

Escalas de equivalencia en los países de América Latina

Haydee Alonzo
Xavier Mancero



NACIONES UNIDAS

CEPAL

estudios estadísticos y prospectivos

Escalas de equivalencia en
los países de América Latina

Haydee Alonzo
Xavier Mancero



NACIONES UNIDAS

CEPAL

División de Estadística y Proyecciones Económicas

Santiago de Chile, abril de 2011

Este documento fue preparado por Xavier Mancero, funcionario de la Unidad de Estadísticas Sociales, División de Estadística de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe y Haydee Alonzo, consultora.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización.

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN: 1680-8770

ISBN: 978-92-1-121780-3

LC/L.3325-P

N° de venta: S.11.II.G.44

Copyright © Naciones Unidas, abril de 2011. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

Índice

Resumen	5
Introducción	7
I. Estimación de las Escalas	11
A. Definición de la variable dependiente	11
1. Método de Engel: gasto en alimentos.....	11
2. Método de Rothbarth: gasto en “bienes de adulto”	12
B. Selección de la Forma Funcional.....	14
C. Resultados	17
1. Resultados con el método Engel	17
2. Sensibilidad de los resultados del método Engel	22
3. Resultados con el método de Rothbarth	26
4. Sensibilidad de los resultados del método de Rothbarth ..	30
II. Revisión de la Literatura	33
A. Teruel, Rubalcava y Santana (2005)	33
B. Van de Ven (2003)	34
C. White y Massett (2002)	35
D. Lancaster, Ray y Valenzuela (1999).....	36
E. Lancaster y Ray (1998).....	37
F. Phipps y Garner (1994)	38
G. Balisacan (1992).....	39
H. Tsakloglou (1991)	39
I. Deaton y Muellbauer (1986)	40
J. Comentarios.....	41
III. Conclusiones	43
Bibliografía	45

Serie estudios estadísticos y prospectivos: números publicados 47**Índice de cuadros**

CUADRO 1	ENCUESTAS UTILIZADAS	9
CUADRO 2	PORCENTAJE DE GASTOS EN ALIMENTOS	12
CUADRO 3	PORCENTAJE DE GASTO EN BIENES DE ADULTO.....	14
CUADRO 4	MÉTODO DE ENGEL: PARÁMETROS ESTIMADOS, MODELOS 1 Y 2	18
CUADRO 5	MÉTODO DE ENGEL: NÚMERO DE ADULTO-EQUIVALENTES PARA HOGARES DE DOS PERSONAS.....	19
CUADRO 6	MÉTODO DE ENGEL: NÚMERO DE ADULTO-EQUIVALENTES Y COSTOS MARGINALES DE LOS NIÑOS EN HOGARES DE DOS ADULTOS	21
CUADRO 7	MÉTODO DE ENGEL: PARÁMETRO DE ECONOMÍAS DE ESCALA EN UNA ESCALA UNI-PARAMÉTRICA.....	22
CUADRO 8	MÉTODO DE ENGEL: ESCALAS DE EQUIVALENCIA, MODELOS 3, 4 Y 5	23
CUADRO 9	MÉTODO DE ENGEL: PARÁMETRO DE ECONOMÍAS DE ESCALA EN ESCALA UNIPARAMÉTRICA, MODELOS 1 AL 5.....	24
CUADRO 10	MÉTODO DE ENGEL: EFECTO DE LA EXCLUSIÓN DE LOS GASTOS NO- MONETARIOS, HOGARES CON DOS ADULTOS	26
CUADRO 11	MÉTODO DE ROTHMARTH: PARÁMETROS ESTIMADOS, MODELOS 1 Y 2	27
CUADRO 12	MÉTODO DE ROTHBARTH: ESCALAS DE EQUIVALENCIA Y COSTO MARGINAL DE LOS NIÑOS EN HOGARES DE 2 ADULTOS, MODELOS 1 Y 2	28
CUADRO 13	MÉTODO DE ROTHBARTH: COSTO MARGINAL DE LOS NIÑOS EN HOGARES DE 2 ADULTOS, MODELOS 3 AL 5 (ÁREAS URBANAS.....	30
CUADRO 14	ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA MÉXICO	34
CUADRO 15	ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA AUSTRALIA Y EL REINO UNIDO	35
CUADRO 16	ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA VIETNAM.....	36
CUADRO 17	ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA DIVESOS PAÍSES	36
CUADRO 18	ESCALAS DE EQUIVALENCIA DE ENGEL PARA AUSTRALIA	38
CUADRO 19	ESCALAS DE EQUIVALENCIA DE ROTHBARTH PARA AUSTRALIA, SEGÚN DISTINTAS DEFINICIONES DE LOS BIENES DE ADULTO	38
CUADRO 20	ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA CANADÁ Y ESTADOS UNIDOS	38
CUADRO 21	ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA FILIPINAS	39
CUADRO 22	ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA GRECIA	40
CUADRO 23	ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA SRI LANKA E INDONESIA	41

Índice de gráficos

GRÁFICO 1	NÚMERO DE ADULTO-EQUIVALENTES PARA HOGARES DE 2 ADULTOS Y 2 NIÑOS, Y 4 ADULTOS Y 4 NIÑOS	20
GRÁFICO 2	MÉTODO DE ENGEL: PARÁMETROS DE ECONOMÍAS DE ESCALA DE DISTINTOS MODELOS	24
GRÁFICO 3	COSTO DEL PRIMER NIÑO, EN UN HOGAR DE DOS ADULTOS (MODELO 1)	29

Resumen

En la literatura sobre la medición del bienestar existe consenso acerca de la conveniencia de utilizar escalas de equivalencia cuando se emplea los recursos económicos de un hogar como indicador de bienestar. Estas dan cuenta de las diferencias en el costo de vida según el tamaño y composición del hogar y, por ello, se consideran más adecuadas que expresar el ingreso o el gasto en términos per cápita. No obstante, también se reconoce que su estimación está sujeta a importantes limitaciones conceptuales y empíricas.

Este artículo busca ilustrar las posibilidades de estimación de escalas de equivalencia en los países de América Latina. Para ello, se utiliza dos de los métodos de estimación más conocidos, Engel y Rothbarth, y un conjunto de encuestas de presupuestos familiares para 16 países.

Los resultados muestran una amplia heterogeneidad, consistente con la que se encuentra en la revisión de la literatura. Según el país y encuesta utilizada, las escalas de equivalencia obtenidas presentan distintos grados de sensibilidad al modelo de estimación y a las características de los datos.

En consecuencia, se propone que la aplicación de escalas de equivalencia para la medición del bienestar en los países de la región se haga a través de una escala paramétrica, con una forma funcional predeterminada, que considera únicamente la presencia de economías de escala en el consumo.

Introducción

La práctica vigente en los países de América Latina para la medición de la pobreza y la desigualdad distributiva utiliza el ingreso per cápita como el indicador del nivel de bienestar de las personas. El uso de esta variable lleva implícito el supuesto de que el ingreso “rinde” lo mismo para todas las personas, es decir, que el costo de alcanzar un nivel de bienestar determinado es el mismo para cualquier persona del hogar, independientemente de características como el número de miembros del hogar o su sexo y edad.

En las décadas recientes la literatura sobre medición del bienestar ha insistido en la importancia de considerar dos elementos que inciden en el costo relativo de satisfacer las necesidades de los miembros de un hogar. Uno de ellos son las “economías de escala”; es decir, que a medida que aumenta el número de integrantes de un hogar, el gasto por persona necesario para mantener el nivel de utilidad inicial del hogar es cada vez menor. El segundo elemento, llamado “equivalencias en el consumo”, se refiere a las diferencias que existen en las necesidades de los individuos dependiendo de sus características personales. Un ejemplo citado habitualmente es que el gasto necesario para satisfacer las necesidades de alimentación de un niño es menor al que requiere un adulto (Deaton, 1997). Si bien son muchas las características personales que pueden incidir en el costo de satisfacer las necesidades, usualmente se consideran la edad y el sexo.

En la práctica, la investigación acerca de las economías de escala y las equivalencias en el consumo se reduce a comparar el gasto total que efectúan hogares de distinto tamaño y composición que tienen un nivel de vida similar. El resultado de dicha comparación puede resumirse en una “escala de equivalencia”, que indica el costo de satisfacer las necesidades

de un hogar particular expresado en términos de un hogar de referencia. El procedimiento consiste en estimar curvas de Engel, o ecuaciones de demanda en los métodos más complejos, para el consumo de determinados bienes, utilizando métodos como los de Engel, Rothbarth, Prais-Houthakker y Barten-Gorman (Mancero, 2001)

Uno de los aspectos fundamentales en la estimación de escalas de equivalencia es que los hogares cuyo gasto se va a comparar tengan el mismo “nivel de utilidad”. Por ejemplo, el método de Engel asume que la proporción de gasto en alimentos constituye un buen indicador del nivel de vida de los hogares. En particular, supone que mientras mayor sea la proporción de gasto destinada a alimentos, menor es el nivel de bienestar. Por tanto, un hogar grande y un hogar pequeño tienen el mismo nivel de bienestar si gastan la misma proporción de su presupuesto en alimentos. Por tanto, la escala de equivalencia se obtiene como la relación de gastos entre dos hogares que destinan un mismo porcentaje de recursos a la adquisición de alimentos.

Por su parte, el método de Rothbarth asocia el bienestar (de los adultos) del hogar al gasto en bienes que son consumidos exclusivamente por los adultos, llamados “bienes de adulto”. Manteniendo constante el ingreso, la llegada de un nuevo niño a la familia implica una reducción en el gasto en los bienes de adulto, disminuyendo con ello el bienestar de los adultos del hogar. Por lo tanto, es posible derivar el “costo de un niño” calculando el incremento en el ingreso que el hogar necesitaría para que el gasto en bienes de adulto fuese igual al de la situación inicial, es decir, el nivel previo a la llegada del niño.

Los supuestos requeridos para asociar el “nivel de utilidad” con el gasto en uno o más bienes específicos están sujetos a diversos cuestionamientos, por lo que ningún método se considera como definitivo (Deaton, 1997). Por ello, es común que la aplicación de escalas de equivalencia se base en la adopción de formas funcionales predeterminadas, con parámetros que se asocian a las economías de escala y a las equivalencias de consumo. Los ejemplos más conocidos son las escalas de Eurostat, OCDE y la propuesta para la medición de la pobreza en EEUU (Citro y Michael, 1995). El desafío en este caso radica en elegir el valor de los parámetros a utilizar, proceso que puede estar fundamentado o no en estimaciones empíricas basadas en métodos como los mencionados anteriormente.

El presente artículo apunta a proveer antecedentes empíricos sobre las escalas de equivalencia en los países de América Latina, utilizando los métodos de Engel y Rothbarth para su estimación. Se excluyen otros métodos de mayor complejidad, como los de Prais-Houthakker y Barten-Gorman, debido a que presentan requerimientos excesivos para las fuentes de información utilizadas. Asimismo, se evalúa en qué medida los resultados obtenidos pueden servir como insumo para fijar los parámetros de una escala paramétrica que sea aplicable al nivel regional.

Este trabajo presenta una estructura algo inusual, ya que contiene una sección de revisión bibliográfica que viene a continuación de aquella donde se describen los métodos de estimación y los resultados obtenidos. No obstante, consideramos que esta forma de organizar el artículo permite aprovechar mejor la revisión de la literatura, puesto que ofrece la posibilidad de evaluar de manera más directa en qué medida los hallazgos realizados encajan o no en el contexto más general.

Acerca de las fuentes de información

Las fuentes de información empleadas para la estimación de escalas de equivalencia son las Encuestas de Ingresos y Gastos o, en su ausencia, Encuestas de Condiciones de Vida, realizadas entre 1994 y 2008, en 16 países de la región: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana y Uruguay. La mayoría de las 24 encuestas utilizadas tiene cobertura nacional, con las excepciones de Argentina, Chile, Colombia (1994), Ecuador, Panamá, Paraguay (2005) y Uruguay (1994), que se limitan a las áreas urbanas o al área metropolitana (véase el cuadro 1).

**CUADRO 1
ENCUESTAS UTILIZADAS**

N	País	Nombre	Período	Cobertura geográfica	Número de observaciones (hogares)	
					Área urbana	Área rural
1	Argentina	Encuesta Nacional de Gastos de los Hogares	Feb 1996 - Mar 1997	Urbana	26 736	...
2	Bolivia	Encuesta Continua de Hogares	Nov 2003 - Nov 2004	Nacional	7 087	1 808
3	Brasil	Pesquisa de Orçamentos Familiares	Jul 2002 - Jun 2003	Nacional	35 044	9 857
4	Chile	V Encuesta de Presupuestos Familiares	Ago 1996 - Jul 1997	Gran Santiago	8 358	...
5	Chile	VI Encuesta de Presupuestos Familiares	Nov 2006 - Oct 2007	Urbana	10 026	...
6	Colombia	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos	Mar 1994 - Feb 1995	Urbana	27 172	...
7	Colombia	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos	Sep 2006 - Oct 2007	Nacional	30 672	3 288
8	Costa Rica	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos	Mar 2004 - Abr 2005	Nacional	2 447	1 639
9	Ecuador	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares Urbanos	Feb 2003 - Ene 2004	Urbana	10 884	...
10	Guatemala	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos Familiares	Mar 1998 - Mar 1999	Nacional	5 094	1 812
11	Guatemala	Encuesta Nacional de Condiciones de Vida	2006	Nacional	5 677	7 512
12	Honduras	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH)	Feb 1998 - Mar 1999	Nacional	2 954	620
13	Honduras	Encuesta Nacional de Condiciones de Vida	2004	Nacional	5 288	2 418
14	México	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares	3° trim 2006	Nacional	12 879	7 311
15	Nicaragua	Encuesta Nacional de Hogares Sobre Medición de Niveles de Vida	Abr - Jul 2001	Urbana	2 193	1 621
16	Nicaragua	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Nivel de Vida	Jul - Oct 2005	Nacional	3 322	3 194
17	Panamá	Encuesta de Ingresos y Gastos de los Hogares	Jul 2007 - Ago 2008	Urbana	8 895	...
18	Paraguay	Encuesta Integrada de Hogares	Ago 1997 - Jul 1998	Nacional	2 243	2 110
19	Paraguay	Encuesta de Presupuestos Familiares	Jul 2005 - Jul 2006	A.M. de Asunción	1 203	...
20	Perú	Encuesta Nacional de Hogares	May 2003 - Abr 2004	Nacional	10 638	7 575
21	Perú	Encuesta Nacional de Hogares	Ene 2008 - Dic 2008	Nacional	13 076	8 426
22	República Dominicana	Encuesta Nacional sobre Gastos e Ingresos de los Hogares	Oct 1997 - Oct 1998	Nacional	2 983	1 615
23	Uruguay	Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares	Jun 1994 - May 1995	Urbana	3 711	...
24	Uruguay	Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares	Nov 2005 - Oct 2006	Nacional	5 748	1 226

Fuente: Elaboración propia.

Todas las encuestas contienen datos sobre los gastos de consumo, tanto de alimentos como del resto de bienes. En el primer grupo están incluidas, además de las bebidas y comidas consumidas dentro del hogar, aquellas consumidas fuera del hogar y las bebidas alcohólicas. En el grupo de los no-alimentos se incluyen los gastos en vivienda, salud, ropa y calzado, transporte, equipamiento de la

vivienda, educación, otros (comunicación, artículos personales, aparatos electrónicos y turismo) y los gastos financieros y artículos para regalar. Se excluye del gasto total el valor de los automóviles, las viviendas y de otros inmuebles adquiridos durante el período de referencia de las encuestas.

I. Estimación de las Escalas

A. Definición de la variable dependiente

1. Método de Engel: gasto en alimentos

El método de Engel (1895) es uno de los más utilizados para construir escalas de equivalencia. Dicho método adopta la participación del gasto en alimentos dentro del gasto total como el indicador del bienestar de una familia: a mayor proporción de gasto en alimentos, menor nivel de bienestar. Así, es posible comparar directamente los gastos totales realizados por hogares de distinto tamaño que gasten la misma proporción de su presupuesto en alimentos.

La aplicación empírica de este método se basa en la estimación de curvas de Engel para la proporción gastada en alimentos, mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Una vez estimados los parámetros de dicha ecuación, las escalas de equivalencia se obtienen igualando las curvas estimadas para distintas composiciones del hogar, dado que se suponen niveles de utilidad constantes. Con este procedimiento se puede inferir cuál es el incremento en el gasto del hogar cuando aumenta el tamaño del hogar.

La definición del gasto en alimentos utilizada en este trabajo excluye las bebidas alcohólicas y el consumo fuera del hogar. En la literatura, algunos trabajos incluyen el consumo fuera del hogar como parte del gasto en alimentos (Deaton y Paxson, 1998; Lancaster y Ray, 1998; Valderrama, 2003; van de Ven, 2003), mientras otros trabajos optan por excluir esta subcategoría (Lancaster y Ray, 1998). Si bien el gasto en alimentos fuera del hogar forma parte del gasto en alimentos, su exclusión se debe a que su medición en las encuestas de hogares utilizadas es muy heterogénea, lo que puede incidir en la comparabilidad de los resultados.

La participación de los alimentos en el presupuesto familiar es muy variable en la región, tomando valores extremos de 21% (Costa Rica) y 55% (Nicaragua-2005). A su vez, la exclusión de los rubros mencionados anteriormente reduce la participación del gasto en alimentos en 8 puntos porcentuales en promedio. Como consecuencia, el porcentaje de gasto en alimentos utilizado en las estimaciones varía entre el 15% y 47% del gasto total (véase el cuadro 2).

CUADRO 2
PORCENTAJE DE GASTOS EN ALIMENTOS

País	Gasto en alimentos	Gasto en alimentos excluyendo bebidas alcohólicas y consumo fuera del hogar
Argentina - 1996	36,9	30,5
Bolivia (Estado Plurinacional de)-2003	42,7	31,5
Brasil - 2002	21,7	15,4
Chile - 1997	27,6	22,4
Chile - 2007	24,5	19,0
Colombia - 1994	32,9	25,3
Colombia - 2007	33,7	22,0
Costa - Rica - 2004	20,6	14,5
Ecuador - 2003	37,4	24,8
Guatemala - 1998	34,1	26,6
Guatemala - 2006	43,3	38,2
Honduras - 1998	52,5	45,3
Honduras - 2004	41,3	35,0
México - 2006	31,8	19,2
Nicaragua - 2001	51,0	46,0
Nicaragua - 2005	54,8	46,7
Panamá - 2007	30,5	23,4
Paraguay - 1997	45,7	41,4
Paraguay - 2005	26,8	22,3
Perú - 2003	42,9	29,5
Perú - 2008	45,0	29,4
República Dominicana - 1998	42,1	32,8
Uruguay - 1994	32,9	27,6

Fuente: Elaboración propia.

2. Método de Rothbarth: gasto en “bienes de adulto”

En lugar de representar el nivel de bienestar de una familia mediante el gasto en alimentos, como el método de Engel, el método de Rothbarth (1943) emplea para ello el gasto en bienes consumidos exclusivamente por los adultos, o “bienes de adulto”. Manteniendo constante el ingreso, la llegada de un nuevo niño a la familia implica una reducción del gasto en los bienes de adulto, puesto que se debe liberar recursos para adquirir productos consumidos por el niño. Por lo tanto, es posible derivar el “costo de un niño” calculando el incremento de ingreso que tendría que tener ese hogar para que su gasto en bienes de adulto, y por tanto su nivel de bienestar, fuese igual al de la situación inicial, es decir, el nivel previo a la llegada del niño.

La ventaja de este método sobre el de Engel es que el patrón de consumo de los bienes de adulto es independiente de las preferencias de consumo de los niños, cosa que no ocurre con los alimentos. No obstante, ello restringe su aplicación a la estimación del “costo de los niños”, ya que si se compara gastos entre hogares con distinto número de adultos se infringe dicha independencia.

Uno de los mayores obstáculos en la aplicación del método de Rothbarth es la identificación de los bienes de adulto, puesto que las encuestas de hogares no siempre contienen información suficientemente desagregada que permita identificar bienes que se asocien de manera exclusiva a los adultos.

En la literatura se han adoptado diversas definiciones para los bienes de adulto. En su trabajo, Rothbarth (1943) usa una definición amplia que incluye casi todos los bienes de lujo, el tabaco y hasta los ahorros de los miembros de los hogares. La mayoría de estudios realizados posteriormente definen a los bienes de adulto usando alguna combinación que incluya bebidas alcohólicas y tabaco, alimentos consumidos fuera del hogar, ropa y calzado para adultos, artículos de cuidado personal para adultos y entretenimiento para adultos.

En este trabajo, la definición de bienes de adulto corresponde a las bebidas alcohólicas y tabaco junto con la ropa y el calzado para adultos. Hay algunas excepciones a esta definición, en los países en que no es posible distinguir adecuadamente entre el gasto en ropa y calzado de los adultos y el de los niños. En Argentina y Guatemala-1998, se utiliza el gasto en ropa y calzado de las personas de 10 y más años de edad, y en Ecuador, el de las personas de 13 años y más. En Costa Rica, Guatemala-2006, Nicaragua-2005 y Uruguay-1994 no fue posible asociar el gasto en ropa y calzado a rangos de edad particulares.

El porcentaje del gasto total destinado al consumo de bienes de adulto varía entre 2% y 9% en los países en que se pudo aplicar la definición completa de dichos bienes. El gasto en ropa y calzado de los adultos es el rubro más importante de los bienes de adulto. En consecuencia, en los países en que no es posible determinar el gasto en este rubro, la participación de los bienes de adulto es inferior al 2%. Por otra parte, el porcentaje de los hogares que efectúa un gasto mayor que cero en este tipo de bienes bordea o supera el 50% en todos los países, con las excepciones de Costa Rica, Honduras-2004 y Nicaragua-2005 (véase el cuadro 3).

CUADRO 3
PORCENTAJE DE GASTO EN BIENES DE ADULTO

País	Porcentaje de gasto en bienes de adulto			Porcentaje de hogares con gasto en bienes de adulto
	Total	Bebidas alcohólicas y tabaco	Ropa y calzado	
Argentina-1996 ^a	8,2	2,5	5,7	76,5
Bolivia (Estado Plurinacional de) - 2003	5,0	1,0	4,0	79,9
Brasil-2002	4,7	1,2	3,6	88,5
Chile-1997	6,7	2,7	3,9	81,1
Chile-2007	4,7	2,5	2,2	78,3
Colombia-1994	6,3	0,5	5,8	87,1
Colombia-2007	4,8	1,1	3,8	64,6
Costa-Rica-2004 ^b	0,4	0,4	...	18,9
Ecuador-2003 ^c	7,1	0,7	6,4	99,6
Guatemala-1998 ^a	5,1	0,3	4,8	87,4
Guatemala-2006 ^b	0,5	0,5	...	55,2
Honduras-1998	7,0	0,5	6,5	80,9
Honduras-2004	1,9	0,6	1,3	49,3
México-2006	3,6	0,5	3,1	74,9
Nicaragua - 2001	3,4	1,0	2,3	69,1
Nicaragua - 2005 ^b	0,9	0,9	...	27,2
Panamá - 2007	7,2	1,8	5,4	97,3
Paraguay - 1997	4,6	1,0	3,7	57,1
Paraguay - 2005	4,5	1,9	2,7	96,8
Perú - 2003	2,5	0,6	1,9	68,1
Perú- 2008	2,3	0,3	2,1	67,1
República Dominicana - 1998	4,9	2,2	2,7	58,3
Uruguay - 1994 ^b	2,4	2,1	...	62,5
Uruguay - 2006	4,1	1,5	2,5	91,2

Fuente: Elaboración propia.

^a Ropa y calzado de las personas de 10 años y más.

^b No es posible desagregar el gasto en ropa y calzado por edades.

^c Ropa y calzado de las personas de 13 años y más.

B. Selección de la Forma Funcional

Uno de los desafíos más importantes cuando se estiman curvas de Engel es la selección de la forma funcional a utilizar, que generalmente depende del ajuste de la regresión a los datos y, por tanto, de cada contexto e información disponible. En la literatura se han utilizado diversas formas funcionales, aunque tienden a predominar las especificaciones lineales. En particular, se suelen utilizar variantes de la especificación de Working-Leser (Deaton y Muellbauer, 1986; Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas, 1989; Tsakloglou, 1991; Balisacan, 1992; Deaton, 1997; Lancaster, Ray y Valenzuela, 1999; White y Massett, 2002; Valderrama, 2003), en la cual se considera que la variable dependiente (ya sea la participación del gasto en alimentos en el total o el gasto en bienes de adulto) es una función lineal del logaritmo del gasto total per cápita (o en algunos casos del gasto total) y de otras características del hogar.

La mayoría de especificaciones lineales corresponde a la forma:

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \eta \ln(n) + \sum_{k=1}^K \gamma_k n_k + \varepsilon \quad (1)$$

donde w es la participación del gasto en alimentos dentro del gasto total -en el caso del método de Engel- o el consumo en bienes de adulto -en el caso del método de Rothbarth-, x es el gasto total, n es el tamaño del hogar, n_k es el número de personas en la k -ésima categoría (estas pueden ser según edad, sexo u otros) de las cuales existen K en total. α , β , η , γ_k son parámetros a estimar y ε es el término de error que cumple los supuestos usuales.

Las variantes más comunes implican utilizar el tamaño del hogar (n) como denominador de las variables de gasto (x) y/o del número de personas en la categoría k (n_k), en lugar de asignarle su propio coeficiente. Asimismo, con el fin de obtener un mejor ajuste a los datos, algunos trabajos añaden variables de control para ciertas características del hogar, como la región de residencia o el sexo, nivel educativo, edad y situación ocupacional del jefe del hogar (Deaton y Muellbauer, 1986; Tsakloglou, 1991; Deaton y Paxson, 1998; Teruel, Rubalcava y Santana, 2005).

Se han empleado también especificaciones con formas funcionales no lineales, por ejemplo, agregando un exponente a ciertas variables independientes (ecuación 2, van de Ven, 2003), introduciendo un parámetro como exponente de la variable dependiente (ecuación 3, Lanjouw y Ravallion, 1995), o usando funciones de forma doble logarítmica (ecuación 4, Phipps y Garner, 1994) o cuadráticas logarítmica (ecuación 5, Hausman et al, 1995):

$$w = \alpha + \beta[\ln(x) - \gamma_n n_n - \gamma_a n_a - \gamma_{2n} n_n^2 - \gamma_{2a} n_a^2 - \gamma_{ac}(n_a \cdot n_n)] + \varepsilon \quad (2)$$

$$w = \alpha + \beta \ln(x/n^\theta) + \sum_{k=1}^K \gamma_k n_k + \varepsilon \quad (3)$$

$$\ln(w) = \alpha + \beta \ln(x) + \eta \cdot n + \tau \cdot z + \varepsilon \quad (4)$$

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \delta \ln^2(x) + \varepsilon \quad (5)$$

donde θ es un parámetro que captura el efecto del tamaño de los hogares, z es un vector de variables socioeconómicas de control, n_c es el número de niños, n_a es el número de adultos, y δ , γ_a , γ_n , γ_{an} , γ_{2a} , γ_{2n} , γ_{pn} , τ , φ son parámetros a estimar.

Existen incluso especificaciones de la curva de Engel basadas en formas funcionales flexibles de Fourier, que incluyen no solo el logaritmo del gasto per cápita, sino también el seno y el coseno de dicha variable (reescalada de manera que su rango se encuentre entre 0 y 2π) (Deaton y Paxson, 1988; Pizzolitto, 2007).

En la elección de una forma funcional particular se presenta una disyuntiva entre la simplicidad analítica y el ajuste de la estimación a los datos. Las funciones sencillas pueden ser interpretadas y analizadas de una manera más clara que las formas complejas, que suelen carecer de una explicación desde la teoría económica. A su vez, las formas más complejas suelen ajustarse mejor a los datos, debido a que son menos restrictivas que las funciones lineales o log-lineales.

En este trabajo se emplean diversas formas funcionales sencillas, con el fin de evaluar la sensibilidad de los resultados ante el uso de diversas especificaciones de la curva de Engel:

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \eta \ln(n) + \gamma (n_n/n) + \varepsilon \quad (\text{Modelo 1})$$

$$w = \alpha + \beta \ln(x/n) + \gamma_a n_a + \gamma_n n_n + \varepsilon \quad (\text{Modelo 2})$$

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \eta \ln(n) + \gamma_a n_a + \gamma_n n_n + \varepsilon \quad (\text{Modelo 3})$$

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \gamma_a n_a + \gamma_n n_n + \varepsilon \quad (\text{Modelo 4})$$

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \gamma_n n_n + \gamma_a n_a + \gamma_{2n} n_n^2 + \gamma_{2a} n_a^2 + \gamma_{an}(n_a \cdot n_n) + \varepsilon \quad (\text{Modelo 5})$$

donde w es la participación de los bienes alimenticios en el gasto total (en el método de Engel) y el gasto en bienes de adulto¹ (en el método de Rothbarth), x es el gasto total, n es el tamaño del hogar, n_a es el número de adultos y n_n es el número de niños menores de 18 años. α , β , η , γ son parámetros a estimar y ε es el término de error que cumple los supuestos usuales.

Haciendo uso de las relaciones $\varphi = -(\eta/\beta)$ y $\delta = -(\gamma/\beta)$, el modelo 1 puede ser reexpresado de una manera que permite una interpretación directa de los parámetros estimados, que es extensible a los demás modelos:

$$w = \alpha + \beta[\ln(x) - \varphi \ln(n) - \delta(n_n/n)] + \varepsilon \quad (6)$$

El parámetro β indica la relación entre el gasto total y la variable dependiente. En el método de Engel, se espera que tenga un signo negativo, de manera que a medida que aumente la primera variable disminuya la proporción de gasto en alimentos. En el método de Rothbarth se espera que tome un signo positivo, ya que el consumo de bienes de adulto tiende a incrementarse con el ingreso o gasto total.

El parámetro φ , que en la ecuación estructural entra con signo negativo, corresponde a las economías de escala en el consumo del hogar y, por tanto, se espera que tenga un valor positivo entre 0 y 1, de tal forma que el costo de un miembro adicional disminuya a medida que aumenta el tamaño del hogar. Mientras más cercano a cero sea el valor de este parámetro, mayores serán las economías de escala.

Este se puede ver de forma más clara si se obtiene la expresión para la escala de equivalencia a partir de la ecuación (6). Si un hogar cualquiera gasta el mismo porcentaje en alimentos que el hogar de referencia (denotado con el subíndice 0) se obtiene:

$$\alpha + \beta[\ln(x_0) - \varphi \ln(n_0) - \delta(n_{n0}/n_0)] + \varepsilon = \alpha + \beta[\ln(x) - \varphi \ln(n) - \delta(n_n/n)] + \varepsilon \quad (7)$$

Lo que permite obtener la expresión para el número de adulto-equivalentes (ae):

$$ae = x/x_0 = \exp[\varphi \ln(n/n_0) + \delta(n_n/n - n_{n0}/n_0)] \quad (8)$$

Si tomamos como hogar de referencia al compuesto por solo 1 adulto, se obtiene:

$$ae = n^\varphi \times \exp[\delta(n_n/n)] \quad (9)$$

Si por un momento se asume que el parámetro δ es igual a 0, el número de adulto equivalentes será igual al tamaño del hogar elevado al exponente φ . Cuando φ tiende a 0, la escala de equivalencia tiende a 1, por lo que cualquier tamaño del hogar equivale a un adulto (economías de escala absolutas). A su vez, si φ tiende a 1, la escala de equivalencia es igual a n , que es el tamaño observado del hogar, y por tanto no existen economías de escala.

Por su parte, el parámetro δ indica el costo marginal de los niños en relación con el de los adultos y puede tener cualquier signo, aunque habitualmente se espera que sea negativo.

Al igual que el modelo 1, los modelos 2 a 5 se pueden expresar en su forma estructural, sobre la base de las siguientes relaciones: $\varphi = -(\eta/\beta)$; $\theta = -(\gamma_n/\beta)$; $\phi = -(\gamma_a/\beta)$; $\theta_2 = -(\gamma_{2n}/\beta)$; $\phi_2 = -(\gamma_{2a}/\beta)$; $\mu = -(\gamma_{an}/\beta)$. Asumiendo que el hogar de referencia es el compuesto por un adulto sin niños, las expresiones para las escalas de equivalencia son las siguientes:

$$ae = n \cdot \exp[\phi(n_a - 1) + \theta n_n] \quad (\text{para el modelo 2})$$

$$ae = \exp[\phi(n_a - 1) + \varphi \ln(n) + \theta n_n] \quad (\text{para el modelo 3})$$

$$ae = \exp[\phi(n_a - 1) + \theta n_n] \quad (\text{para el modelo 4})$$

$$ae = \exp[\phi(n_a - 1) + \phi_2(n_a^2 - 1) + \theta n_n + \theta_2 n_n^2 + \mu(n_a n_n)] \quad (\text{para el modelo 5})$$

¹ La forma en que se incorpora el gasto en bienes de adulto en la estimación puede ser de tres formas distintas: gasto total, gasto per cápita o gasto por adulto. Se adoptó aquella que resultara en el mejor ajuste a los datos.

C. Resultados

Los resultados que se presentan en esta sección corresponden a combinaciones particulares -las que generan los resultados mejor comportados- de forma funcional, definición de gastos y definición de la variable dependiente². El efecto de modificar uno o varios de estos aspectos se analiza en la sección siguiente.

Para evitar que los resultados pudieran verse afectados por casos poco representativos, la muestra utilizada excluye las siguientes observaciones:

- valores extremos en las variables de cantidades de alimentos³,
- hogares cuya proporción de gasto en alimentos es igual a cero o uno; es decir, hogares que no reportan gastos en dicha variable, o cuyo gasto está enteramente dedicado a la misma;
- hogares compuestos por más de 10 personas o en los cuales no hay adultos (personas mayores a 18 años);

El gasto corriente incluye tanto los gastos monetarios como no-monetarios de los hogares, siempre y cuando estos hayan sido medidos en la encuesta.

1. Resultados con el método de Engel

De acuerdo con la evidencia empírica, los modelos que mejor se ajustan a los datos de los países de América Latina para calcular escalas de equivalencia son los modelos 1 y 2. Ambos presentan una bondad de ajuste muy similar, evaluada mediante el estadístico R cuadrado, y generan estimadores del parámetro β que son estadísticamente significativos y tienen signo negativo, de manera coherente con el cumplimiento de la ley de Engel (véase el cuadro 4).

No obstante, en un número importante de casos no se obtienen estimadores estadísticamente significativos para los parámetros asociados al número de miembros del hogar, pese a que los modelos seleccionados son los de mejor ajuste general y a que se está trabajando con una muestra depurada. En el modelo 1, el parámetro η , correspondiente al tamaño del hogar, resulta estadísticamente significativo en todos los países. Por su parte, el parámetro γ , asociado a la relación entre el número de niños y el tamaño del hogar, no es significativo en siete casos. En el modelo 2, el parámetro γ_a , asociado al número de adultos en el hogar, no es significativo en 6 casos, y el parámetro γ_n , asociado al número de niños, no es significativo en 8 casos.

Aun cuando los parámetros estimados sean estadísticamente significativos, ello no garantiza que sean coherentes con el comportamiento esperado para un escala de equivalencia. La principal anomalía en los resultados de los modelos 1 y 2 es que el número de adulto equivalentes puede ser mayor al tamaño del hogar, lo que implica que hay deseconomías de escala (esta situación se identifica en el cuadro 5 con las cifras subrayadas). Otra posible anomalía, que se verifica más adelante en los datos de las áreas rurales, así como en los modelos 3 al 5, es que el costo marginal de un nuevo miembro del hogar sea mayor al costo de alguno de los demás miembros, aun cuando ello no resulte en un número de adulto equivalentes superior al tamaño del hogar (véase el cuadro 5).

² Todos los resultados han sido controlados por la presencia de heterocedasticidad y multicolinealidad.

³ Se sigue el procedimiento de identificación de valores extremos utilizado por la CEPAL en el contexto de la construcción de canastas básicas.

CUADRO 4
MÉTODO DE ENGEL: PARÁMETROS ESTIMADOS, MODELOS 1 Y 2
(ÁREAS URBANAS)

	Modelo 1					Modelo 2				
	α	β	η	γ	R^2	α	β	$\gamma\alpha$	$\gamma\eta$	R^2
Argentina 1996	1,154	-0,140	0,106	-0,033	0,39	1,132	-0,137	-0,012	-0,013	0,38
Bolivia (Estado Plurinacional de 2003)	0,930	-0,106	0,120	0,003 *	0,32	0,951	-0,108	0,003 *	0,003 *	0,32
Brasil 2002	0,560	-0,062	0,044	0,015	0,18	0,542	-0,059	-0,008	0,002 *	0,18
Chile 1997	1,914	-0,137	0,113	-0,043	0,48	1,890	-0,136	-0,005	-0,014	0,48
Chile 2007	1,677	-0,116	0,086	-0,037	0,42	1,637	-0,114	-0,006	-0,015	0,41
Colombia 1994	1,552	-0,106	0,080	-0,015	0,30	1,490	-0,102	-0,003	-0,006	0,30
Colombia 2007	1,335	-0,086	0,060	0,017	0,26	1,328	-0,085	-0,011	-0,005	0,27
Costa - Rica 2004	1,040	-0,073	0,056	-0,013 *	0,24	1,024	-0,072	-0,007	-0,006	0,24
Ecuador 2003	0,903	-0,128	0,121	-0,030	0,34	0,892	-0,127	-0,001 *	-0,006	0,34
Guatemala 1998	1,067	-0,114	0,095	-0,015 *	0,42	1,047	-0,113	-0,003 *	-0,007	0,42
Guatemala 2006	1,212	-0,119	0,092	0,021 *	0,37	1,196	-0,118	-0,009	-0,004	0,37
Honduras 1998	1,439	-0,143	0,129	0,038 *	0,31	1,449	-0,143	-0,008	0,001 *	0,31
Honduras 2004	1,278	-0,123	0,125	0,044	0,39	1,317	-0,126	-0,002 *	0,002 *	0,38
México 2006	1,070	-0,108	0,088	0,001 *	0,42	1,047	-0,105	-0,005	-0,004	0,42
Nicaragua 2001	1,258	-0,118	0,085	0,070	0,34	1,235	-0,115	-0,012	0,003 *	0,33
Nicaragua 2005	1,255	-0,115	0,097	0,027 *	0,27	1,253	-0,115	-0,005	-0,003 *	0,27
Panamá 2007	1,053	-0,128	0,086	0,000 *	0,37	1,030	-0,125	-0,014	-0,012	0,37
Paraguay 1997	2,509	-0,164	0,119	0,062	0,49	2,456	-0,159	-0,018	-0,001 *	0,50
Paraguay 2005	1,726	-0,107	0,082	0,030	0,45	1,728	-0,106	-0,013	-0,002 *	0,45
Perú 2003	0,983	-0,118	0,102	0,069	0,45	0,982	-0,117	-0,007	0,006	0,45
Perú 2008	0,912	-0,104	0,097	0,095	0,32	0,948	-0,106	-0,008	0,010	0,32
República Dominicana 1998	1,241	-0,127	0,129	-0,002 *	0,32	1,261	-0,129	-0,001 *	-0,002 *	0,32
Uruguay 1994	1,116	-0,110	0,093	-0,025	0,40	1,101	-0,108	-0,008	-0,007	0,39
Uruguay 2006	0,865	-0,076	0,080	-0,047	0,34	0,862	-0,076	0,002 *	-0,007	0,33

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los parámetros reportados son significativos al 5%, excepto los que figuran con asterisco (*).

CUADRO 5
MÉTODO DE ENGEL: NÚMERO DE ADULTO-EQUIVALENTES PARA
HOGARES DE DOS PERSONAS (ÁREAS URBANAS)

	Modelo 1		Modelo 2	
	1	2	1	2
Num. adultos	1	2	1	2
Num. niños	1	0	1	0
Argentina – 1996	1,50	1,69	1,82	1,83
Bolivia (Estado Plurinacional de) – 2003	<u>2,22</u>	<u>2,19</u>	<u>2,06</u>	<u>2,05</u>
Brasil – 2002	1,85	1,64	<u>2,06</u>	1,74
Chile – 1997	1,52	1,77	1,80	1,93
Chile – 2007	1,43	1,67	1,75	1,90
Colombia – 1994	1,58	1,69	1,88	1,94
Colombia – 2007	1,79	1,62	1,88	1,75
Costa Rica – 2004	1,55	1,70	1,83	1,81
Ecuador – 2003	1,71	1,93	1,91	1,98
Guatemala – 1998	1,67	1,78	1,88	1,94
Guatemala – 2006	1,86	1,71	1,93	1,86
Honduras – 1998	<u>2,13</u>	1,87	<u>2,02</u>	1,89
Honduras – 2004	<u>2,42</u>	<u>2,02</u>	<u>2,04</u>	1,97
México – 2006	1,78	1,77	1,92	1,90
Nicaragua – 2001	<u>2,22</u>	1,65	<u>2,05</u>	1,80
Nicaragua – 2005	<u>2,02</u>	1,79	1,96	1,91
Panamá – 2007	1,60	1,59	1,82	1,79
Paraguay – 1997	<u>2,00</u>	1,66	1,98	1,78
Paraguay – 2005	1,96	1,70	1,97	1,76
Perú – 2003	<u>2,44</u>	1,82	<u>2,10</u>	1,88
Perú – 2008	<u>3,01</u>	1,91	<u>2,21</u>	1,85
República Dominicana – 1998	<u>2,01</u>	<u>2,02</u>	1,97	1,98
Uruguay – 1994	1,61	1,80	1,87	1,86

Fuente: Elaboración propia.

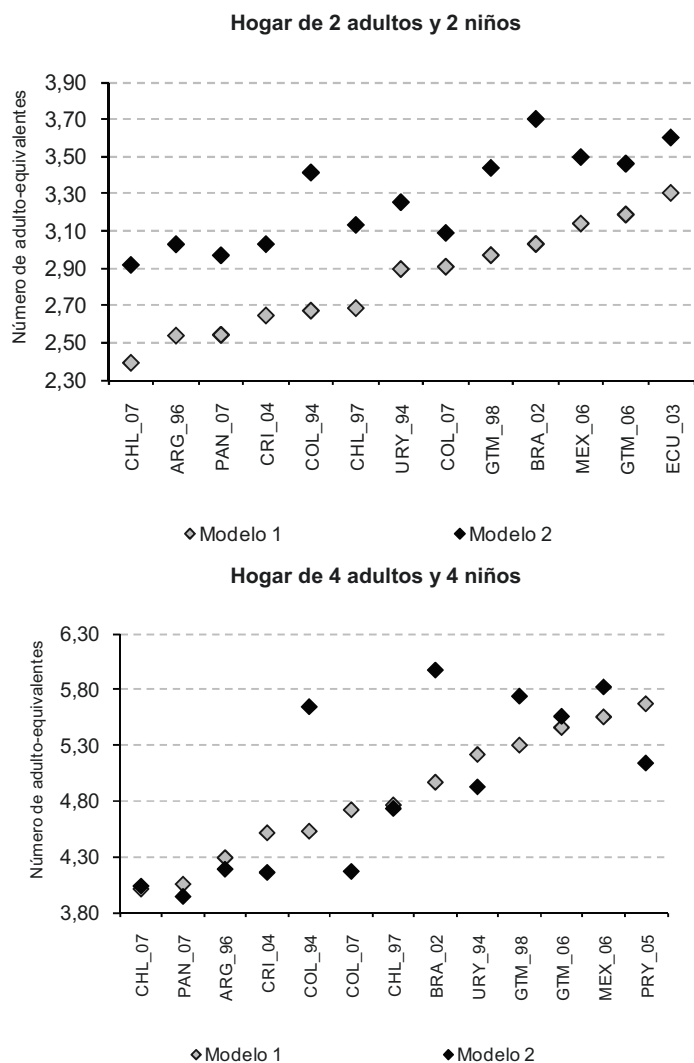
Nota: Las cifras subrayadas indican que los costos marginales son mayores a la unidad.

Las escalas de equivalencia resultantes varían apreciablemente entre países, incluso cuando se compara únicamente los resultados con economías de escala bien comportadas (incluyendo aquellos cuyos coeficientes no resultaron estadísticamente significativos). Un hogar compuesto por dos adultos y dos niños tiene un tamaño entre 2.4 y 3.3 adulto-equivalentes, de acuerdo con el modelo 1, y entre 2.9 y 3.6 adulto-equivalentes, según el modelo 2. Un hogar compuesto por 4 adultos y 4 niños corresponde a un número de adulto-equivalentes que varía entre 4.0 y 6.4 (en ambos modelos) (véase el gráfico 1).

Cabe destacar que las escalas de equivalencia pueden diferir de manera apreciable entre modelos, particularmente para tamaños de hogar pequeños. A manera de ejemplo, con los datos de Colombia-1994, en que ambos modelos generan parámetros estadísticamente significativos y bien comportados, un hogar de 2 adultos y 2 niños equivale a 2.7 adultos según el modelo 1 y a 3.4 adultos según el modelo 2.

El caso de Colombia permite ilustrar además la inestabilidad de las escalas de equivalencia en el tiempo. Con los datos de Colombia-2007, un hogar de 2 adultos y 2 niños equivale a 2.9 adultos, según el modelo 1, lo que representa 9% más que lo indicado por la encuesta previa. Sin embargo, el modelo 2 genera en 2007 un tamaño adulto equivalente 10% inferior al de 1994.

GRÁFICO 1
NÚMERO DE ADULTO-EQUIVALENTES PARA HOGARES DE 2 ADULTOS Y 2 NIÑOS,
Y 4 ADULTOS Y 4 NIÑOS (ÁREAS URBANAS)



Fuente: Elaboración propia.

En las áreas rurales el panorama es menos favorable, ya que solo se puede obtener parámetros bien comportados para un grupo muy reducido de encuestas. Al igual que en las áreas urbanas, se encuentran costos marginales superiores a la unidad, así como costos marginales que, aun cuando sean inferiores a 1, son crecientes a medida aumenta el tamaño del hogar, contraviniendo la noción de economías de escala (véase el cuadro 6). Cabe destacar que en la mayoría de casos donde los costos marginales se comportan adecuadamente, estos provienen de parámetros no estadísticamente significativos.

CUADRO 6
MÉTODO DE ENGEL: NÚMERO DE ADULTO-EQUIVALENTES Y COSTOS MARGINALES
DE LOS NIÑOS EN HOGARES DE DOS ADULTOS
(ÁREAS RURALES)

Num. adultos	Modelo 1						Modelo 2					
	2	2	2	costo marginal			2	2	2	costo marginal		
Num. niños	1	2	3	2do niño	3er niño	DCM	1	2	3	2do niño	3er niño	DCM
Bolivia (Estado Plurinacional de) 2003	<u>3,89</u>	<u>5,05</u>	<u>6,40</u>	1,16	1,35	0,19	<u>3,82</u>	<u>4,99</u>	<u>6,10</u>	1,16	1,11	-0,05
Brasil 2002	2,86	<u>4,06</u>	<u>5,18</u>	1,20	1,12	-0,08	<u>3,04</u>	<u>4,91</u>	<u>7,43</u>	1,87	2,53	0,66
Colombia 2007	1,51	1,57	1,66	0,07	0,09	0,03	2,10	2,17	2,11	0,07	-0,07	-0,14
Costa Rica 2004	1,60	1,72	1,86	0,12	0,14	0,01	2,31	2,55	2,64	0,24	0,09	-0,15
Guatemala 1998	<u>3,05</u>	3,97	4,92	0,92	0,95	0,03	<u>3,02</u>	3,84	4,58	0,82	0,74	-0,08
Guatemala 2006	<u>2,38</u>	2,93	3,46	0,55	0,54	-0,01	2,70	3,41	4,04	0,71	0,63	-0,08
Honduras 1998	2,13	2,67	3,15	0,54	0,48	-0,06	2,87	<u>4,02</u>	<u>5,26</u>	1,14	1,25	0,10
Honduras 2004	<u>3,93</u>	<u>5,54</u>	<u>7,27</u>	1,61	1,73	0,12	<u>3,16</u>	<u>4,05</u>	4,87	0,89	0,82	-0,07
México 2006	1,93	2,25	2,55	0,32	0,30	-0,02	2,47	2,90	3,19	0,43	0,29	-0,14
Nicaragua 2001	2,22	2,97	3,61	0,75	0,64	-0,11	2,45	3,29	4,15	0,84	0,86	0,01
Nicaragua 2005	1,89	2,11	2,35	0,22	0,24	0,02	2,59	2,89	3,03	0,30	0,13	-0,17
Paraguay 1997	1,98	2,38	2,74	0,40	0,36	-0,04	2,38	2,88	3,27	0,50	0,39	-0,11
Perú 2003	2,52	3,25	3,94	0,73	0,69	-0,04	2,66	3,39	4,06	0,73	0,66	-0,07
Perú 2008	2,38	3,12	3,78	0,73	0,66	-0,07	2,56	3,29	3,96	0,73	0,67	-0,06
República Dominicana 1998	<u>5,35</u>	<u>8,37</u>	<u>11,81</u>	3,02	3,44	0,42	<u>3,66</u>	<u>5,33</u>	<u>7,29</u>	1,67	1,95	0,28
Uruguay 2006	2,08	2,43	2,78	0,35	0,35	0,00	2,47	2,96	3,32	0,49	0,36	-0,13

Fuente: Elaboración propia.

Nota: DCM = Diferencia en el costo marginal entre el segundo y tercer niño. Las cifras subrayadas corresponden a los casos en que el número de adultos equivalentes excede el tamaño del hogar. Las cifras sombreadas indican que el costo marginal es creciente.

La falta de significancia estadística de los modelos se origina principalmente en los parámetros asociados a la diferencia entre niños y adultos. Al estimar el modelo 1 excluyendo el parámetro γ (asociado a la presencia de niños en el hogar) se obtiene resultados estadísticamente significativos para todos los países y áreas geográficas (aunque no necesariamente con economías de escala bien comportadas).

Cuando se omite del modelo 1 las diferencias entre niños y adultos se está estimando una escala “uni-paramétrica”, correspondiente a la expresión n^θ , donde n es el número de personas del hogar y θ representa el parámetro de economías de escala (utilizando los parámetros de la regresión $\theta = -\eta/\beta$). Este tipo de “escalas paramétricas” es el más utilizado en la práctica, ya sea con esta formulación o con otras (véase un resumen al respecto en Mancero, 2001).

Algunas de las encuestas producen valores mayores que 1 para el parámetro de economías de escala. Al excluir dichos resultados, el parámetro toma valores entre 0.67 y 0.95 en las áreas urbanas y entre 0.44 y 0.86 en las áreas rurales. El promedio simple es 0.80 para las áreas urbanas y 0.67 para las áreas rurales (véase el cuadro 7).

CUADRO 7
MÉTODO DE ENGEL: PARÁMETRO DE ECONOMÍAS DE
ESCALA EN UNA ESCALA UNI-PARAMÉTRICA

	Área urbana	Área rural
Argentina 1996	0,71	...
Bolivia (estado Plurinacional de) 2003
Brasil 2002	0,75	0,86
Chile 1997	0,76	...
Chile 2007	0,68	...
Colombia 1994	0,74	...
Colombia 2007	0,73	0,44
Costa Rica 2004	0,74	0,47
Ecuador 2003	0,91	...
Guatemala 1998	0,81	...
Guatemala 2006	0,81	0,81
Honduras 1998	0,95	0,66
Honduras 2004
México 2006	0,82	0,62
Nicaragua 2001	0,81	0,61
Nicaragua 2005	0,87	0,66
Panamá 2007	0,67	...
Paraguay 1997	0,80	0,62
Paraguay 2005	0,81	...
Perú 2003	0,93	0,83
Perú 2008	...	0,74
República Dominicana 1998
Uruguay 1994	0,81	...
Uruguay 2006	0,95	0,70
Promedio simple	0,80	0,67

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los parámetros reportados son significativos al 1%.

En resumen, los resultados indican que los modelos habituales para la estimación de escalas de equivalencia mediante el método de Engel enfrentan restricciones importantes en la práctica. En la mitad de las 24 encuestas con datos para áreas urbanas los parámetros no cuentan con la suficiente significancia estadística (con una probabilidad del 95%) o no se ciñen al comportamiento esperado de las escalas de equivalencia, ya sea con el modelo 1 o el modelo 2. Es decir, solo 12 encuestas permiten obtener escalas de equivalencia para las áreas urbanas con alguno de los dos modelos. En el caso de las áreas rurales, solo las encuestas de México y Perú producen resultados adecuados, mediante cualquiera de los dos modelos (pese a que con los datos urbanos de Perú no sucede lo mismo).

2. Sensibilidad de los resultados del método de Engel

Las funciones utilizadas en la sección anterior para la estimación de escalas de equivalencia se comparan con 3 especificaciones adicionales (modelos 3 a 5).

Los tres modelos se desempeñan de manera poco satisfactoria para la estimación de escalas de equivalencia. El modelo 3 genera un número de adulto-equivalentes mayor que el tamaño del hogar en 7 casos y en 3 más presenta costos marginales crecientes (deseconomías de escala). El modelo 4 genera parámetros estadísticamente significativos en prácticamente todos los casos; no obstante, ninguno de ellos presenta costos marginales decrecientes, como cabe esperar desde la teoría. El modelo 5, de especificación más compleja, genera escalas con costos marginales crecientes en casi todos los casos (véase el cuadro 8).

CUADRO 8
MÉTODO DE ENGEL: ESCALAS DE EQUIVALENCIA, MODELOS 3, 4 Y 5 (ÁREAS URBANAS)
(número de adulto equivalentes)

	Modelo 3				Modelo 4				Modelo 5			
	1	1	1	DCM	1	1	1	DCM	1	1	1	DCM
Adultos	1	2	3		1	2	3		1	2	3	
Niños	1	2	3	DCM	1	2	3	DCM	1	2	3	DCM
Argentina 1996	1,61	2,12	2,57	-0,06	1,23	1,52	1,88	0,07	1,30	1,66	2,08	0,05
Bolivia (Estado Plurinacional de) 2003	2,27	3,64	5,06	0,05	1,40	1,95	2,72	0,22	1,70	2,74	4,20	0,43
Brasil 2002	1,78	2,62	3,58	0,11	1,38	1,90	2,61	0,20	1,29	1,83	2,83	0,47
Chile 1997	1,63	2,13	2,56	-0,08	1,20	1,44	1,73	0,05	1,33	1,68	2,02	-0,01
Chile 2007	1,47	1,85	2,17	-0,05	1,19	1,41	1,67	0,04	1,25	1,53	1,85	0,04
Colombia 1994	1,56	2,05	2,49	-0,04	1,19	1,41	1,68	0,04	1,25	1,59	2,02	0,10
Colombia 2007	1,88	2,65	3,32	-0,10	1,26	1,58	1,99	0,08	1,50	2,15	2,96	0,16
Costa Rica 2004	1,72	2,33	2,84	-0,09	1,25	1,56	1,95	0,08	1,39	1,91	2,61	0,18
Ecuador 2003	1,86	2,63	3,34	-0,07	1,26	1,59	2,01	0,09	1,40	1,93	2,62	0,16
Guatemala 1998	1,74	2,39	2,96	-0,07	1,20	1,43	1,72	0,05	1,34	1,70	2,05	-0,02
Guatemala 2006	1,79	2,52	3,22	-0,03	1,28	1,63	2,09	0,10	1,51	2,14	2,86	0,09
Honduras 1998	2,06	3,13	4,23	0,01	1,30	1,68	2,18	0,11	1,54	2,25	3,15	0,18
Honduras 2004	2,28	3,64	5,02	0,02	1,33	1,77	2,36	0,15	1,78	2,75	3,69	-0,03
México 2006	1,76	2,46	3,12	-0,03	1,27	1,63	2,07	0,10	1,46	2,05	2,80	0,15
Nicaragua 2001	1,87	2,77	3,74	0,06	1,31	1,71	2,23	0,12	1,51	2,15	2,85	0,07
Nicaragua 2005	1,92	2,81	3,65	-0,04	1,27	1,61	2,05	0,09	1,59	2,32	3,09	0,05
Panamá 2007	1,61	2,12	2,57	-0,06	1,24	1,53	1,89	0,07	1,34	1,81	2,47	0,18
Paraguay 1997	1,86	2,70	3,55	0,01	1,31	1,72	2,25	0,13	1,57	2,34	3,33	0,22
Paraguay 2005	2,07	3,11	4,10	-0,05	1,30	1,70	2,21	0,12	1,49	2,15	3,03	0,21
Perú 2003	2,09	3,29	4,59	0,11	1,39	1,94	2,71	0,22	1,77	2,86	4,19	0,24
Perú 2008	2,58	4,53	6,79	0,31	1,56	2,42	3,77	0,48	2,29	4,35	6,83	0,42
República Dominicana 1998	2,12	3,22	4,26	-0,06	1,32	1,74	2,29	0,13	1,59	2,35	3,27	0,15
Uruguay 1994	1,76	2,43	3,03	-0,06	1,30	1,69	2,19	0,12	1,37	1,88	2,61	0,21
Uruguay 2006	1,83	2,51	3,05	-0,14	1,30	1,68	2,19	0,11	1,44	2,05	2,89	0,23

Fuente: Elaboración propia.

Nota: DCM = Diferencia en el costo marginal entre el segundo y tercer niño. Las cifras subrayadas corresponden a los casos en que el número de adultos equivalentes excede el tamaño del hogar. Las cifras sombreadas indican que el costo marginal es creciente.

Pese a las deficiencias de los modelos analizados, son útiles para realizar una evaluación general de la sensibilidad de los resultados. Para ello, es conveniente expresar sus resultados mediante una escala uni-paramétrica de la forma n^θ , que ignora la composición del hogar. Es decir, se evalúa a estos modelos exclusivamente a partir de la noción de economías de escala, resumiendo en ella cualquier posible equivalencia de consumo entre los miembros del hogar. En términos operativos, el procedimiento consiste en buscar iterativamente el valor del parámetro θ que minimiza la diferencia al cuadrado con respecto a las escalas de equivalencia resultantes de la estimación. En este ejercicio se excluye aquellos resultados en que el número de adulto equivalentes es superior al tamaño del hogar o inferior a 1, pero no a aquellos en que las economías de escala son decrecientes.

Las diferencias en las escalas de equivalencia resultantes de los distintos modelos pueden llegar a ser notables. En casos como los de Guatemala 98, los parámetros de economías de escala pueden variar entre 0.55 y 0.87. En otros países los resultados son menos sensibles al modelo utilizado; por ejemplo, en Uruguay, los parámetros varían en apenas una centésima (véase el cuadro 9).

Los modelos tienden a ordenarse de manera parecida entre países en términos de la magnitud de las economías de escala. Los valores más altos del parámetro θ , es decir las menores economías de escala, se presentan en el modelo 2, seguido de cerca por los modelos 1 y 3. Por su parte, el modelo 4 se sitúa en el extremo contrario, produciendo las mayores economías de escala en todos los países (véase el gráfico 2).

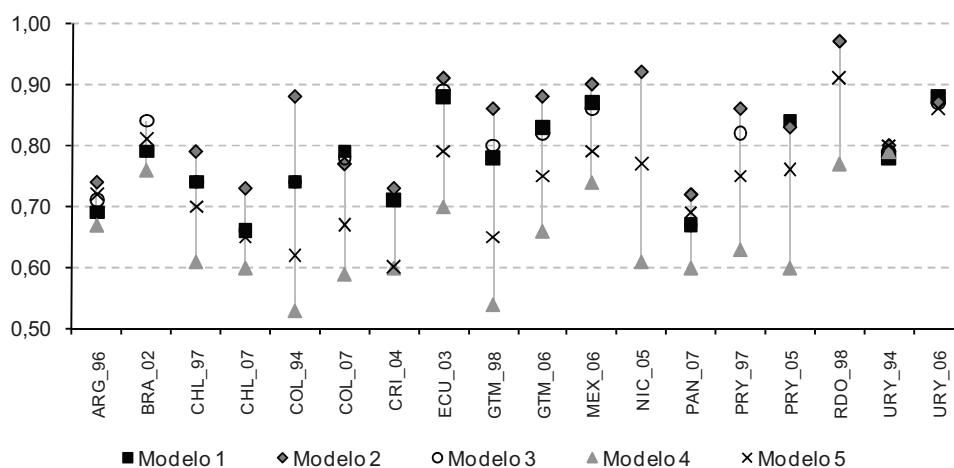
CUADRO 9
MÉTODO DE ENGEL: PARÁMETRO DE ECONOMÍAS DE ESCALA EN ESCALA UNIPARAMÉTRICA,
MODELOS 1 AL 5

	Área urbana					Área rural				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Argentina 1996	0,69	0,74	0,71	0,67	0,72
Bolivia (Estado Plurinacional de) 2003
Brasil 2002	0,78	...	0,83	0,75	0,80
Chile 1997	0,74	0,79	0,74	0,61	0,70
Chile 2007	0,66	0,73	0,66	0,60	0,65
Colombia 1994	0,72	0,86	0,72	0,51	0,60
Colombia 2007	0,75	0,74	0,74	0,56	0,63	0,40	0,49	0,44	0,26	0,46
Costa Rica 2004	0,72	0,74	0,72	0,62	0,61	0,45	0,62	0,50	0,46	0,51
Ecuador 2003	0,88	0,91	0,89	0,70	0,80
Guatemala 1998	0,80	0,87	0,81	0,55	0,66	0,71	0,96
Guatemala 2006	0,82	0,86	0,81	0,65	0,74	0,80	0,85	0,82	0,56	0,72
Honduras 1998	0,65	0,81	0,68	...	0,47	0,59	0,57
Honduras 2004	0,75	0,83	...
México 2006	0,82	0,87	0,83	0,69	0,76	0,60	0,72	0,62	0,51	0,62
Nicaragua 2001	0,85	0,58	0,70	0,59	0,42	0,48
Nicaragua 2005	...	0,91	0,90	0,61	0,76	0,60	0,76	0,67	0,47	0,67
Panamá 2007	0,67	0,72	0,67	0,60	0,69	0,62	0,69	0,62	0,45	0,57
Paraguay 1997	...	0,86	0,82	0,63	0,75	0,84	0,84	0,82	0,69	0,85
Paraguay 2005	0,84	0,83	...	0,61	0,77
Perú 2003	0,78	...	0,84	0,84	0,82	0,69	0,85
Perú 2008	0,98	...	0,78	0,80	0,75	0,66	0,80
República Dominicana 1998	...	0,96	...	0,77	0,91
Uruguay 1994	0,79	0,81	0,79	0,80	0,80
Uruguay 2006	0,89	0,87	0,68	0,71	0,63	0,56	0,65
Promedio simple	0,77	0,83	0,78	0,67	0,74	0,66	0,73	0,65	0,56	0,67

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los resultados corresponden a las escalas de equivalencia en que el número de adulto equivalentes no excede del tamaño del hogar o es menor que 1.

GRÁFICO 2
MÉTODO DE ENGEL: PARÁMETROS DE ECONOMÍAS DE ESCALA DE DISTINTOS MODELOS
(ÁREAS URBANAS)



Fuente: Elaboración propia.

Pese a que para un país en particular los parámetros pueden ser muy distintos según el modelo utilizado, los promedios regionales no difieren mayormente. De manera consistente con el ordenamiento indicado anteriormente, el modelo 2 genera los promedios más altos para el parámetro de economías de escala, con valores de 0.83 en las áreas urbanas y 0.72 en las rurales. El promedio para los parámetros del modelo 4 es de 0.65 en las áreas urbanas y 0.55 en las rurales. Los modelos 1, 3 y 5 generan promedios que se sitúan entre 0.74 y 0.78 en las áreas urbanas y entre 0.64 y 0.66 en las áreas rurales (véase el cuadro 9).

Por otra parte, es de interés evaluar el impacto que tiene la inclusión de los gastos no-monetarios como parte del gasto total. Algunos países de la región incluyen en sus encuestas de presupuestos familiares una estimación del valor de mercado de los bienes y servicios recibidos en especie, con el fin de monetizar estos consumos y sumarlos al gasto monetario. Entre estos gastos no-monetarios se incluye además el alquiler imputado, correspondiente al costo que pagarían por ocupar sus viviendas los hogares dueños de las mismas.

Son pocas las encuestas que permiten hacer una distinción entre gastos monetarios y gastos no-monetarios: Brasil, Colombia-2007, Ecuador, Guatemala (ambos años), Honduras-2004, México, Panamá, Perú (ambos años) y Uruguay-2006. Ignorando los casos en que los tamaños adulto-equivalentes resultan superiores al número de personas del hogar, el uso del gasto monetario tiende a resultar en tamaños adulto-equivalentes más bajos que el uso del gasto total (excepto en los datos de Colombia-2007).

El cuadro 10 muestra el número de adulto equivalentes para hogares compuestos por 2 adultos y un número distinto de niños, estimado a partir del modelo 2. A manera de ejemplo, un hogar de 2 adultos y 4 niños en México equivale a 4.8 adultos, según la estimación basada en el gasto total, o a 3.9 adultos, según la estimación basada en el gasto monetario. La elevada sensibilidad de las estimaciones a las características de las variables utilizadas debe ser tomada en cuenta al momento de realizar comparaciones entre países, dada la notable heterogeneidad de las encuestas producidas en la región.

CUADRO 10
MÉTODO DE ENGEL: EFECTO DE LA EXCLUSIÓN DE LOS GASTOS NO-MONETARIOS, HOGARES
CON DOS ADULTOS (ÁREAS URBANAS)
(Número de adulto-equivalentes)

	Gasto total					Gasto monetario				
	sin niños	1 niño	2 niños	3 niños	4 niños	sin niños	1 niño	2 niños	3 niños	4 niños
Área urbana										
Brasil 2002	1,74	2,70	3,70	4,77	5,90	1,64	2,39	3,10	3,77	4,41
Ecuador 2003	1,75	2,46	3,09	3,63	4,10	1,75	2,29	2,67	2,91	3,05
Colombia 2007	1,98	2,83	3,60	4,30	4,92	1,97	2,93	3,86	4,78	5,68
Guatemala 1998	1,94	2,74	3,44	4,05	4,57	1,93	2,68	3,30	3,81	4,23
Guatemala 2006	1,86	2,69	3,46	4,18	4,84	1,82	2,57	3,23	3,81	4,31
Honduras 2004	1,97	<u>3,01</u>	<u>4,09</u>	<u>5,20</u>	<u>6,36</u>	1,94	<u>3,03</u>	<u>4,22</u>	<u>5,51</u>	<u>6,91</u>
México 2006	1,90	2,74	3,50	4,19	4,82	1,86	2,56	3,12	3,56	3,91
Panamá 2007	1,79	2,44	2,97	3,38	3,69	1,77	2,41	2,92	3,31	3,61
Perú 2003	1,88	2,96	<u>4,14</u>	<u>5,43</u>	<u>6,83</u>	1,91	<u>3,06</u>	<u>4,36</u>	<u>5,83</u>	<u>7,48</u>
Perú 2008	1,85	<u>3,06</u>	<u>4,51</u>	<u>6,22</u>	<u>8,24</u>	1,81	<u>3,06</u>	<u>4,59</u>	<u>6,46</u>	<u>8,73</u>
Uruguay 2006	<u>2,04</u>	2,79	3,39	3,86	4,22	1,91	2,52	2,96	3,25	3,43
Área rural										
Brasil 2002	1,67	<u>3,04</u>	<u>4,91</u>	<u>7,43</u>	<u>10,81</u>	1,34	2,23	3,31	4,60	<u>6,15</u>
Colombia 2007	1,80	2,10	2,17	2,11	1,96	1,72	1,83	1,73	1,54	1,31
Guatemala 1998	<u>2,10</u>	<u>3,02</u>	3,84	4,58	5,25	1,77	2,50	3,14	3,70	4,19
Guatemala 2006	1,90	2,70	3,41	4,04	4,60	1,68	2,61	3,60	4,66	5,80
Honduras 2004	<u>2,19</u>	<u>3,16</u>	<u>4,05</u>	4,87	5,61	<u>2,13</u>	<u>3,30</u>	<u>4,56</u>	<u>5,90</u>	<u>7,34</u>
México 2006	1,87	2,47	2,90	3,19	3,36	1,74	2,22	2,51	2,67	2,72
Perú 2003	1,85	2,66	3,39	4,06	4,66	1,63	2,02	2,24	2,32	2,32
Perú 2008	1,77	2,56	3,29	3,96	4,58	1,35	1,79	2,12	2,34	2,49
Uruguay 2006	1,84	2,47	2,96	3,32	3,58	1,68	2,26	2,71	3,05	3,29

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras subrayadas indican que los costos marginales son mayores a la unidad.

3. Resultados con el método de Rothbarth

Al igual que con el método de Engel, son los modelos 1 y 2 los que mejor se ajustan a los datos. No obstante, la significancia estadística es baja en general. Aun cuando el modelo 2 genera parámetros estadísticamente significativos para casi todas las encuestas (con la única excepción de Costa Rica), el modelo 1 lo hace solamente para aproximadamente la mitad de encuestas analizadas (véase el cuadro 11).

Cabe recordar que el método de Rothbarth es adecuado para estimar el costo marginal de los niños pero no el de los adultos, ya que solo en el caso de los niños se cumple el supuesto de “independencia de las preferencias” respecto al consumo de bienes de adulto. Por ello, las escalas de equivalencia reportadas aquí han sido rescaladas de manera que el número de adulto-equivalentes en un hogar sin niños sea igual al tamaño del hogar.

Respecto del modelo 1, el modelo 2 produce un mayor costo marginal del primer niño, pero una reducción más rápida del costo marginal a medida que sigue creciendo el tamaño del hogar. Ello resulta en que el cuarto o quinto niño pueda llegar a tener un costo marginal negativo; es decir, la adición de un niño al hogar requiere de una *reducción* en el ingreso para mantener constante el nivel de bienestar del hogar. Este problema no se presenta en la mayoría de encuestas con el modelo 1, independientemente de la significancia estadística de los parámetros (véase el cuadro 12).

CUADRO 11
MÉTODO DE ROTHBARTH: PARÁMETROS ESTIMADOS, MODELOS 1 Y 2 (ÁREAS URBANAS)

	Modelo 1					Modelo 2				
	α	β	η	γ	R2	α	β	γ_a	γ_n	R2
Argentina 1996	-362	67	6,6	-37,4	0,27	-322	61	24,1	14,2	0,22
Bolivia (Estado Plurinacional de) 2003	-792	128	-28,2	-32,6	0,25	-703	120	23,6	21,4	0,22
Brasil 2002	-439	72	25,8	-67,8	0,32	-390	65	34,9	12,9	0,29
Chile 1997	-349 634	30 455	523,6 *	-19 450,5	0,27	-338 791	29 679	10 563,4	5 164,7	0,26
Chile 2007	-335 431	28 322	452,7 *	-16 552,2	0,27	-319 264	27 115	9 896,0	5 080,7	0,25
Colombia 1994	-505 036	42 616	-6 016,0	-12 772,3	0,35	-442 167	38 783	8 299,1	5 673,5	0,32
Colombia 2007	-1 123 247	87 230	-14 132,6	-6 960,7 *	0,26	-1 009 883	79 845	20 973,8	17 667,7	0,24
Costa Rica 2004	-14 154	1 346	-544,0 *	-654,1 *	0,03	-14 912	1 349	576,3	228,4 *	0,04
Ecuador 2003	-202	40	3,5	-26,1	0,52	-161	34	12,2	5,3	0,42
Guatemala 1998	-1 558	221	15,5 *	-141,6	0,29	-1269	197	48,5	31,2	0,23
Guatemala 2006	-254	36	-6,5 *	-14,7 *	0,04	-245	34	11,3	5,9	0,04
Honduras 1998	-2 456	357	-20,0 *	-308,8	0,30	-2269	342	104,8	32,5	0,28
Honduras 2004	-2 009	259	-64,8	-79,9 *	0,08	-1831	245	55,2	32,0	0,07
México 2006	-4 209	532	-125,5	-157,3 *	0,17	-3849	492	145,3	67,7	0,17
Nicaragua 2001	-1 567	227	-69,8	-75,7	0,29	-1389	212	35,1	23,1	0,27
Nicaragua 2005	-436	60	-10,9 *	-10,8 *	0,04	-396	56	15,8	9,8	0,05
Panamá 2007	-435	78	-0,5 *	-51,4	0,35	-403	73	27,8	13,1	0,32
Paraguay 1997	-1 249 073	96 908	-17 247,0	-46 308,3	0,24	-1 137 369	89 532	23 865,7	12 900,8	0,22
Paraguay 2005	-2 082 646	153 351	2 498,5 *	-97 725,5	0,33	-1 910 497	143 009	48 670,2	21 663,7	0,30
Perú 2003	-282	47	-11,3	-18,7	0,20	-240	43	8,9	6,2	0,18
Perú 2008	-391	63	-21,4	-14,4	0,17	-345	58	10,5	8,6	0,15
República Dominicana 1998	-3 626	481	-139,8	-33,6 *	0,16	-3 305	460	69,0	83,5	0,14
Uruguay 1994	-995	131	50,1	-90,3	0,14	-928	118	79,3	34,9	0,14
Uruguay 2006	-7 332	836	229,4	-611,0	0,32	-6 765	755	442,6	207,9	0,28

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los parámetros reportados son significativos al 5%, excepto los que figuran con asterisco (*).

CUADRO 12
MÉTODO DE ROTHBARTH: ESCALAS DE EQUIVALENCIA Y COSTO MARGINAL
DE LOS NIÑOS EN HOGARES DE 2 ADULTOS, MODELOS 1 Y 2 (ÁREAS URBANAS)
(Número de adulto-equivalentes)

	Modelo 1						DCM
	Escala de equivalencia			Costo marginal de los niños			
	1 niño	3 niños	5 niños	1er niño	3er niño	5to niño	
Argentina 1996	2,32	2,56	2,64	0,32	0,09	0,03	-
Bolivia (Estado Plurinacional de) 2003	2,38	2,85	3,16	0,38	0,20	0,14	-
Brasil 2002	2,37	2,54	2,51	0,37	0,04	-0,03	-
Chile 1997	2,46	2,89	3,09	0,46	0,17	0,08	-
Chile 2007	2,41	2,80	2,98	0,41	0,15	0,07	-
Colombia 1994	2,34	2,72	2,96	0,34	0,16	0,10	-
Colombia 2007	2,19	2,43	2,59	0,19	0,11	0,07	-
Costa Rica 2004	2,77	3,88	4,69	0,77	0,50	0,38	-
Ecuador 2003	2,40	2,73	2,86	0,40	0,12	0,05	-
Guatemala 1998	2,41	2,75	2,89	0,41	0,13	0,06	-
Guatemala 2006	2,47	3,03	3,37	0,47	0,24	0,16	-
Honduras 1998	2,73	3,54	3,98	0,73	0,33	0,19	-
Honduras 2004	2,45	3,02	3,41	0,45	0,25	0,18	-
México 2006	2,43	2,97	3,32	0,43	0,23	0,16	-
Nicaragua 2001	2,53	3,24	3,73	0,53	0,31	0,23	-
Nicaragua 2005	2,29	2,63	2,85	0,29	0,15	0,10	-
Panamá 2007	2,50	2,99	3,23	0,50	0,19	0,10	-
Paraguay 1997	2,52	3,14	3,52	0,52	0,26	0,17	-
Paraguay 2005	2,46	2,89	3,09	0,46	0,17	0,08	-
Perú 2003	2,51	3,15	3,57	0,51	0,28	0,19	-
Perú 2008	2,48	3,14	3,61	0,48	0,30	0,22	-
República Dominicana 1998	2,30	2,72	3,03	0,30	0,19	0,14	-
Uruguay 1994	2,16	2,13	2,03	0,16	-0,04	-0,05	-
Uruguay 2006	2,28	2,41	2,39	0,28	0,03	-0,02	-

	Modelo 2						DCM
	Escala de equivalencia			Costo marginal de los niños			
	1 niño	3 niños	5 niños	1er niño	3er niño	5to niño	
Argentina 1996	2,38	2,49	2,20	0,38	-0,02	-0,18	-
Bolivia (Estado Plurinacional de) 2003	2,51	2,92	2,86	0,51	0,13	-0,07	-
Brasil 2002	2,46	2,75	2,59	0,46	0,07	-0,12	-
Chile 1997	2,52	2,97	2,93	0,52	0,14	-0,06	-
Chile 2007	2,49	2,85	2,74	0,49	0,10	-0,09	-
Colombia 1994	2,59	3,22	3,37	0,59	0,24	0,03	-
Colombia 2007	2,40	2,57	2,32	0,40	0,00	-0,16	-
Costa Rica 2004	2,53	3,01	3,00	0,53	0,16	-0,05	-
Ecuador 2003	2,57	3,13	3,20	0,57	0,20	-0,01	-
Guatemala 1998	2,56	3,11	3,18	0,56	0,20	-0,01	-
Guatemala 2006	2,53	2,98	2,96	0,53	0,15	-0,05	-
Honduras 1998	2,73	3,76	4,36	0,73	0,45	0,25	-
Honduras 2004	2,63	3,38	3,64	0,63	0,30	0,08	-
México 2006	2,61	3,31	3,52	0,61	0,27	0,06	-
Nicaragua 2001	2,69	3,61	4,06	0,69	0,39	0,18	-
Nicaragua 2005	2,52	2,95	2,91	0,52	0,14	-0,06	-
Panamá 2007	2,51	2,91	2,84	0,51	0,12	-0,08	-
Paraguay 1997	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-
Paraguay 2005	2,58	3,17	3,28	0,58	0,22	0,01	-
Perú 2003	2,59	3,23	3,38	0,59	0,24	0,03	-
Perú 2008	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-
República Dominicana 1998	2,50	2,90	2,82	0,50	0,12	-0,08	-
Uruguay 1994	2,23	2,06	1,60	0,23	-0,15	-0,24	-
Uruguay 2006	2,28	2,19	1,77	0,28	-0,12	-0,23	-

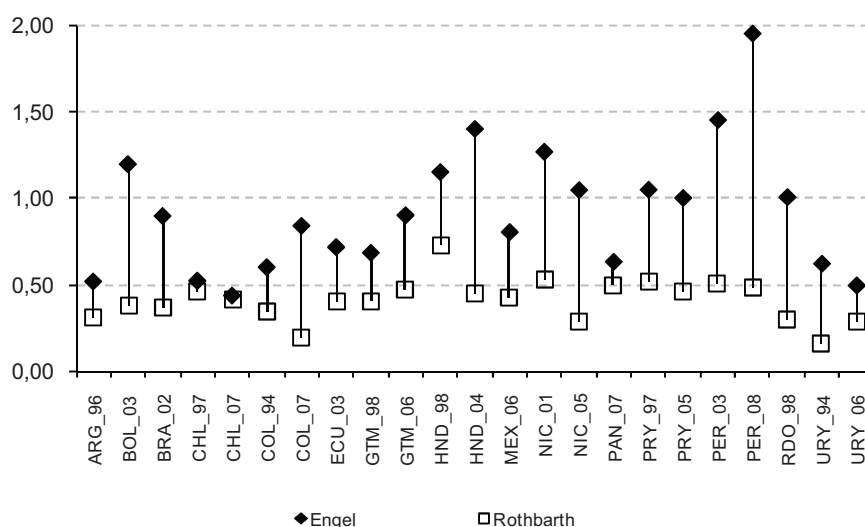
Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras en negrita corresponden a los casos en que el costo marginal es negativo. Las cifras sombreadas provienen de parámetros estadísticamente no significativos al 5%. DCM = Diferencia entre el costo marginal del cuarto y el quinto niño; el signo positivo indica costos marginales crecientes.

Al igual que con el método de Engel, los resultados son considerablemente heterogéneos entre países y modelos. Considerando los resultados bien comportados y significativos, el modelo 1 indica que el primer niño en un hogar integrado por dos adultos representa entre 0.31 y 0.56 adulto-equivalentes.

Independientemente del comportamiento de los parámetros, el método de Rothbarth genera un número más bajo de adulto-equivalentes para un tamaño de hogar determinado que el método de Engel (véase el gráfico 3). Este es un hallazgo acorde con lo esperado, ya que por sus propiedades, el método de Engel tiende a sobrestimar las escalas de equivalencia mientras que el de Rothbarth tiende a subestimarlas⁴. Asimismo, este resultado es corroborado de manera generalizada por la literatura empírica sobre el tema, como se muestra en el capítulo siguiente.

GRÁFICO 3
COSTO DEL PRIMER NIÑO, EN UN HOGAR DE DOS ADULTOS (MODELO 1)
(Número de adulto-equivalentes)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Para permitir la comparación directa entre métodos, se reescalaron las escalas de equivalencia de manera que el hogar de referencia equivalga a dos adulto-equivalentes.

Las deficiencias en la estimación de escalas de equivalencia mediante el método de Rothbarth se explican en parte por la falta de información adecuada para la selección de los bienes de adulto. De hecho, los países que no obtienen estimaciones estadísticamente significativas o presentan resultados anómalos son en su mayoría los que no disponen de información en la encuesta para identificar el gasto en ropa y calzado de los adultos (véase el cuadro 1.3). Adicionalmente, algunos trabajos han mostrado que las estimaciones son sensibles a los ítems elegidos (Lancaster y Ray, 1998). En particular, algunos bienes de adulto pueden ser inelásticos con respecto al ingreso, lo cual lleva a que el método de Rothbarth no genere escalas de equivalencia bien comportadas. Si el mismo nivel absoluto es consumido a todos

⁴ Nicholson (1974) ofrece un ejemplo que demuestra la sobrestimación de las escalas de equivalencia del método de Engel: Una pareja de adultos acaba de tener un hijo y recibe una compensación en su ingreso que le permita mantener su nivel de vida anterior. El niño tiene un patrón de consumo distinto al de sus padres, pues la mayor parte de su gasto es en alimentos. Por lo tanto, si bien el nivel de vida de la familia no se ha deteriorado, la proporción del gasto dedicada a los alimentos será mayor que antes de la llegada del niño. Por ende, el método de Engel sobrestima el nivel de ingreso requerido para mantener a la familia sobre su curva de indiferencia inicial.

Por otra parte, Gronau (1991) enfatiza que el supuesto de “separabilidad” de las preferencias entre padres e hijos, requerido por el método de Rothbarth, no se cumple en la práctica. Debido a que los padres también pueden obtener utilidad del consumo realizado por sus hijos, la compensación monetaria necesaria para recuperar el nivel de gasto en “bienes de adulto” previo a la llegada de los niños es mayor a la que genera el método; en consecuencia, el método subestima las escalas de equivalencia.

los niveles de ingreso, entonces no hay forma de calcular la compensación para distintos tamaños de hogar (Bellu, 2005).

4. Sensibilidad de los resultados del método de Rothbarth

En las ecuaciones a estimar para estimar escalas de equivalencia con el método de Rothbarth se puede definir la variable dependiente, el gasto en bienes de adulto, de tres formas distintas, encontradas habitualmente en la literatura: gasto total, gasto per cápita o gasto por adulto. Los resultados mostrados anteriormente se basan en la primera de esas definiciones. Cabe señalar que cuando se utiliza el gasto por adulto, la significancia estadística de los parámetros aumenta considerablemente, particularmente en los modelos 1 y 4. No obstante, su uso resulta en costos marginales crecientes, lo que va en contra de la noción de economías de escala, por lo que no se adoptó dicha definición de variable dependiente.

La adopción del gasto total en bienes de adulto como variable dependiente no evita que los modelos 3 al 5 resultan en escalas de equivalencia no aceptables, ya que adolecen de problemas similares a los encontrados en las estimaciones anteriores. Los modelos 3 4, particularmente el segundo de ellos, resultan en costos marginales crecientes, que en el cuadro 13 se denotan con un signo positivo en la columna “DCM”. El modelo 5, por su parte, resulta en costos marginales que decrecen muy rápidamente, dando lugar a valores negativos cuando hay más de 3 o 4 niños en el hogar.

CUADRO 13
MÉTODO DE ROTHBARTH: COSTO MARGINAL DE LOS NIÑOS EN HOGARES DE 2 ADULTOS,
MODELOS 3 AL 5 (ÁREAS URBANAS)
(Número de adulto-equivalentes)

	Modelo 3				Modelo 4				Modelo 5			
	Costo marginal de los niños			DCM	Costo marginal de los niños			DCM	Costo marginal de los niños			DCM
	1er niño	3er niño	5to niño		1er niño	3er niño	5to niño		1er niño	3er niño	5to niño	
Argentina 1996	0,08	0,19	0,28	+	0,13	0,15	0,17	+	0,20	0,10	-0,04	-
Bolivia (Estado Plurinacional de) 2003	0,21	0,19	0,20	+	0,18	0,21	0,25	+	0,39	0,14	-0,20	-
Brasil 2002	0,11	0,22	0,31	+	0,16	0,18	0,21	+	0,21	0,07	-0,09	-
Chile 1997	0,28	0,26	0,27	+	0,23	0,29	0,36	+	0,35	0,18	-0,07	-
Chile 2007	0,25	0,29	0,34	+	0,24	0,30	0,37	+	0,30	0,23	0,11	-
Colombia 1994	0,20	0,21	0,22	+	0,17	0,21	0,24	+	0,32	0,12	-0,15	-
Colombia 2007	0,16	0,09	0,07	-	0,11	0,12	0,14	+	0,19	0,06	-0,10	-
Costa Rica 2004	0,80	-0,07	-0,41	-	0,34	0,46	0,63	+	0,45	0,64	0,87	+
Ecuador 2003	0,16	0,24	0,33	+	0,19	0,23	0,28	+	0,27	0,17	0,01	-
Guatemala 1998	0,05	0,15	0,22	+	0,13	0,15	0,17	+	0,31	0,14	-0,10	-
Guatemala 2006	0,39	0,18	0,06	-	0,21	0,25	0,30	+	0,50	0,02	-0,49	-
Honduras 1998	0,35	0,38	0,44	+	0,29	0,37	0,49	+	0,43	0,40	0,26	-
Honduras 2004	0,34	0,28	0,26	-	0,23	0,28	0,35	+	0,38	0,25	0,02	-
México 2006	0,41	0,32	0,28	-	0,29	0,39	0,51	+	0,40	0,19	-0,13	-
Nicaragua 2001	0,35	0,31	0,31	+	0,24	0,31	0,38	+	0,52	0,24	-0,22	-
Nicaragua 2005	0,39	0,14	0,02	-	0,15	0,17	0,20	+	0,22	0,06	-0,13	-
Panamá 2007	0,29	0,27	0,28	+	0,25	0,31	0,39	+	0,43	0,07	-0,35	-
Paraguay 1997	0,32	0,29	0,29	+	0,25	0,31	0,39	+	0,47	0,28	-0,08	-
Paraguay 2005	0,24	0,24	0,26	+	0,20	0,25	0,30	+	0,30	0,25	0,14	-
Perú 2003	0,31	0,27	0,28	+	0,24	0,30	0,38	+	0,53	0,25	-0,21	-
Perú 2008	0,35	0,29	0,28	-	0,27	0,34	0,44	+	0,51	0,10	-0,40	-
República Dominicana 1998	0,20	0,19	0,20	+	0,17	0,20	0,24	+	0,30	0,10	-0,16	-
Uruguay 1994	0,05	0,03	0,02	-	0,04	0,04	0,05	+	-0,03	0,01	0,05	+
Uruguay 2006	0,09	0,17	0,23	+	0,11	0,12	0,13	+	0,16	-0,02	-0,19	-

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las cifras en negrita corresponden a los casos en que el costo marginal es negativo. DCM = Diferencia entre el costo marginal del tercer y el quinto niño; el signo positivo indica costos marginales crecientes.

Cabe destacar que los resultados “anómalos” de las escalas de equivalencia estimadas con el método de Rothbarth no mejoran significativamente cuando se usa exclusivamente los gastos monetarios o cuando se restringe la muestra, de manera que excluya a hogares con un número elevado de adultos o niños.

II. Revisión de la Literatura

Esta sección pasa revista a las características básicas y los resultados principales de algunos estudios que utilizan los métodos de Engel o Rothbarth para la estimación de escalas de equivalencia. Los artículos presentados han sido elegidos ya sea porque reportan resultados para países de América Latina o porque son referentes habituales en la literatura sobre el tema. Ello permite contrastar en qué medida los resultados entregados en la primera sección son compatibles con este contexto más amplio.

En cada caso se hace explícita la forma funcional utilizada, la definición de las variables dependientes y explicativas y los valores de las escalas de equivalencia resultantes.

A Teruel, Rubalcava y Santana (2005)

Este trabajo estima escalas de equivalencia para México usando los métodos de Engel y Rothbarth. En la definición del gasto⁵ en alimentos se consideran aquellos adquiridos para consumo dentro del hogar, tanto monetarios como no-monetarios, mientras que en la definición de gasto en no-alimentos se excluyen los bienes durables. La muestra utilizada considera solamente los hogares formados por parejas, con y sin hijos, y excluye a los hogares que reportan gastos iguales a cero.

El modelo a estimar se define como:

$$w = \alpha + \beta_1 \ln(x) + \beta_2 (\ln x)^2 + \gamma_c n_{nc} + \gamma_m n_{nm} + \gamma_g n_{ng} + \gamma_a n_a + \gamma_{am} n_{am} + \delta_z(zr) + \delta_e(es) + \varepsilon$$

⁵ El gasto es definido en períodos trimestrales.

donde w es la proporción del gasto en alimentos respecto del gasto total (para el método de Engel) y la proporción del gasto en bienes de adulto⁶ (para el método de Rothbarth), x es el gasto total, n_{nc} es el número de niños entre 0 y 5 años, n_{nm} es el número de niños entre 6 y 12 años, n_{ng} es el número de niños entre 13 y 18 años, n_a es el número de adultos, n_{am} es el número de adultos mayores (mayores de 64 años), (zr) captura el efecto zona rural (dicotómica), (es) son los estados geográficos de México, $\alpha, \beta_1, \beta_2, \gamma_e, \gamma_m, \gamma_g, \gamma_a, \gamma_{am}, \delta_z, \delta_e$ son parámetros a estimar y ε es el término de error con los supuestos tradicionales.

Se corrobora el resultado habitual encontrado en la literatura de que las escalas de equivalencia calculadas con el método de Engel siempre son mayores que las obtenidas por el método de Rothbarth. En efecto, cuando se evalúa la variable gasto total en la media de la distribución, el costo de un niño entre 0 y 5 años calculado con el método de Engel es el 63% de un adulto, mientras que con el método de Rothbarth dicha equivalencia alcanza a 55% de un adulto. Para el caso del costo de un niño entre 6 y 12 años, éste es 66% de un adulto medido con el método de Engel y sólo 58% de un adulto al estimarlo con el método de Rothbarth. También se observa que un adolescente entre 13 y 18 años tiene un costo de 61% de un adulto medido con el método de Engel y uno de 54% de un adulto al medirlo con el método de Rothbarth. Nótese que en ambos casos el costo de un adolescente es menor que el de un niño entre 0 y 12 años. Los valores antes mencionados son similares a los obtenidos cuando se evalúa la variable gasto total en la mediana de la distribución. En el caso de un adulto adicional en el hogar, el costo varía entre 82% y 84% de un adulto, con el método de Engel, y entre 71% y 72% de un adulto, con el método de Rothbarth (véase el cuadro 14).

CUADRO 14
ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA MÉXICO

Edad	México		México	
	(gasto total - media)		(gasto total - mediana)	
	Engel	Rothbarth	Engel	Rothbarth
0 - 5	0,63	0,55	0,64	0,56
6 - 12	0,66	0,58	0,67	0,59
13 - 18	0,61	0,54	0,63	0,55
19 - 65	0,82	0,71	0,84	0,72

Fuente: Teruel, Rubalcava y Santana (2005).

B. Van de Ven (2003)

Este trabajo estima escalas de equivalencia usando los métodos de Engel y Rothbarth para Australia y el Reino Unido. En este caso, el gasto total en alimentos excluye las bebidas. Para estimar las escalas de equivalencia, el trabajo considera una muestra compuesta por los hogares en los que se tiene por lo menos un miembro mayor de 17 años.

El autor especifica tres modelos distintos para la curva de Engel, los cuales se detallan a continuación:

$$w = \alpha + \beta[\ln(x) - \gamma_{pn}(n_n/n) - \eta \ln(n)] + \varepsilon$$

$$w = \alpha + \beta[\ln(x) - \gamma_n n_n - \gamma_a n_a - \eta \ln(n)] + \varepsilon$$

$$w = \alpha + \beta[\ln(x) - \gamma_n n_n - \gamma_a n_a - \gamma_{2n} n_n^2 - \gamma_{2a} n_a^2 - \gamma_{an}(n_a \cdot n_n)] + \varepsilon$$

⁶ El gasto en bienes adultos incluye gasto en bebidas alcohólicas, tabaco, artículos personales para adultos, entretenimiento para adultos, y ropa y calzado para adultos.

donde w es la proporción del gasto en alimentos respecto al gasto total (para el método de Engel) y el gasto en bienes adultos⁷ por adulto en el hogar (para el método de Rothbarth), x es el gasto total, n_n es el número de niños (menores que 18 años), n_a es el número de adultos (mayores que 17 años), n es el número total de individuos, $\alpha, \beta, \gamma_s, \gamma_{pm}, \eta, \gamma_{2n}, \gamma_{2a}, \gamma_{am}$ son parámetros a estimar y ε es el término de error.

La segunda especificación genera escalas de equivalencia con un mejor comportamiento y sus resultados se resumen en el cuadro 15. En dicha tabla se puede observar que los valores de las escalas de equivalencia derivadas usando el método de Engel son siempre mayores que las obtenidas mediante el método de Rothbarth. También se observa que los valores de las escalas calculadas a partir del método de Engel son mayores en Australia respecto a las del Reino Unido. Lo contrario se observa para los valores de las escalas obtenidas usando el método de Rothbarth, donde casi siempre estas son mayores en el Reino Unido. Por ejemplo, se reporta que en Australia un niño adicional en un hogar compuesto por un adulto implica un costo adicional de 0.50 con el método de Engel y 0.18 con el método de Rothbarth, mientras que en el Reino Unido los costos son de 0.39 con el método de Engel y 0.26 con el método de Rothbarth.

CUADRO 15
ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA AUSTRALIA Y EL REINO UNIDO

na	nn	Australia		Reino Unido	
		Engel	Rothbarth	Engel	Rothbarth
1	0	1,00	1,00	1,00	1,00
1	1	1,50	1,18	1,39	1,26
1	2	2,06	1,47	1,83	1,59
1	3	2,63	1,76	2,27	1,93
1	4	3,20	2,07	2,72	2,27
2	0	2,04	1,89	1,92	1,86
2	1	2,52	2,00	2,27	2,07
2	2	3,06	2,23	2,67	2,35
2	3	3,62	2,49	3,09	2,66
2	4	4,19	2,77	3,51	2,97
3	0	3,09	2,74	2,81	2,68
3	1	3,56	2,82	3,14	2,86
3	2	4,09	3,01	3,52	3,10
3	3	4,64	3,24	3,91	3,38
3	4	5,20	3,49	4,32	3,67

Fuente: van de Ven (2003).

C. White y Massett (2002)

El artículo busca estimar escalas de equivalencia para el caso de Vietnam, en los años 1992 y 1998. La curva de Engel toma la siguiente forma funcional:

$$w = \alpha + \beta \ln(x/n) + \eta \ln(n) + \gamma_{pc}(n_{nc}/n) + \gamma_{pm}(n_{nm}/n) + \gamma_{pg}(n_{ng}/n) + \gamma_{pa}(n_a/n) + \gamma_{pam}(n_{am}/n) + \delta(c) + \varepsilon$$

donde w es la proporción del gasto en alimentos respecto del gasto total (para el método de Engel) y la proporción del gasto en bienes adultos⁸ (para el método de Rothbarth), x es el gasto total, n_{nc} es el número de niños entre 0 y 4 años, n_{nm} es el número de niños entre 5 y 9 años, n_{ng} es el número de niños entre 10 y 14 años, n_a es el número de adultos, n_{am} es el número de adultos mayores, n es el número total

⁷ El gasto en bienes adultos se especifica como los gastos en consumo fuera del hogar.

⁸ El gasto en bienes adultos incluye los gastos en tabaco, bebidas alcohólicas, y bienes no alimentos lo cual excluye salud y educación.

de individuos, (c) son otras características demográficas, α , β , η , γ_{pc} , γ_{pm} , γ_{pg} , γ_{pa} , γ_{pam} , δ son parámetros a estimar y ε es el término de error.

Los resultados indican que el costo promedio de un niño, estimado mediante el método de Engel, está alrededor del 55% del de un adulto; por su parte, mediante el método de Rothbarth el costo de un niño es apenas el 20% del de un adulto. También se observa que el método de Rothbarth produce escalas mayores mientras mayor es el niño, lo que no ocurre con el método de Engel, donde un niño entre 0 y 4 años tiene un costo más alto que un niño de mayor edad. Los resultados también son sensibles al año utilizado para la estimación, ya que el costo promedio de un niño estimado con los datos de 1992 es mayor que cuando se usa los de 1998 (véase el cuadro 16).

CUADRO 16
ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA VIETNAM

Edad	Vietnam (1992)		Vietnam (1998)	
	Engel	Rothbarth	Engel	Rothbarth
0 - 4	0,61	0,18	0,65	0,14
5 - 9	0,54	0,19	0,59	0,22
10 - 14	0,56	0,26	0,39	0,24
Niño promedio	0,57	0,21	0,55	0,20

Fuente: White y Massett (2002).

D. Lancaster, Ray y Valenzuela (1999)

Utilizando el método de Engel, el artículo calcula el costo de los niños, de diferentes edades, con datos de ocho países con distintos niveles de desarrollo: Italia, Australia, Sudáfrica, Tailandia, Perú, Filipinas, India, y Tanzania.

La muestra utilizada considera solamente los hogares con parejas, con y sin hijos. La especificación del modelo se define como:

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \eta \ln(n) + \gamma_{nc}(n_{nc}) + \gamma_{nm}(n_{nm}) + \gamma_{ng}(n_{ng}) + \varepsilon$$

donde w es la proporción de gasto en alimentos respecto al gasto total, x es el gasto total, n_{nc} es el número de niños entre 0 y 4 años, n_{nm} es el número de niños entre 5 y 14 años, n_{ng} es el número de niños entre 15 y 17 años, n es el número total de individuos, α , β , η , γ_{nc} , γ_{nm} , γ_{ng} son parámetros a estimar y ε es el término de error.

En la mayoría de los casos, las escalas de equivalencia calculadas tienden a crecer con la edad de los niños, aunque se observan excepciones en los casos de Filipinas, Perú, Sudáfrica y Tailandia, como se desprende del cuadro 17. En los últimos cuatro casos, un adolescente entre las edades de 15 y 17 representa un costo menor que el de un niño entre 0 y 4 años. Cabe destacar que las escalas de equivalencia toman valores notablemente bajos. En promedio, el costo de los niños en Australia, Filipinas, India e Italia se encuentra entre 0.20 y 0.26 del de un adulto, y en Perú, Sudáfrica, Tailandia y Tanzania es incluso inferior a 0.2.

CUADRO 17
ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA DIVERSOS PAÍSES

Edad	Italia	Australia	Sudáfrica	Tailandia	Perú	Filipinas	India	Tanzania
0 - 4	0,21	0,12	0,18	0,23	0,25	0,23	0,06	0,15
5 - 14	0,23	0,25	0,14	0,10	0,12	0,20	0,29	0,18
15 - 17	0,23	0,36	0,07	0,13	0,13	...	0,29	0,28
0 - 17	0,22	0,23	0,14	0,13	0,15	0,21	0,26	0,19

Fuente: Lancaster, Ray y Valenzuela (1999).

E. Lancaster y Ray (1998)

Se usan los métodos de Engel y Rothbarth para calcular escalas de equivalencia para Australia en los años 1984 y 1988. Los autores utilizan dos definiciones para el gasto total en alimentos, una excluye el consumo fuera del hogar y la otra no. La muestra utilizada para este método considera los hogares formados por un adulto o por parejas, con y sin hijos. El modelo a estimar se define como:

$$w = \alpha + \beta_1 \ln(x) + \gamma_a n_a + \gamma_n n_n + \varepsilon$$

donde w es la proporción del gasto en alimentos respecto al gasto total, x es el gasto total, n_n es el número de niños (menores que 18 años), n_a es el número de adultos (mayores que 17 años), α , β_1 , γ_a , γ_n son parámetros a estimar y ε es el término de error.

Para el método de Rothbarth, la muestra utilizada solo consideró los hogares compuestos por parejas, con y sin hijos. En este caso, el modelo a estimar se define como:

$$w_i = \alpha_i + \beta_{i1} \ln(x/P) + \beta_{i2} \ln(x/P)^2 + \gamma_{ia} n_a + \gamma_{in} n_n + \varepsilon$$

donde w es el gasto real en el bien de adulto i^9 , x es el gasto total, n_n es el número de niños (menores de 18 años), n_a es el número de adultos (mayores de 17 años), P es un índice de precios agregado (que mide los cambios en los precios entre 1984 y 1988), α , β_{i1} , β_{i2} , γ_{ia} , γ_{in} son parámetros a estimar y ε es el término de error.

El cuadro 18 muestra la sensibilidad de las escalas a la exclusión (F1) o inclusión (F2) de los alimentos consumidos fuera del hogar como parte de la variable dependiente. En particular, la inclusión de los alimentos consumidos fuera del hogar tiende a producir menores escalas de equivalencia. Por otra parte, se observa que las escalas de equivalencia con mayores en 1988 que en 1984, con un aumento particularmente significativo para los hogares con un adulto.

CUADRO 18
ESCALAS DE EQUIVALENCIA DE ENGEL PARA AUSTRALIA

na	nn	(F1)		(F2)	
		1984	1988	1984	1988
1	0	0.65	0.66	0.63	0.65
1	1	0.78	0.80	0.75	0.78
1	2	0.95	0.97	0.89	0.93
1	3	1.14	1.18	1.05	1.11
2	0	1.00	1.00	1.00	1.00
2	1	1.20	1.21	1.18	1.19
2	2	1.45	1.47	1.41	1.43
2	3	1.75	1.78	1.68	1.71

Fuente: Lancaster y Ray (1998).

Asimismo, el artículo muestra la apreciable sensibilidad del método de Rothbarth a la definición de los bienes de adulto. Se utiliza las siguientes definiciones de los bienes de adulto: alimentos fuera del hogar, ropa de adultos, educación superior, consumo de alcohol (dentro y fuera del hogar), entretenimiento para adultos y tabaco. De acuerdo con los resultados, el uso de la educación superior como bien de adulto genera las mayores escalas de equivalencia, mientras que las menores escalas se obtienen cuando se emplea la comida fuera del hogar. Asimismo, para algunas definiciones de bienes de adulto, las escalas resultantes se sitúan por encima de los valores generados mediante el método de Engel (véase el cuadro 19).

⁹ $i = 1$ (alimentos consumidos fuera del hogar), 2 (ropa y calzado para adultos), 3 (educación para adultos), 4 (bebidas alcohólicas consumidas dentro del hogar), 5 (bebidas alcohólicas consumidas fuera del hogar), 6 (entretenimiento para adultos), 7 (tabaco).

CUADRO 19
ESCALAS DE EQUIVALENCIA DE ROTHBARTH PARA AUSTRALIA, SEGÚN DISTINTAS DEFINICIONES DE LOS BIENES DE ADULTO

Na	nn	Comida fuera del hogar	Ropa de adultos	Educación superior	Consumo de alcohol dentro del hogar	Consumo de alcohol fuera del hogar
		1984 y 1988	1984 y 1988	1984 y 1988	1984 y 1988	1984 y 1988
2	0	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2	1	1,05	1,13	1,30	1,12	1,25
2	2	1,09	1,26	1,66	1,25	1,54
2	3	1,14	1,40	2,07	1,39	1,89

Fuente: Lancaster y Ray (1998).

F. Phipps y Garner (1994)

En este caso se estiman escalas de equivalencia para Canadá y Estados Unidos. Se definen tres distintas canastas de necesidad: (1) gasto en alimentos para consumo del hogar (conforme con la metodología original), (2) gasto en alimentos para consumo del hogar, vestimenta, y vivienda (conforme con la definición usada en Canadá), (3) gasto en alimentos para consumo del hogar, vestimenta, vivienda, y salud. El gasto total en alimentos es definido como el gasto en alimentos excluyendo bebidas alcohólicas y consumo fuera del hogar. La muestra considera solamente aquellos hogares con un tamaño de dos o más personas y que no experimentaron cambio en su composición durante el período de estudio. La curva de Engel en este caso se define como:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(x) + \eta_i \ln(n) + \gamma_{ri}(\text{reg}) + \gamma_{ci}(\text{ciu}) + \varepsilon_i \quad (\text{para todo } i = 1, \dots, 3)$$

donde w_1 es el logaritmo del gasto en alimentos, w_2 es el logaritmo del gasto en alimentos, ropa y calzado y vivienda, w_3 es el logaritmo del gasto en alimentos, ropa y calzado, salud y vivienda (excluye bebidas alcohólicas), x es el gasto total, n es el número total de individuos, (reg) y (ciu) son las regiones y las ciudades a las que pertenece el hogar, $\alpha_i, \beta_i, \eta_i, \gamma_{ri}, \gamma_{ci}$ son parámetros a estimar y ε es el término de error.

Entre los resultados que se resumen en el cuadro 20, es posible observar que el uso del gasto en alimentos como variable dependiente genera las menores economías de escala, en ambos países. Las economías de escala crecen (es decir, las escalas de equivalencia son menores) cuando se considera adicionalmente la proporción de gasto en vestimenta y vivienda como indicador de bienestar. El incluir el gasto en salud no afecta significativamente las escalas de equivalencia en Canadá, y tiene un efecto pequeño en el caso de Estados Unidos.

CUADRO 20
ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA CANADÁ Y ESTADOS UNIDOS

Número de Personas	Canadá (1986/1988)			Estados Unidos (1986/1988)		
	w_1	w_2	w_3	w_1	w_2	w_3
1	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2	2,05	1,38	1,39	1,95	1,25	1,35
3	2,79	1,76	1,76	2,58	1,64	1,62
4	3,55	2,13	2,12	3,28	1,99	1,91
5	4,23	2,41	2,41	3,93	2,29	2,17
6	4,93	2,61	2,61	4,80	2,38	2,24
7 o más	6,24	3,16	3,12	4,45	2,37	2,20

Fuente: Phipps y Garner (1994).

G. Balisacan (1992)

Este trabajo estima las escalas de equivalencia para Filipinas usando datos de 1985. La muestra utilizada excluye hogares compuestos por un adulto, parejas con niños mayores de 15 años, parejas jubiladas, y parejas viviendo con sus padres o suegros. La forma funcional de la curva de Engel es la siguiente:

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \gamma_{nc}(n_{nc}) + \gamma_{ng}(n_{ng}) + \sum_i \delta_i D_i + \varepsilon$$

donde w es la proporción del gasto en alimentos respecto del gasto total (para el método de Engel) y el gasto total en bienes de adulto¹⁰ (para el método de Rothbarth); x es el gasto total, n_{nc} es el número de niños entre 0 y 7 años, n_{ng} es el número de niños entre 7 y 15 años, D_i es una variable dicotómica que representa al atributo i del hogar, en referencia a la región y área de residencia del hogar, el nivel educacional y ocupación del jefe de hogar y el tipo de hogar (con jefe de hogar hombre y mujer que trabaja o mujer jefe de hogar), α , β , γ_{nc} , γ_{ng} , δ_i son parámetros a estimar y ε es el término de error.

Los resultados obtenidos mediante el método de Engel indican que el costo de un niño en el área rural es 20% del de un adulto y en el área urbana es 18%. A su vez, con el método de Rothbarth el costo de un niño en el área rural es 8% del de un adulto y en el área urbana es 5%. Los resultados obtenidos mediante el método de Rothbarth son notablemente bajos, lo cual se atribuye a la posibilidad que algunos bienes clasificados como bienes de adulto sean inelásticos a cambios en el ingreso o el gasto total (véase el cuadro 21).

CUADRO 21
ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA FILIPINAS

Edad	Área Geográfica	Filipinas	
		Engel	Rothbarth
0 - 15	Urbana	0,18	0,05
	Rural	0,20	0,08

Fuente: Balisacan (1992).

H. Tsakloglou (1991)

Se estima escalas de equivalencia usando los métodos de Engel y Rothbarth con datos de Grecia. La muestra esta compuesta por hogares con parejas menores a 55 años, con y sin hijos, y se excluyen aquellos hogares que sólo reportaron gastos en vivienda y gastos excesivos en comparación con la mayoría de los hogares. El gasto total en no-alimentos excluye los gastos en transporte (automóviles y motocicletas), y reparación y ampliaciones del hogar. La curva de Engel en este caso se define de cuatro formas distintas:

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \gamma_c(n_{nc}) + \gamma_g(n_{ng}) + \varepsilon$$

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \varphi(\ln x)^2 + \gamma_c(n_{nc}) + \gamma_g(n_{ng}) + \varepsilon$$

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \gamma_c(n_{nc}) + \gamma_g(n_{ng}) + \delta(c) + \varepsilon$$

$$w = \alpha + \beta \ln(x) + \gamma_c(n_{nc}) + \varepsilon$$

donde w es la proporción de gasto en alimentos respecto al gasto total (en el caso del método de Engel) y el gasto total en bienes de adulto¹¹ (en el caso del método de Rothbarth), x es el gasto total, n_{nc}

¹⁰ El gasto en bienes adultos incluye los gastos en café, te, alimentos consumidos fuera del hogar, bebidas alcohólicas y tabaco, artículos personales para adultos, y entretenimiento para adultos.

¹¹ El gasto en bienes incluye gasto en bienes adultos se definen como bebidas alcohólicas, cigarrillos y tabaco, ropa y calzado para adulto, consumo fuera del hogar, entretenimiento para adultos.

es el número de niños entre 0 y 5 años, n_{ng} es el número de niños entre 6 y 13 años, (c) otras características demográficas¹², α , β , γ_c , γ_g , φ , δ son parámetros a estimar y ε es el término de error.

Entre los resultados obtenidos, cabe mencionar que las escalas del método de Rothbarth son inferiores a las obtenidas por el método de Engel. En ambos casos (con el método de Engel y con el de Rothbarth) se observa que el costo de un niño aumenta con la edad. En efecto, el costo de un niño entre 0 y 5 años es 0.29 (con el método de Engel) y 0.09 (con el método de Rothbarth), mientras que el costo de un niño entre 6 y 13 años es 0.35 (con el método de Engel) y 0.13 (con el método de Rothbarth). El artículo hace una distinción entre hogares según su nivel de gasto total, en la aplicación del método de Rothbarth. Se observa que mientras más bajo es el nivel de gasto total, mayor es el costo marginal de los niños en relación con el de los adultos (véase el cuadro 22).

CUADRO 22
ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA GRECIA

Edad	(gasto total - bajo)		(gasto total - medio)		(gasto total - alto)	
	Engel	Rothbarth	Engel	Rothbarth	Engel	Rothbarth
0 - 5	...	0,10	0,30	0,09	...	0,08
6 - 13	...	0,14	0,35	0,13	...	0,12
0 - 13	...	0,13	0,33	0,12	...	0,11

Fuente: Tsakloglou (1991).

I. Deaton y Muellbauer (1986)

Se mide el costo de un niño adicional en el hogar usando datos para Sri Lanka e Indonesia. No se hace explícita la definición de las variables dependientes, pero sí se especifica que la muestra está compuesta por hogares con dos o más personas con y sin hijos. La curva de Engel en este caso se define como:

$$w = \alpha + \beta_1 \ln(x) + \beta_2 (\ln x)^2 + \gamma_n n_n + \gamma_a n_a + \varepsilon \quad \text{En el caso de Sri Lanka}$$

$$w = \alpha + \beta_1 \ln(x) + \beta_2 (\ln x)^2 + \gamma_c n_{nc} + \gamma_g n_{ng} + \gamma_a n_a + \varepsilon \quad \text{En el caso de Indonesia}$$

donde w es la proporción de gasto en alimentos respecto al gasto total (en el caso del método de Engel) y el gasto en bienes de adulto (en el caso del método de Rothbarth), x es el gasto total, n_n es el número de niños, n_a es el número de adultos, n_{nc} es el número de niños menores a 5 años, n_{ng} es el número de niños mayores a 5 años, α , β_1 , β_2 , γ_n , γ_c , γ_g , γ_a son parámetros a estimar y ε es el término de error.

Al igual que en los estudios revisados más arriba, el método de Engel genera mayores escalas de equivalencia que el método de Rothbarth. Se observa que los niños pequeños (de 5 años o menos) tienen un costo inferior al de los niños de mayor edad. En el caso del método de Engel, el costo de un niño menor de 5 años es inferior al 50% del costo de un adulto, mientras que el costo de un niño mayor supera dicho umbral. En el caso del método de Rothbarth, las diferencias en el costo de los niños según su edad son poco significativas (véase el cuadro 23).

¹² Las características demográficas son 21 en total e incluyen lugar de residencia, región, trimestre, número de miembros del hogar que están económicamente activos, tipo de profesión y nivel de educación del jefe del hogar.

CUADRO 23
ESCALAS DE EQUIVALENCIA PARA SRI LANKA E INDONESIA

Familias	Edad de Niños	Sri Lanka		Indonesia	
		Engel	Rothbarth	Engel	Rothbarth
1 niño	<5	1,41	1,12	1,45	1,10
	>5	1,77	1,21	1,58	1,12
2 niños	<5	1,86	1,16
	>5	2,22	1,22

Fuente: Deaton y Muellbauer (1986).

J. Comentarios

La revisión de esta selección de artículos sobre la estimación de escalas de equivalencia mediante los métodos de Engel y Rothbarth permite extraer ciertas conclusiones generales:

- Las escalas de equivalencia son muy sensibles a las especificaciones de la estimación. Algunos artículos muestran explícitamente la variabilidad de los resultados ante distintas definiciones de la variable dependiente, de la ecuación a estimar o del año de la encuesta. En otros artículos, la inestabilidad de los resultados se puede inferir a partir de la fuerte restricción que se impone a las muestras utilizadas, que en varios casos consideran únicamente hogares con dos adultos.
- Las escalas estimadas mediante el método de Engel son mayores que las que genera el método de Rothbarth (excepto para algunas definiciones de bienes de adulto empleadas por Lancaster y Ray, 1998). Si bien el método de Rothbarth suele ser preferido por sus propiedades teóricas, este enfrenta mayores limitaciones empíricas que el método de Engel, particularmente en lo que concierne a la definición de los bienes de adulto.
- Los resultados sobre escalas de equivalencia tienen una amplia dispersión. El costo marginal de un niño estimado mediante el método de Engel puede representar entre 20% y 60% del costo de un adulto. En algunas aplicaciones del método de Rothbarth, el costo marginal ante la adición de un niño al hogar puede llegar a representar apenas el 5% del de un adulto.
- No se observa una relación clara entre el incremento en la edad de un niño y el costo del mismo. Hay casos en los que el costo disminuye con la edad (White y Massett, 2002; Sudáfrica en Lancaster, Ray y Valenzuela, 1999), en que el costo aumenta con la edad (Tsakloglou, 1991; Deaton y Muellbauer, 1986) y otros en que el costo aumenta y luego disminuye, o viceversa (Teruel et al, 2005 y Lancaster et al, 1999).

III. Conclusiones

Este artículo utiliza los métodos de Engel y Rothbarth para estimar escalas de equivalencia con base en las encuestas de gastos realizadas entre 1994 y 2008 en 16 países de América Latina. Junto con presentar los resultados principales, muestra que las escalas estimadas son altamente sensibles al uso de distintas formas de estimación.

Cada una de las formas particulares de estimación está sujeta a sus propios sesgos y limitaciones y no es posible determinar a alguna de ellas como superior que las demás. Esta indefinición limita la posibilidad de establecer un vector único de escalas de equivalencia para cada país obtenido empíricamente. En consecuencia, no parece recomendable utilizar alguno de estos vectores en particular como vía para incorporar las escalas de equivalencia en la medición del bienestar.

En su defecto, se recomienda utilizar una escala de equivalencia paramétrica. Es decir, adoptar una función explícita que determina el comportamiento de la escala de equivalencia, en la que usualmente se fija parámetros asociados a las economías de escala y a las equivalencias de consumo según sexo y edad de las personas. Este enfoque tiene la ventaja de generar automáticamente escalas de equivalencia “bien comportadas”, en las que los costos marginales son positivos y decrecientes para cualquier tamaño y composición del hogar.

En parte, esta propuesta no hace más que reafirmar las prácticas ya existentes respecto al uso de escalas de equivalencia, que se han inclinado por el uso de formas paramétricas predeterminadas en desmedro de estimaciones econométricas específicas a un conjunto de datos.

No obstante, a diferencia de algunas de las alternativas más conocidas, como la escala OCDE o la propuesta por la Academia Nacional de Ciencias (Citro y Michael, 1995), no se recomienda asumir una equivalencia de consumo particular según la edad de las personas. Ello se debe, por una parte, a que la evidencia empírica respecto a la relación de costo entre niños y adultos es poco robusta, tanto en las estimaciones realizadas en este trabajo como en la revisión de la literatura. El “costo de un niño”, estimado mediante los métodos de Engel o de Rothbarth, varía considerablemente y puede representar tanto una fracción mínima del gasto requerido por un adulto como también llegar a excederlo. Por otra parte, no se dispone de una base conceptual robusta para asumir que los niños requieren necesariamente de un gasto menor que los adultos para alcanzar un mismo nivel de bienestar, más allá del efecto propio de las economías de escala. Si bien en el caso de la alimentación los menores requerimientos calóricos de los niños respecto a los adultos podrían justificar un menor costo de satisfacción de sus necesidades, ello no es directamente extrapolable a otros gastos, particularmente cuando se considera la necesidad de incurrir en gastos específicos a los niños, como la educación.

En cambio, la evidencia disponible es clara respecto a la existencia de economías de escala en el gasto de los hogares, que se verifican prácticamente con todos los modelos estimados y también en la revisión de la literatura.

En consecuencia, se ajustó los resultados obtenidos mediante el método de Engel a una escala “tipo LIS” (por su asociación con el *Luxembourg Income Study*). Esta asume la forma funcional n^θ , donde n es el tamaño del hogar y θ el parámetro de economías de escala ($0 \leq \theta \leq 1$). Los promedios obtenidos para los modelos con mejor adecuación a los datos indican que una escala de equivalencia representativa para los países de la región podría asumir un parámetro de economías de escala entre 0.7 y 0.8 (véase los cuadros 7 y 9).

Se considera que la aplicación de una escala de este tipo, con un parámetro con valores en el rango indicado, puede constituir un primer paso adecuado para introducir la noción de economías de escala en las mediciones asociadas al bienestar, como la estimación de tasas de pobreza o índices de desigualdad distributiva.

Bibliografía

- Balisacan, Arsenio (1992). "Equivalence Scale and Poverty Assessment in a poor Country". *Journal of Philippine Development*, Vol. 19, No. 1, pp. 81 – 96.
- Bellu, Lorenzo (2005). "Equivalence Scales: Objective Methods". Food and Agriculture Organization of the United Nations, EASYPol.
- Citro, C. F. and R. F. Michael (eds.) (1995). *Measuring Poverty: A New Approach*, Washington, D.C., National Academy Press.
- CEPAL, División de Estadística y Proyecciones Económicas (2007), "Depuración de las encuestas de presupuestos familiares para la construcción de líneas de pobreza", inédito.
- Deaton, Angus (1997). *The Analysis of Household Surveys*. Johns Hopkins University Press, Baltimore, MD.
- Deaton, Angus y Christina Paxson (1998). "Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food". *Journal of Political Economy*, vol.106, n.5, pp.897-930.
- Deaton, Angus y John Muellbauer (1986). "On Measuring Child Costs: With Applications to Poor Countries". *Journal of Political Economy*, vol.94, No.4, August, pp.720-744.
- Deaton, Angus; Javier Ruiz-Castillo y Duncan Thomas (1989). "The Influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns: Theory and Spanish Evidence". *Journal of Political Economy*, vol.97, n.1, pp.179-203.
- Engel, Ernst (1895): "Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien Früher und Jetzt," *International Statistical Institute Bulletin*, 1-74.
- Gronau, Reuben (1991). "The intra-family allocation of goods – How to separate the adult from the child ", *Journal of Labor Economics*, vol. 9, n.3, pp.207-235.
- Hausman, J.A.; W.K. Newey y J.L. Powell (1995). "Nonlinear Errors in Variables - Estimation of Some Engel Curves". *Journal of Econometrics*, vol.65, pp.205-233.

- Kakwani, Nanak y Zurab Sajaia (2004), "New poverty thresholds for Russia", mimeo.
- Lancaster, Geoffrey y Rajan Ray (1998). "Comparison of alternative models of household equivalence scales: the Australian evidence on unit record data". *Economic Record*, vol.74, n.224 pp.1-14.
- Lancaster, Geoffrey; Rajan Ray y Maria Rebecca Valenzuela (1999). "A Cross-Country Study of Household Poverty and Inequality on Unit Record Household Budget Data". *Economic Development and Cultural Change*, vol.48, n.1 pp.177-208.
- Lanjouw, Peter y Martin Ravallion (1995). "Poverty and Household Size". *The Economic Journal*, vol.105, pp.1415-1434.
- Mancero, Xavier (2001). "Escalas de equivalencia: reseña de conceptos y métodos", Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos N.8, CEPAL.
- Nicholson, J.L. (1976). "Appraisal of Different Methods of Estimating Equivalence Scales and Their Results", *Review of Income and Wealth*, vol.22, n.1, pp.1-11.
- Phipps, Shelley y Thesia Garner (1994). "Are Equivalence Scales the Same for the United States and Canada?", *Review of Income and Wealth*, vol.40, n.1, pp.1-17.
- Pizzolitto, Georgina (2007). "Curvas de Engel de Alimentos, Preferencias Heterogéneas y Características Demográficas de los Hogares: Estimaciones para Argentina". Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales. Documento de Trabajo No. 45.
- Rothbarth, Erwin (1943). "Note on a Method of Determining Equivalent Income for Families of Different Composition", in Madge, C. (eds) *War-time Pattern of Saving and Spending*. Cambridge University Press: Cambridge.
- Teruel, Graciela; Luis Rubalcava y Alicia Santana (2005). *Escalas de Equivalencia para México*, Serie Documentos de Investigación N.23, Secretaría de Desarrollo Social (SEDESOL), México, D.F.
- Tsakloglou, Panos (1991). "Estimation and Comparison of Two Simple Models of Equivalence Scales for the Cost of Children", *The Economic Journal*, vol.101, pp.343-357.
- Van de Ven, Justin (2003). "Demand Based Equivalence Scale Estimates for Australia and the UK", Mimeo, <http://www.niesr.ac.uk/pubs/dps/dp228.pdf>.
- White, Howard y Edoardo Massett (2002). "Child Poverty in Vietnam: Using Adult Equivalence Scales to Estimate Income-Poverty for Different Age Groups", Working Paper N.6, Young Lives Research Project.



NACIONES UNIDAS

Serie

C E P A L

estudios estadísticos y prospectivos

Números publicados

Un listado completo así como los archivos pdf están disponibles en

www.cepal.org/publicaciones

73. Escalas de equivalencia en los países de América Latina, Haydee Alonzo, Xavier Mancero, LC/L.3325-P, N° de venta S.11.II.G.44, (US\$ 10.00), abril de 2011.
72. Elementos para el desarrollo de una estrategia informática en las oficinas responsables de compilar las cuentas nacionales, Mariam Cover, LC/L.3237-P, N° de venta S.10.II.G.40, (US\$ 10.00), agosto de 2010.
71. Comparación del Sistema de Cuentas Nacionales 1993 y el Sistema de Cuentas de Salud, Federico Dorín, Amparo Gordillo-Tobar, LC/L.3303-P, N° de venta S.11.II.G.25, (US\$ 10.00), marzo, 2011.
70. Vacíos y discrepancias estadísticas en los indicadores ODM: hacia una estrategia regional de conciliación estadística para América Latina y el Caribe, Rayén Quiroga, Pauline Stockins, Irene Azócar, LC/L.3176-P, N° de venta S.09.II.G.150, (US\$ 10.00), abril, 2010.
69. Quantitative assessment of a free trade agreement between MERCOSUR and the European Union, Ivan Boyer, Andrés Schuschny, LC/L.3158-P, N° de venta E.09.II.G.131, (US\$ 10.00), April, 2010.
68. Estimación de servicios de capital y productividad para América Latina, Claudio Aravena, José Jofré, Francisco Villarreal LC/L.3157-P, N° de venta S.09.II.G.130. (US\$ 10.00), marzo, 2010.
67. Estado de situación de las estadísticas ambientales en América Latina y el Caribe al 2008: avances, desafíos y perspectivas, Kristina Taboulchanas y Franco Fernández LC/L.3003-P, N° de venta S.09.II.G.11, (US\$ 10.00), febrero, 2009.
66. Política comercial de Chile y los TLC con Asia: evaluación de los efectos de los TLC con Japón y China, Andrés R. Schuschny, José E. Durán, Carlos J. de Miguel (LC/L.2951-P), N° de venta S.08.II.G.X, (US\$ 10.00), julio, 2008.
65. Ejercicios de política económica y sistemas de cuentas de los sectores institucionales, Martín Puchet Anyul (LC/L.2920-P), N° de venta S.08.II.G.55, (US\$ 10.00), julio, 2008.
64. Encuestas de opinión empresarial del sector industrial en América Latina, Mauricio Gallardo y Michael Pedersen (LC/L.2917-P), N° de venta S.08.II.G.51, (US\$ 10.00), julio, 2008.
63. Descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para América Latina 1999-2005, Fernando Medina y Marco Galván (LC/L.2911-P), N° de venta S.08.II.G.45, (US\$ 10.00), junio, 2008.
62. Propuesta de ampliación del segundo objetivo de desarrollo del Milenio: un estado de avance, Pablo Villatoro (LC/L.2856-P), N° de venta S.07.II.G.179, (US\$ 10.00), diciembre, 2007.

- El lector interesado en adquirir números anteriores de esta serie puede solicitarlos dirigiendo su correspondencia a la Unidad de Distribución, CEPAL, Casilla 179-D, Santiago, Chile, Fax (562) 210 2069, correo electrónico: publications@cepal.org.

Nombre:

Actividad:

Dirección:

Código postal, ciudad, país:

Tel.: Fax: E.mail: