicaciones para esta divergencia. En primer lugar, el criterio de necesidades nutricionales no toma en consideración los patrones de gasto realmente observados de los hogares, mientras que el criterio de las escalas de equivalencia sí lo hace. Asimismo, el criterio de necesidades nutricionales únicamente capta las diferencias en las necesidades alimenticias de los miembros de un hogar,

mientras que el criterio de las escalas de equivalencia capta las diferencias en todos los rubros de gasto, además de las economías de escala por el consumo de cierto tipo de bienes.

En segundo lugar, la categorización de los miembros del hogar que realiza el INDEC posee un mayor nivel de desagregación en función de género y edad de los miembros del hogar (ver Tabla N° 10) que las escalas estimadas. El modelo empleado en esta investigación sólo utiliza dos categorías, niños y adultos, sin distinción de género y sin desagregar ambos grupos por edad. Por lo tanto, la comparación entre ambos métodos no sería completamente exacta, a pesar de haber tratado de utilizar una estructura del hogar similar.

Por último los datos empleados en la estimación de las escalas provienen de la ENGH del año 1996, que supone un patrón de gastos que no coincide con el empleado en la metodología de cálculo de la CBT. Lo que sí, podría suponerse y someterse a futuras investigaciones, es que el patrón de requerimientos calóricos que establece escalas entre los individuos no se ajusta al comportamiento observado en la escala de los gastos totales del hogar. A priori es posible pensar que la reasignación del presupuesto en el hogar implica mayor disminución de gastos por consumo de bienes “públicos” que incremento proporcional de requerimientos en virtud de las necesidades alimenticias.

Por lo expuesto anteriormente, no pueden extraerse conclusiones definitivas de la comparación entre distintos métodos, hasta tanto no se realicen estimaciones más desagregadas de las escalas de equivalencia, de forma tal que la composición de hogares a comparar sea más similar. Asimismo, se evidencia la necesidad de reestimar escalas considerando grupos de gasto determinados. Esto permitiría evaluar las escalas en función del tipo de bienes adquiridos y determinar la magnitud de las economías de escala específicas que consumirlos en conjunto implica para el hogar.



## **CONCLUSIONES:**

La correcta estimación de escalas de equivalencia es de vital importancia para comparar el nivel de bienestar de diferentes grupos de población, dado que se las utiliza para definir las líneas de pobreza e indigencia. Actualmente, el INDEC emplea un enfoque tradicional, de requerimientos nutricionales, para la estimación de las escalas de equivalencia y, de forma indirecta, para la definición de la línea de pobreza. Sin embargo, se ha determinado que este método no está exento de defectos, dado que no considera la existencia de economías de escala en el consumo de ciertos bienes o las diferencias en las necesidades y gustos de los miembros de un hogar en otros rubros de gastos distintos a los correspondientes a alimentación. Este trabajo intenta contribuir con una aproximación empírica a estimar escalas de equivalencia con datos de consumo de hogares en Argentina correspondientes al período 1996 – 1997. El enfoque de la investigación se basa en el análisis del comportamiento del gasto de los hogares. Los objetivos planteados al inicio de esta investigación buscaban:

- Analizar los gastos de familias con distinta composición e investigar si de acuerdo a su comportamiento las escalas pueden considerarse independientes del nivel de gasto.
- Analizar las economías de escala en el consumo de alimentos y otros bienes en el hogar.
- Comparar distintas estimaciones de escalas de equivalencia e investigar regularidades y diferencias.
- Recalcular la línea de pobreza para nuestro país utilizando este tipo de escalas de equivalencia y evaluar las diferencias con el cálculo de las actuales.

Para lograr estos objetivos, se plantearon y analizaron las siguientes hipótesis:

**Hipótesis N° 1:** La existencia de escalas de equivalencia independientes del nivel de utilidad de referencia es más probable cuanto más homogénea la composición demográfica de los hogares.

Las escalas de equivalencia fueron estimadas para hogares que se diferencian en la cantidad de niños y adultos que lo conforman, mediante el modelo *index* propuesto por Yatchew (2003). Por lo tanto, la estructura del hogar resulta bastante homogénea. Asimismo, se realizó un test “informal” para validar o rechazar el supuesto de independencia de base. Este test determinó que las escalas de equivalencia estimadas satisfacen la condición IB, por lo que son independientes del nivel de utilidad de referencia. Ello implica que las curvas de Engel de alimentos estimadas empleando el gasto por adulto equivalente poseen igual forma, diferenciándose únicamente por la distancia horizontal y vertical entre las mismas.

**Hipótesis N° 2:** Aunque el gasto total es mayor en hogares de mayor tamaño, existen economías de escala en el consumo de alimentos y otros bienes.

Del análisis del modelo finalmente empleado (N° 3) se pudo determinar la existencia de economías de escala y sus efectos sobre las escalas estimadas. La adición sucesiva de niños a un hogar hace que la cantidad de adultos equivalentes del mismo sea menor que la cantidad de miembros totales. Esta diferencia entre el tamaño del hogar y la cantidad de adultos equivalentes es creciente respecto a la

adición de niños sucesivos, lo que indica de la presencia de fuertes economías de escala en el consumo de alimentos y otros bienes<sup>8</sup>.

Hipótesis N° 3: Los efectos de las economías de escala en el consumo son decrecientes respecto del tamaño del hogar. Es decir, que las economías de escala poseen efectos considerables sobre la escala de equivalencia, pero dichos efectos poseen un límite.

Cómo se determinó en la hipótesis anterior, existen economías de escala en el consumo de ciertos bienes que se reflejan en la diferencia entre el tamaño total del hogar y la cantidad de adultos equivalentes del mismo. Asimismo, se observa que dicha diferencia es creciente respecto a la cantidad de niños del hogar. Sin embargo, también se verifica que el crecimiento de esta diferencia es a tasa decreciente, por lo que las economías de escala poseen rendimientos decrecientes respecto al tamaño del hogar. La mayor diferencia entre el tamaño total y la cantidad de adultos equivalentes de un hogar es del 55%, siendo éste el límite o alcance de las economías de escala.

Hipótesis N° 4: Los valores de la escala de equivalencia estimados en base a gastos diferirán de los valores establecidos actualmente en base a requerimientos calóricos. En particular, los gastos equivalentes por miembro adicional en el hogar probablemente serán mayores con este último criterio.

Las escalas de equivalencia estimadas efectivamente difieren de las escalas que determina el INDEC mediante requerimientos nutricionales. Además de las diferencias de criterio en cuánto a economías de escala y diferencias en las necesidades, otra causa por la cual no son similares se debe al grado de desagregación. Las escalas de equivalencia del INDEC se determinaron para individuos de distinto género y edad, mientras que las escalas estimadas en este trabajo se determinaron para adultos y niños, sin diferenciar ambos grupos por tramos de edades ni género. Esto hace que al comparar hogares del mismo tamaño total, la estructura de los mismos no sea completamente idéntica, a pesar de coincidir en las características más agregadas.

Por otra parte, al aplicar las escalas estimadas en este trabajo al cálculo del nivel de ingresos que un hogar de cierta composición debería alcanzar para no ser considerado pobre, surge un valor estimado menor que el obtenido aplicando la metodología de cálculo actual empleada por el INDEC. Indicando que, al menos en función de las observaciones de gasto de los hogares, las escalas actuales estarían sobreestimando el valor de cuánto ingreso adicional debería poseer un hogar para mantener el nivel de utilidad de referencia. Cabe aclarar, sin embargo, que no se efectúan consideraciones acerca de si el nivel de gastos que calcula la CBT es o no el indicado para garantizar una canasta básica total. Lo único que este estudio puede afirmar es que, si un cierto tipo de hogar de acuerdo a las escalas actuales requiere gastar tres veces la CBT, de acuerdo a los resultados de esta investigación requerirá un menor número de veces la CBT.

No obstante, se pudieron determinar algunas causas por las cuáles se obtuvieron los mencionados resultados. 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, la diferencia en la categorización de los miembros de un hogar introduce distorsiones en la comparación, al no ser analizados de acuerdo a una clasificación completamente idéntica en cuanto a las características de sus miembros. En último lugar, la estructura de gastos implícita

---

<sup>8</sup> La otra causa de la diferencia entre el tamaño total del hogar y la cantidad de adultos equivalentes es la existencia de necesidades y gustos diferentes entre los miembros del hogar.

en la base de datos empleada en la estimación de las escalas de equivalencia es de la década pasada y tampoco coincide con la estructura implícita de los gastos en alimentos expandida por el coeficiente de Engel, base de las escalas actuales. Esto implica que el patrón de consumo que reflejan las escalas estimadas no se corresponde con el patrón implícito en las escalas actuales y tampoco probablemente con la estructura de gastos actuales. Desde el año 1996, fecha de relevamiento de la ENGH 1996 – 1997, hasta hoy, el comportamiento del gasto de los hogares seguramente se ha modificado. En especial, tras la crisis del 2001 y la posterior recuperación económica.

Por lo expuesto anteriormente, se aceptan las tres primeras hipótesis de investigación y se rechaza la última, al menos en la dirección del cambio planteado. Dadas las diferencias entre el criterio del INDEC y el presentado en este trabajo, no pueden extraerse conclusiones definitivas de la comparación entre los mismos, hasta tanto no se realicen estimaciones más desagregadas de las escalas de equivalencia, de forma tal que la composición de hogares a comparar sea más similar. Asimismo, se evidencia la necesidad de trabajar con grupos de gastos más desagregados, de forma de dar lugar a diferencias en las economías de escala en los hogares de acuerdo al tipo de bienes consumidos. Esto permitiría realizar mejores comparaciones de bienestar, que permitieran evaluar por ejemplo, el número de pobres e indigentes entre los distintos grupos de población. Asimismo, la revisión en la metodología permitirá analizar las compensaciones diseñadas por distintos programas de política social, en particular aquellos dirigidos hacia la población más vulnerable, objetivo que si bien estaba planteado en el plan original de trabajo, no pudo concretarse en virtud de las limitaciones metodológicas comentadas.

El trabajo presentado es una de las primeras investigaciones en este campo de microeconomía aplicada al caso de Argentina. La importancia del mismo radica en que puede aportar mucho para un debate futuro respecto a la revisión de la metodología empleada y la medición de bienestar en los hogares, en el significado restringido de Deaton<sup>9</sup>. Entre las posibles direcciones en las cuales puede extenderse este trabajo se mencionan:

1. El supuesto de independencia de base implícito en la estimación semiparamétrica de las escalas de equivalencia debería testearse de manera formal. Como se mencionó, Yatchew (2003) describe la aplicación de un test formal a un trabajo similar, lo que puede aplicarse en estudios posteriores.
2. La aplicación del modelo *index* realizada en este trabajo debería hacerse con mayor grado de desagregación en la estructura del hogar, para poder analizar con mayor grado de detalle las diferencias sociodemográficas entre distintos individuos. Asimismo, esto permitiría una comparación más ajustada con la metodología del INDEC.
3. Cuando se dispongan de datos más actualizados resultaría deseable volver a estimar las escalas de equivalencia, empleando la misma metodología que en este trabajo. No sólo ayudaría para la comparación entre distintos criterios, sino que también permitiría determinar las diferencias con las escalas estimadas. De dicho análisis se podrían determinar las variaciones a lo largo del tiempo ocurridas con las escalas de equivalencia.
4. La estimación mediante el modelo *index* es una de las posibles. Existen otros métodos semiparamétricos alternativos, que pueden ser empleados para la

---

<sup>9</sup> Ver la discusión del punto Escalas y Medición de Bienestar en pag. 8 de este informe

estimación de las escalas. Asimismo se podrán comparar los resultados obtenidos y analizar las diferencias entre los distintos métodos.

## **BIBLIOGRAFÍA:**

- Atkinson, A. B.** (1975). "The Economics of Inequality". Oxford: Clarendon Press.
- 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.
- 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.
- 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.
- Buhmann, 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.
- Carugati, M.** (2008). "Estimación de Curvas de Engel en Argentina". Tesis de grado, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad Nacional de Mar del Plata.
- 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, N° 414, pp. 1067 – 1082.
- Deaton, A. y Muellbauer, J.** (1980), "Economics and Consumer Behavior". Cambridge University Press. 2da Edición.
- Deaton, A. y Muellbauer, J.** (1980), "An Almost Ideal Demand System". *The American Economic Review*, Vol. 70, N° 3, pp. 312 – 326. American Economic Association. <http://www.jstor.org/stable/1805222>, 16/04/2008, 12:09.
- Deaton, A. y Muellbauer, J.** (1986). "On Measuring Child Costs: With Applications to Poor Countries". *Journal of Political Economy*, Vol. 94, N° 4, pp. 720 – 744.

**Donaldson, D. y Pendakur, K.** (2004). “Equivalent – Expenditure Functions and Expenditure – Dependent Equivalence Scales”. *Journal of Public Economics*, N° 88, 155-208.

**Engel, E.** (1895). “Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien früher und jetzt”. *International Statistical Institute Bulletin*, 9, N° 1, pp. 1 – 74.

**Gentle, J., Härdle, W. y Mori, Y.** (2004). “Handbook of Computational Statistics”, Springer – Verlag Berlin Heideberg. ISBN 3-540-40464-3.

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

**Gronau, R.** (1988). “Consumption Technology and the Intrafamily Distribution of Resources: Adult Equivalence Scales Reexamined”. *Journal of Political Economy*, Vol. 96, N° 6, pp. 1183 – 1205.

**Grootaert, C.** (1982). “The Conceptual Basis of Measures of Household Welfare and their Implied Survey Data Requirements”. LSMS Working Paper N° 19, The World Bank. Washington D.C.

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

**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** (1999). “Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares 1996 – 1997: Base de Datos por Regiones”. INDEC, Dirección de Estudios de Ingresos y Gastos de los Hogares.

**Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina.** “Valores de la Canasta Básica de Alimentos (CBA) y de la Canasta Básica Total (CBT) para el adulto equivalente desde Septiembre 2000 en adelante”. En página web del INDEC: [www.indec.gov.ar](http://www.indec.gov.ar).

**Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina.** “Necesidades Energéticas y unidades consumidoras según edad y sexo”. En página web del INDEC: [www.indec.gov.ar](http://www.indec.gov.ar).

**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.  
Klein y Spady (1993)

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

**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. E. V.** (1963), “Forms of Engel Functions”. *Econometrica*, Vol. 31, N° 4, pp. 694 – 703. The Econometric Society. <http://www.jstor.org/stable/1909167>, 11/08/2008, 12:30.

**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.

Liu y Hsu, 2004

**Lluch, C.** (1973). “The Extended Linear Expenditure System”. *European Economic Review*, N° 4, pp. 21-32.

**Mancero, X.** (2001). “Escala 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.

**Muellbauer, J.** (1974). “Household Composition, Engel Curves, and Welfare Comparisons Between Households: A Duality Approach”. *European Economic Review*, Vol. 5, N° 2, pp. 103 – 122.

**Muellbauer, J.** (1976), “Community Preferences and the Representative Consumer”. *Econometrica*, Vol. 44, N° 5, pp. 979 – 999. The Econometric Society.

**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.

**Pendakur, K.** (1999). “Estimates and tests of base-independent equivalence scales”. *Journal of Econometrics*, N° 88, pp. 1–40.

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

**Pendakur, K.** (2001). “Consumption Poverty in Canada 1969 to 1998”. *Canadian Public Policy, Analyse de Politiques*, Vol. 27, N° 2, pp. 125-143.

**Pollak, R y Wales, T.** (1981). “Demographics Variables in Demand Analysis”. *Econometrica*, Vol. 49, N° 6, pp. 1533-1551.

**Pollak, R y Wales, T.** (1979). “Welfare Comparisons and Equivalence Scales”. *American Economic Review*, Vol. 69, pp. 216 – 221.

**Prais, S. y Houthakker, H.** (1955). “The Analysis of Family Budgets”. Cambridge, Cambridge University Press.

**Rothbarth, E.** (1943). “Note on a method of determining equivalent income for families of different composition”. En “War-time Pattern of Saving and Spending”, C. Madge (ed.). 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". En "Essays on Economic Progress and Welfare: In Honour of I. G. Patel", Guhan, S. y Shroff, M. (eds.). Oxford, Oxford University Press.
- Stoker, T.** (1991). "Lectures on Semiparametric Econometrics". Core Foundation, Core Lecture Series.
- 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.
- Thomas, D.** (1990). "Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach". *Journal of Human Resources*, N° 25, pp. 635 – 664.
- Tsakloglou, P.** (1991). "Estimation and Comparison of Two Simple Models of Equivalence Scales for the Cost of Children". *The Economic Journal*, Vol.101, N° 405, 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 Expenditure", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 38, N° 221, pp. 43 – 56. American Statistical Association. <http://www.istor.org/stable/2279311>, 11/08/2008, 12:36.
- 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, 1ra Edición.



**ANEXO N° 1:**

**ESCALAS DE EQUIVALENCIA – MODELO N° 2**

Cantidad de miembros	Adultos	Niños	Escala de equivalencia	Diferencia (en %)	Variación respecto cat. Anterior (en %)
1	1	0	1.000		
2	1	1	1.504	-24.8	50.4
3	1	2	1.942	-35.3	29.1
4	1	3	2.340	-41.5	20.5
5	1	4	2.711	-45.8	15.8
6	1	5	3.060	-49.0	12.9
7	1	6	3.392	-51.5	10.9
2	2	0	1.619	-19.1	
3	2	1	2.045	-31.8	26.3
4	2	2	2.435	-39.1	19.1
5	2	3	2.800	-44.0	15.0
6	2	4	3.144	-47.6	12.3
7	2	5	3.473	-50.4	10.5
8	2	6	3.789	-52.6	9.1%
3	3	0	2.146	-28.5	
4	3	1	2.529	-36.8	17.9
5	3	2	2.888	-42.2	14.2
6	3	3	3.228	-46.2	11.8
7	3	4	3.553	-49.2	10.1
8	3	5	3.866	-51.7	8.8
9	3	6	4.168	-53.7	7.8
4	4	0	2.620	-34.5	
5	4	1	2.974	-40.5	13.5
6	4	2	3.310	-44.8	11.3
7	4	3	3.632	-48.1	9.7
8	4	4	3.942	-50.7	8.5
9	4	5	4.241	-52.9	7.6
10	4	6	4.532	-54.7	6.8
5	5	0	3.060	-38.8	
6	5	1	3.392	-43.5	10.9
7	5	2	3.711	-47.0	9.4
8	5	3	4.018	-49.8	8.3
9	5	4	4.315	-52.1	7.4
10	5	5	4.603	-54.0	6.7
11	5	6	4.884	-55.6	6.1
6	6	0	3.473	-42.1	
7	6	1	3.789	-45.9	9.1
8	6	2	4.093	-48.8	8.0
9	6	3	4.388	-51.2	7.2
10	6	4	4.674	-53.3	6.5
11	6	5	4.953	-55.0	6.0
12	6	6	5.225	-56.5	5.5

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

ESCALAS DE EQUIVALENCIA – MODELO N° 4

Cantidad de miembros	Adultos	Niños	Escala de equivalencia	Diferencia (en %)	Variación respecto cat. anterior (en %)
1	1	0	1.000		
2	1	1	1.446	-27.7	44.6
3	1	2	1.846	-38.5	27.7
4	1	3	2.217	-44.6	20.1
5	1	4	2.567	-48.7	15.8
6	1	5	2.900	-51.7	13.0
7	1	6	3.220	-54.0	11.0
2	2	0	1.665	-16.7	
3	2	1	2.049	-31.7	23.0
4	2	2	2.407	-39.8	17.5
5	2	3	2.748	-45.0	14.1
6	2	4	3.074	-48.8	11.9
7	2	5	3.388	-51.6	10.2
8	2	6	3.692	-53.9	9.0
3	3	0	2.244	-25.2	
4	3	1	2.593	-35.2	15.5
5	3	2	2.925	-41.5	12.8
6	3	3	3.244	-45.9	10.9
7	3	4	3.553	-49.2	9.5
8	3	5	3.852	-51.9	8.4
9	3	6	4.143	-54.0	7.6
4	4	0	2.774	-30.7	
5	4	1	3.099	-38.0	11.7
6	4	2	3.412	-43.1	10.1
7	4	3	3.715	-46.9	8.9
8	4	4	4.009	-49.9	7.9
9	4	5	4.296	-52.3	7.2
10	4	6	4.577	-54.2	6.5
5	5	0	3.269	-34.6	
6	5	1	3.576	-40.4	9.4
7	5	2	3.874	-44.7	8.3
8	5	3	4.165	-47.9	7.5
9	5	4	4.448	-50.6	6.8
10	5	5	4.725	-52.8	6.2
11	5	6	4.996	-54.6	5.7
6	6	0	3.738	-37.7	
7	6	1	4.032	-42.4	7.9
8	6	2	4.318	-46.0	7.1
9	6	3	4.598	-48.9	6.5
10	6	4	4.872	-51.3	6.0
11	6	5	5.140	-53.3	5.5
12	6	6	5.403	-55.0	5.1

Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

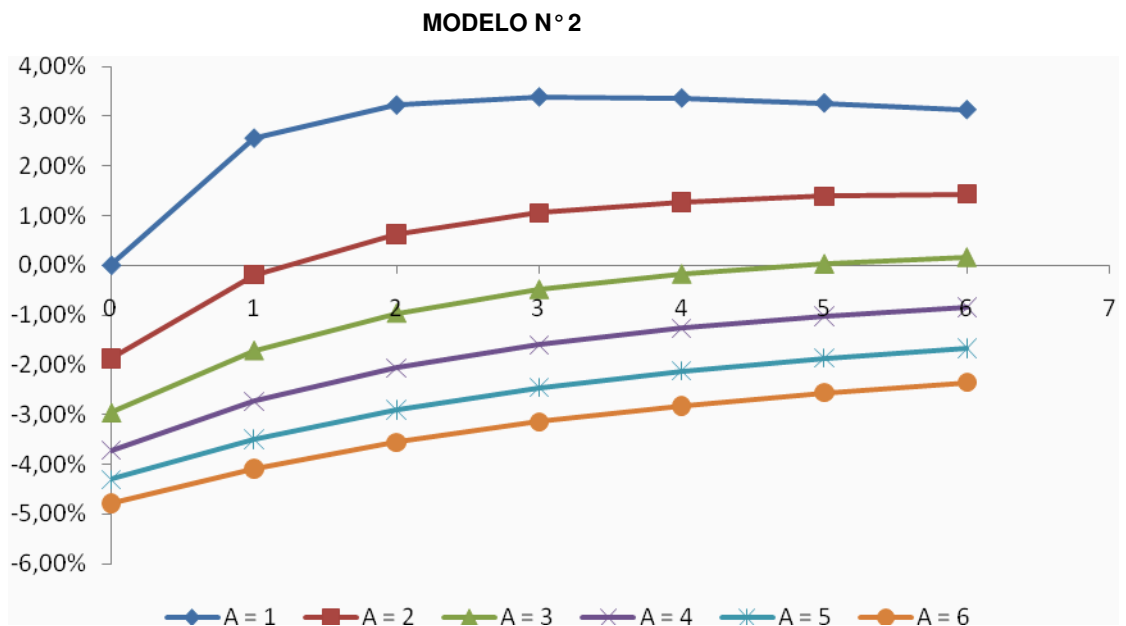
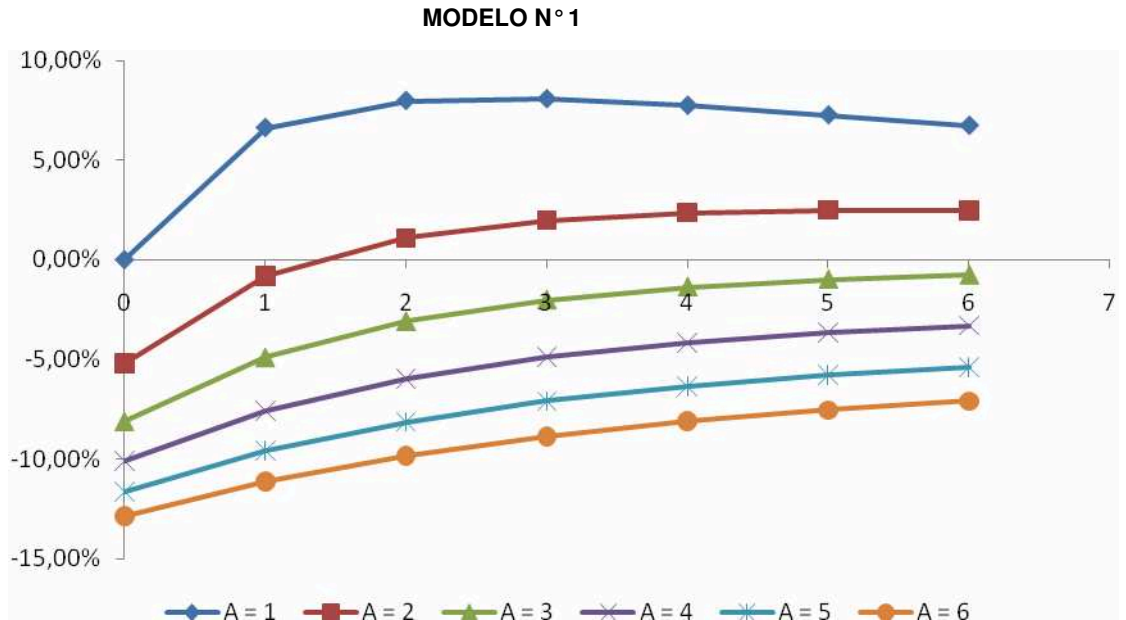
ESCALAS DE EQUIVALENCIA – MODELO Nº 5

Cantidad de miembros	Adultos	Niños	Escala de equivalencia	Diferencia (en %)	Variación respecto cat. anterior (en %)
1	1	0	1.000		
2	1	1	1.423	-28.9	42.3
3	1	2	1.806	-39.8	27.0
4	1	3	2.164	-45.9	19.8
5	1	4	2.504	-49.9	15.7
6	1	5	2.828	-52.9	13.0
7	1	6	3.141	-55.1	11.0
2	2	0	1.682	-15.9	
3	2	1	2.047	-31.8	21.7
4	2	2	2.392	-40.2	16.8
5	2	3	2.721	-45.6	13.8
6	2	4	3.038	-49.4	11.6
7	2	5	3.343	-52.2	10.1
8	2	6	3.640	-54.5	8.9
3	3	0	2.279	-24.0	
4	3	1	2.613	-34.7	14.7
5	3	2	2.933	-41.3	12.3
6	3	3	3.242	-46.0	10.5
7	3	4	3.542	-49.4	9.2
8	3	5	3.833	-52.1	8.2
9	3	6	4.117	-54.3	7.4
4	4	0	2.828	-29.3	
5	4	1	3.141	-37.2	11.0
6	4	2	3.443	-42.6	9.6
7	4	3	3.737	-46.6	8.5
8	4	4	4.023	-49.7	7.7
9	4	5	4.303	-52.2	7.0
10	4	6	4.576	-54.2	6.4
5	5	0	3.343	-33.1	
6	5	1	3.640	-39.3	8.9
7	5	2	3.928	-43.9	7.9
8	5	3	4.210	-47.4	7.2
9	5	4	4.486	-50.2	6.5
10	5	5	4.756	-52.4	6.0
11	5	6	5.021	-54.4	5.6
6	6	0	3.833	-36.1	
7	6	1	4.117	-41.2	7.4
8	6	2	4.395	-45.1	6.7
9	6	3	4.667	-48.1	6.2
10	6	4	4.933	-50.7	5.7
11	6	5	5.195	-52.8	5.3
12	6	6	5.453	-54.6	5.0

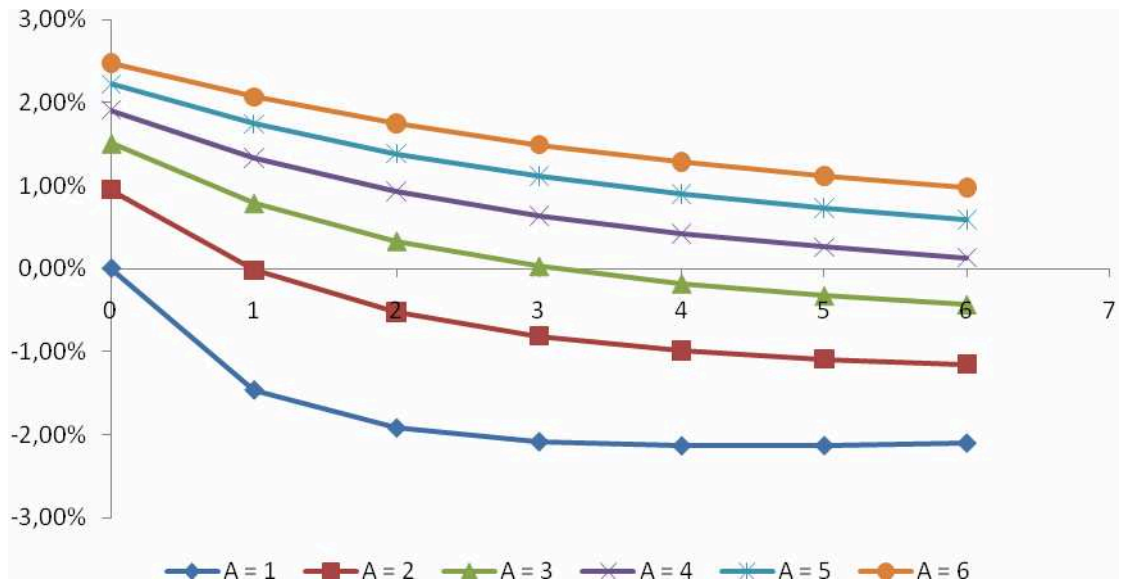
Fuente: Elaboración propia en base a ENGH 1996 – 1997

**ANEXO N° 2:**

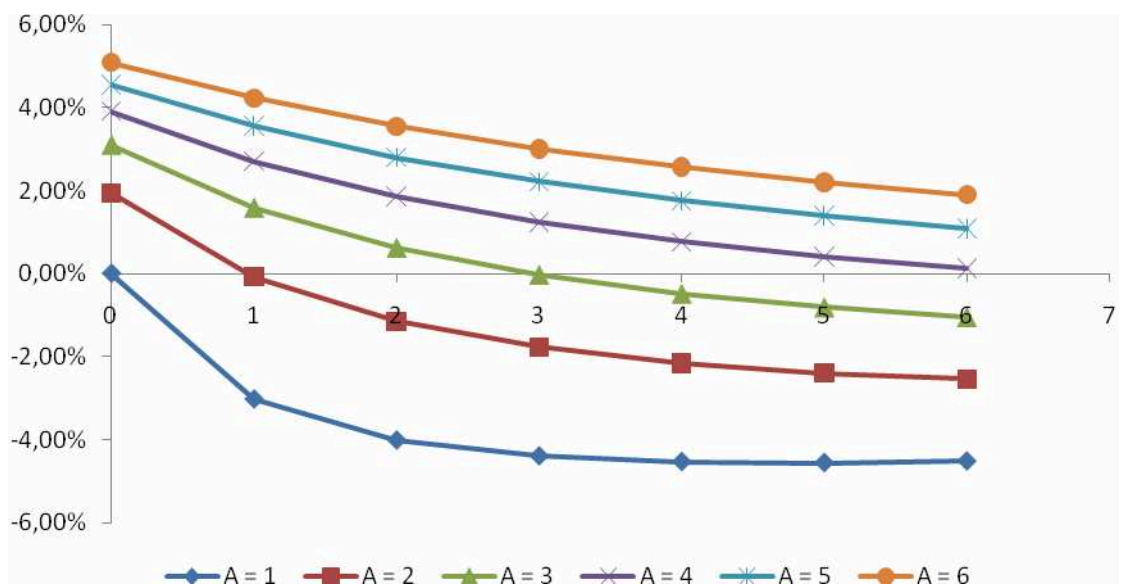
Los siguientes gráficos presentan una comparación entre los valores estimados de las escalas de equivalencia de cada modelo, respecto al modelo N° 3, que fue tomado como referencia. El eje de las abscisas corresponde a la cantidad de niños por hogar, mientras que el eje de las ordenadas corresponde a la diferencia en la escala de equivalencia del modelo respectivo frente al modelo N° 3. Cada una de las curvas graficadas corresponde a hogares con distinta cantidad de adultos.



MODELO N° 4



MODELO N° 5



**ANEXO N° 3:**

Miembros Totales	Adultos	Niños	Gs. total prom.	Gs. per cápita prom.	Esc. de equivalencia	Gs. por adulto eq. prom.	Diferencia	Diferencia %
1	1	0	494,2	494,2	1,000	494,2	0,0	0%
2	1	1	562,8	281,4	1,467	383,6	102,2	36%
3	1	2	669,9	223,3	1,882	356,0	132,7	59%
4	1	3	667,6	166,9	2,264	294,9	128,0	77%
5	1	4	551,6	110,3	2,623	210,3	100,0	91%
6	1	5	420,2	70,0	2,963	141,8	71,8	102%
7	1	6	489,3	69,9	3,289	148,7	78,9	113%
2	2	0	688,7	344,4	1,650	417,5	73,1	21%
3	2	1	857,2	285,7	2,049	418,4	132,6	46%
4	2	2	967,1	241,8	2,420	399,6	157,8	65%
5	2	3	959,6	191,9	2,771	346,4	154,4	80%
6	2	4	824,8	137,5	3,105	265,7	128,2	93%
7	2	5	705,7	100,8	3,425	206,0	105,2	104%
8	2	6	637,2	79,6	3,735	170,6	90,9	114%
3	3	0	867,5	289,2	2,211	392,4	103,2	36%
4	3	1	947,2	236,8	2,573	368,2	131,4	55%
5	3	2	968,6	193,7	2,916	332,2	138,5	71%
6	3	3	849,0	141,5	3,244	261,7	120,2	85%
7	3	4	772,9	110,4	3,559	217,1	106,7	97%
8	3	5	698,8	87,4	3,865	180,8	93,5	107%
9	3	6	564,9	62,8	4,161	135,8	73,0	116%
4	4	0	1071,9	268,0	2,722	393,9	125,9	47%
5	4	1	1030,1	206,0	3,058	336,9	130,9	64%
6	4	2	953,5	158,9	3,380	282,1	123,2	78%
7	4	3	959,2	137,0	3,691	259,9	122,8	90%
8	4	4	857,7	107,2	3,993	214,8	107,6	100%
9	4	5	740,9	82,3	4,285	172,9	90,6	110%
10	4	6	665,8	66,6	4,571	145,7	79,1	119%
5	5	0	1235,6	247,1	3,197	386,4	139,3	56%
6	5	1	1039,7	173,3	3,515	295,8	122,5	71%
7	5	2	1028,0	146,9	3,822	269,0	122,1	83%
8	5	3	983,2	122,9	4,119	238,7	115,8	94%
9	5	4	771,1	85,7	4,408	174,9	89,2	104%
10	5	5	668,5	66,9	4,691	142,5	75,7	113%
11	5	6	763,0	69,4	4,967	153,6	84,3	121%
6	6	0	1388,9	231,5	3,647	380,8	149,3	64%
7	6	1	1142,0	163,1	3,950	289,1	126,0	77%
8	6	2	1036,6	129,6	4,244	244,3	114,7	89%
9	6	3	996,3	110,7	4,530	219,9	109,2	99%
10	6	4	1032,7	103,3	4,810	214,7	111,4	108%
11	6	5	777,7	70,7	5,083	153,0	82,3	116%
12	6	6	1215,0	101,2	5,351	227,1	125,8	124%