
estudios estadísticos y prospectivos

Escalas de equivalencia: reseña de conceptos y métodos

Xavier Mancero



NACIONES UNIDAS



División de Estadística y Proyecciones Económicas

Santiago de Chile, marzo de 2001

Este documento fue preparado por Xavier Mancero, funcionario de la División de Estadística y Proyecciones Económicas, bajo la supervisión de Juan Carlos Feres, Jefe de la Sección de Estadísticas Sociales de esa División. En su elaboración se contó además, con valiosos comentarios y aportaciones de Fernando Medina, Asesor Regional en Estadísticas Sociales.

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

Publicación de las Naciones Unidas

LC/L.1492-P

ISBN: 92-1-321792-7

Copyright © Naciones Unidas, marzo de 2001. Todos los derechos reservados

N° de venta: S.01.II.G.32

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N. Y. 10017, Estados Unidos. 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
2. Estimación de escalas de equivalencia a partir del gasto observado	9
2.1 Marco teórico.....	9
2.2 Método de Engel e “Iso-Prop”	10
2.3 Método de Rothbart	13
2.4 Método de Prais y Houthakker (PH)	14
2.5 Método de Barten y modificaciones de Gorman	15
3. Escalas “paramétricas”	17
4. Escalas “expertas” y “subjetivas”	21
4.1 Escalas “expertas”	21
4.2 Escalas “subjetivas”	22
5. Escalas de equivalencia estimadas y consecuencias de su uso	25
5.1 Escalas de equivalencia estimadas utilizando diferentes métodos.....	25
5.2 Efectos del uso de escalas de equivalencia sobre la distribución del ingreso y pobreza.....	27
6. Conclusiones	29
Bibliografía	31
Anexo	35
1. Ejemplo para la estimación de escalas de equivalencia	39
2. Comparación entre algunas escalas de equivalencia utilizadas.....	42
3. Bibliografía complementaria sobre “escalas de equivalencia”	46

Serie Estudios estadísticos y prospectivos: números publicados 50

Índice de cuadros

Cuadro 1: Escalas de equivalencia según tamaño del hogar 26
Cuadro 2: Estimaciones del “costo de los niños” 26

Índice de recuadros

Recuadro 1: Efecto “concentración” sobre la distribución del ingreso 27

Índice de gráficos

Gráfico 1: Método de Engel 11
Gráfico 2: Método de Rothbart 13

Resumen

En el análisis del bienestar generalmente se utiliza un “indicador” que representa el nivel de vida de individuos u hogares, usualmente el ingreso o el consumo. Por sí solo, dicho indicador muestra la capacidad de gasto de los hogares, pero no considera las características y necesidades de los mismos, por lo que constituye una herramienta incompleta en la medición del bienestar. Para suplir esta deficiencia se suele utilizar “escalas de equivalencia”, índices que muestran el costo de vida relativo entre hogares de diferente tamaño y composición. Ellas permiten ajustar el ingreso (o el consumo) de manera que tome en cuenta el tamaño del hogar, la presencia de economías de escala en el consumo y las necesidades relativas de los miembros del hogar.

La presente nota aborda un análisis de las alternativas metodológicas para la construcción de “escalas de equivalencia” y revisa sus principales características. Las escalas se agrupan en cuatro categorías: las basadas en el comportamiento observado, las estructuradas a partir de alguna forma paramétrica, las que provienen de apreciaciones de “expertos”, y las que se basan en la percepción subjetiva de los individuos. Se incluye un resumen con los resultados de algunas estimaciones y se evalúa las consecuencias del uso de escalas en la medición del bienestar. Finalmente, en un anexo se ilustra el proceso de estimación, se realiza una comparación entre algunas de las escalas más utilizadas y se proporciona una amplia bibliografía complementaria sobre el tema.

1. Introducción

La medición económica del “bienestar” suele realizarse sobre la base de considerar el ingreso (o el consumo) del hogar como indicador del nivel de vida. Una posibilidad es utilizar el *ingreso total*, pero este no toma en cuenta el tamaño ni la composición del hogar. En tal caso, dos hogares con el mismo ingreso tendrían igual nivel de bienestar, aunque uno estuviera conformado por dos personas y el otro por seis.

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

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

El concepto de escalas de equivalencia agrupa dos elementos simultáneamente. El primero de ellos, la “**equivalencia por unidad de consumidor**”, considera las diferentes necesidades entre miembros del hogar expresadas en términos de un miembro referencial. El segundo elemento son las “**economías de escala**”, en las que la adición de un nuevo miembro a la familia implica gastos cada vez menores para mantener constante el nivel de utilidad del hogar.

Es posible elegir cualquier tamaño y composición familiar como hogar de referencia, aunque una práctica común es utilizar un *hombre adulto*. En este caso, la escala de equivalencia para un hogar de dos adultos y dos niños que alcance el nivel de bienestar de un adulto gastando 2.5 veces más que este, tendrá un valor de 2.5 “*adulto equivalentes*”.

Una forma de clasificar las escalas de equivalencia encontradas en la literatura es la siguiente:

- a) Escalas de “comportamiento”: se estiman a partir del gasto observado de los hogares.
- b) Escalas “paramétricas”: se calculan a partir de una forma funcional, con parámetros explícitos que reflejan el grado de economías de escala y la “equivalencia por unidad de consumidor” de los miembros del hogar.
- c) Escalas “expertas”: se construyen en base al criterio de investigadores (o “expertos”).
- d) Escalas “subjetivas”: se estiman a partir de la percepción subjetiva de las personas sobre sus necesidades y los gastos necesarios según composición demográfica.

De acuerdo a la fuente de información utilizada en la construcción de escalas, las de “comportamiento” y las “subjetivas” son similares, ya que ambas se estiman empíricamente a partir de encuestas de hogares. Las escalas “paramétricas” y las “expertas” pueden corresponder a una misma fuente de información -el criterio de expertos-, aunque las primeras también se pueden construir a partir de otras fuentes.

La mayor parte de la literatura sobre escalas de equivalencia se ha enfocado exclusivamente a las escalas de “comportamiento”, ya que son las más relacionadas con la teoría económica y muy utilizadas en la práctica. Las escalas “paramétricas”, en tanto, pese a carecer de un sustento teórico apropiado, cuentan con un apoyo creciente en la literatura empírica debido a su simplicidad y claridad. A su vez, las escalas “expertas” y las “subjetivas” son menos populares que las anteriores, ya sea porque su base teórica no es totalmente aceptada, o porque sus resultados suelen ser dudosos.

Este documento está organizado de la siguiente forma: en la sección 2 se resumen los principales métodos de estimación a partir del comportamiento observado; en la sección 3 se explica en qué consisten las escalas paramétricas y se discute brevemente el tema de las economías de escala; la sección 4 trata sobre escalas expertas y subjetivas; la sección 5 muestra los resultados empíricos obtenidos para las diferentes escalas, y esboza los posibles efectos sobre la medición de la pobreza y la distribución del ingreso; por último, la sección 6 presenta las conclusiones de este trabajo. Finalmente, después de una breve reseña acerca de la bibliografía consultada, se incluye un anexo con una aplicación práctica del cálculo de escalas de equivalencia y otro con una lista bibliográfica más extensa.

2. Estimación de escalas de equivalencia a partir del gasto observado

2.1 Marco teórico

La explicación que sigue está basada en Tsakloglou (1991), quien inicia su planteamiento definiendo una función de utilidad para los padres de familia que depende de la cantidad de bienes consumidos en el hogar (\mathbf{q}) y de las características demográficas (\mathbf{z})¹:

$$u = u(\mathbf{q}, \mathbf{z}) \quad (1)$$

Se utiliza la utilidad de los padres porque ellos están presentes antes y después de la llegada de los niños, y por lo tanto es la única que se puede comparar en ambos escenarios. A partir de esta función de utilidad puede obtenerse una “función de costos”, que indica cuál es el gasto mínimo necesario en bienes (x) que debe realizar un hogar de composición \mathbf{z} para alcanzar el nivel de utilidad u cuando los precios son \mathbf{p} :

$$c(u, \mathbf{p}, \mathbf{z}) = x \quad (2)$$

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

¹ Los símbolos en negrita, como \mathbf{q} , \mathbf{p} y \mathbf{z} , corresponden a vectores.

$$\mu^h = \frac{c(u^0, \mathbf{p}^0, \mathbf{z}^h)}{c(u^0, \mathbf{p}^0, \mathbf{z}^0)} \quad (3)$$

Tal como está planteada, la escala de equivalencia no puede estimarse, ya que el nivel de utilidad u no es observable. Sin embargo, a partir de las propiedades de la función de costos y de la función de utilidad indirecta [$v(x, \mathbf{p}, \mathbf{z})$], es posible obtener funciones de demanda, que dependen de variables observables, y por lo tanto pueden ser estimadas empíricamente. El gasto realizado en el bien i puede obtenerse a través de la siguiente expresión:

$$p_i * q_i(x, \mathbf{p}, \mathbf{z}) = \frac{\partial c(v(x, \mathbf{p}, \mathbf{z}), \mathbf{p}, \mathbf{z})}{\partial \ln p_i} \quad (4)$$

En general, los métodos para construir escalas de equivalencia que se presentarán en esta sección pueden interpretarse como formas distintas de estimar las funciones de demanda planteadas en la ecuación (4). Los dos primeros, de Engel y Rothbart, necesitan de la estimación de una sola ecuación de demanda, mientras que los dos siguientes plantean un sistema de ecuaciones.

Pollak y Wales (1979) consideran que si bien el procedimiento anteriormente descrito es adecuado para la obtención de ecuaciones de demanda, es erróneo utilizarlo para realizar comparaciones de bienestar. Una función de demanda indica la combinación de bienes que maximiza la utilidad, para un tamaño del hogar previamente determinado. Es decir, la demanda observada es “condicional” a las características del hogar y, por lo tanto, no permite conocer las preferencias del hogar respecto al número de miembros del mismo. De modo que, en opinión de estos autores, la única forma válida de realizar comparaciones de bienestar sería a través de preferencias “no condicionales”; o sea, funciones de utilidad que se maximizan eligiendo tanto los bienes a consumir como el número de miembros del hogar. Sin embargo, dado que la demanda observada siempre es “condicional”, no es suficiente para realizar comparaciones de bienestar entre hogares y, por ende, genera escalas de equivalencia incompletas.

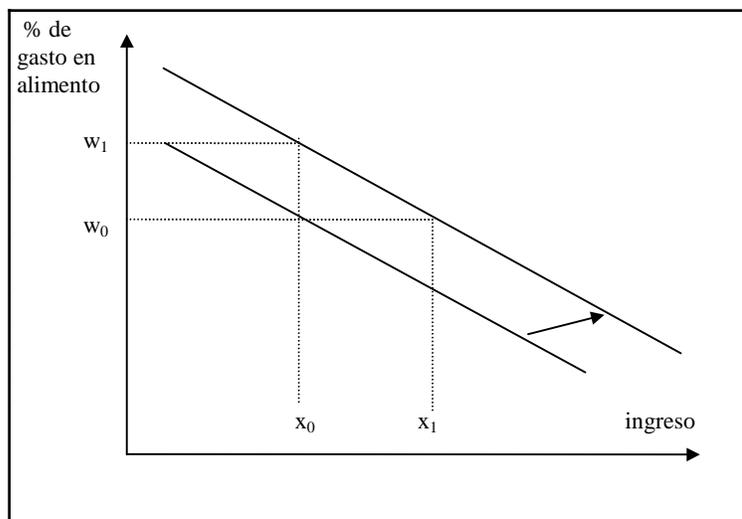
Al respecto, Blundell y Lewbel (1991) demuestran que la demanda observada efectivamente es insuficiente para determinar escalas de equivalencia en un punto del tiempo, pero que indica completamente la manera en la que ellas responden ante cambios en los precios. Adicionalmente, muestran que la identificación de escalas de equivalencia a partir de la demanda observada es factible si se imponen ciertas restricciones sobre la escala de equivalencia, como por ejemplo la “independencia de base” (es decir, que la escala sea la misma para cualquier nivel de utilidad de referencia). Si bien este supuesto es común en el trabajo empírico, generalmente se rechaza su validez. Otros cuestionamientos sobre los supuestos de bienestar implícitos en el uso de funciones de utilidad para calcular escalas de equivalencia pueden encontrarse en Fisher (1987) y Nelson (1993).

2.2 Método de Engel e “Iso-Prop”

El método más utilizado para construir escalas de equivalencia es el de Engel (1895), que supone que la *proporción de gasto en alimentos* es un indicador (inverso) del bienestar de la familia: mientras mayor sea el gasto proporcional en alimentos, menor es el nivel de bienestar. Este supuesto surge de la observación de dos regularidades empíricas, aunque no es una implicación directa de ellas: a) ante aumentos del ingreso, la proporción de gasto en alimentos respecto al gasto total decrece; y, b) para un mismo nivel de gasto total, los hogares más pequeños destinan una menor proporción de sus recursos al consumo de alimentos que los hogares más grandes.

Si dos hogares gastan la misma proporción de su presupuesto en alimentos (es decir, tienen un mismo nivel de bienestar), la relación del gasto total de ambos hogares nos dará un índice del costo de mantener al primer hogar relativo al costo de mantener al segundo, y este índice es la escala de equivalencia. Esto no sólo es aplicable al gasto en alimentos, sino a cualquier bien que presente las mismas regularidades empíricas (método “Iso-Prop”). Watts (1967) y Seneca y Taussig (1971) constituyen ejemplos del uso de otros bienes.

Gráfico 1
MÉTODO DE ENGEL



En el Gráfico 1, w_0 es la proporción original de gasto en alimento para un hogar, cuando su ingreso es x_0 . Al añadir un nuevo miembro al hogar, la curva de gasto se expande a la derecha, ya que para cualquier nivel de ingreso la proporción gastada en alimentos aumenta. Si el ingreso se mantiene constante en su nivel inicial (x_0), el nuevo gasto en alimentación será w_1 . Dado que $w_1 > w_0$, se asume que el nivel de bienestar de la familia ha decrecido. Entonces, para que la familia recobre su anterior nivel de bienestar (representado por w_0), es necesario que el ingreso se incremente hasta x_1 . La escala de equivalencia se construye como el cociente (x_1 / x_0).

a) Estimación

En primer lugar, se requiere estimar una “curva de Engel” (es decir, una curva de demanda para precios constantes) para la proporción gastada en alimentos. La forma funcional a elegir depende del ajuste de la regresión, aunque existen ciertas formas estándar que se encuentran en la literatura: “Working-Leser” (Tsakoglou, 1991; Deaton y Muellbauer, 1986; Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas, 1989; Lanjouw y Ravallion, 1995), “Log-Log” (Phipps y Garner, 1994) y otras formas no lineales (Seneca y Taussig, 1971).

Supongamos la forma Working-Leser estándar:

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

donde x = gasto total, n = número total de personas en el hogar, n_i = número de personas en la categoría i (ejemplos de categorías son: niños de 0 a 6 años, de 6 a 12 años, etc.), α , β y γ son parámetros, ε es un término de error, y $\ln(x/n)$ es el logaritmo natural del ingreso per cápita. Según

Deaton y Muellbauer (1986), en la práctica el ajuste de la regresión generalmente mejora cuando se incluye un término cuadrático en $\ln(x/n)$ y Lanjouw y Ravallion (1995) utilizan $\ln(x/n^\theta)$ en vez de $\ln(x/n)$ para separar el efecto de las economías de escala a través del parámetro θ .

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

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

Despejando las variables de gasto, obtenemos la escala de equivalencia²:

$$\mu = \frac{x^*}{x^0} = \frac{n^h}{n^0} \exp \sum_i \left[\left(\frac{\gamma_i}{\beta} \right) (n_i^0 - n_i^h) \right]$$

No debe olvidarse que la elección de una forma funcional puede tener consecuencias sobre los supuestos de la estimación. Por ejemplo, si el término del ingreso está expresado de manera logarítmica, la elasticidad ingreso del gasto en alimentos es constante; es decir, la proporción gastada en alimentos es la misma para cualquier nivel de ingreso³.

b) Validez del método

Nicholson (1974) muestra que las regularidades empíricas observadas por Engel no son sustento suficiente para utilizar el gasto en alimentos como indicador del bienestar. El argumento es el siguiente: Supongamos que 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, y 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 ingreso gastada en 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. Esto es consistente con los resultados empíricos encontrados por Tsakloglou (1991) -donde las escalas de equivalencia estimadas con la metodología de Engel son mayores que las estimadas con otros métodos- y con lo demostrado teóricamente por Deaton y Muellbauer (1986).

Adicionalmente, Nicholson señala que las escasas economías de escala en el consumo de alimentos no son representativas para otros bienes (por ejemplo, vivienda), lo cual podría sesgar el valor de la escala de equivalencia hacia arriba. Tsakloglou, en tanto, rechaza empíricamente la condición de independencia de la escala de equivalencia respecto a precios, lo que debilita el fundamento teórico de esta metodología.

Si bien su simplicidad es una gran ventaja, el método de Engel es rechazado como una alternativa válida para la estimación de escalas de equivalencia, tanto por las críticas anteriormente mencionadas, como por la implausibilidad de sus implicaciones, entre ellas, que la relación entre necesidades de niños y adultos es la misma para todos los bienes.

² El término $\exp(x)$ es equivalente a e^x , donde e es la base del logaritmo natural (\ln).

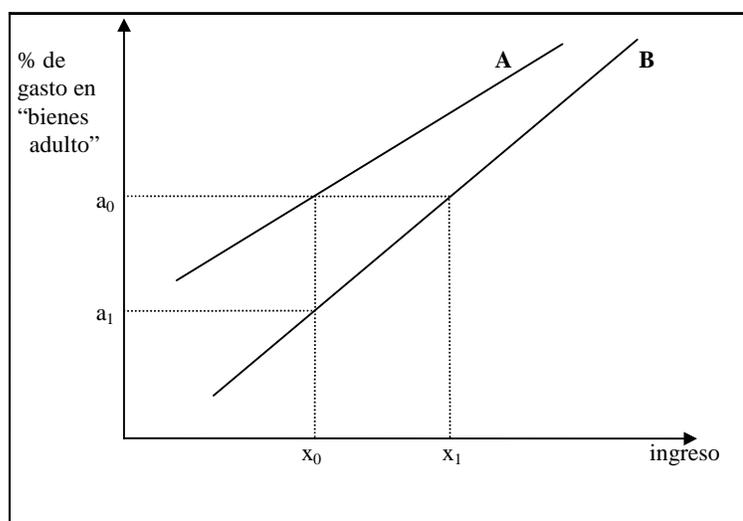
³ Véase, por ejemplo, Seneca y Taussig (1971), quienes evitan usar el ingreso de manera logarítmica, y calculan escalas para distintos niveles de ingreso.

2.3 Método de Rothbart

En vez de utilizar el gasto en alimentos como indicador del bienestar, Rothbart (1943) utilizó un grupo de bienes consumidos exclusivamente por los adultos, llamados “*bienes adulto*”. Este método obedece a la noción de que la incorporación de un niño a la familia implica nuevos gastos, cuyo financiamiento se logra reduciendo el gasto en bienes que los niños no consumen. Se asume así que una reducción en el consumo de “bienes adulto” (tales como cigarrillos, alcohol, y otros) refleja una caída en el bienestar de los padres. Por lo tanto, es posible calcular el “costo de un niño” como la compensación monetaria necesaria para que el hogar vuelva a gastar la misma proporción de su ingreso en “bienes adulto”, llevándola al nivel previo a la incorporación del nuevo miembro.

En el Gráfico 2 puede observarse dos curvas de Engel para “bienes adulto”: la superior-izquierda corresponde a una familia compuesta por dos adultos (**A**), la inferior-derecha corresponde a una familia compuesta por dos adultos y un niño (**B**). Si se desea que la familia **B** gaste la misma proporción de sus recursos en “bienes adulto” que la familia **A** (a_0), se requiere una compensación en ingreso igual a $(x_1 - x_0)$, que representa el “costo de un niño”. Al igual que para el método de Engel, la escala de equivalencia está dada por el cociente (x_1 / x_0) .

Gráfico 2
MÉTODO DE ROTHBART



La estimación del método de Rothbart sigue el mismo procedimiento que se utilizó en el método de Engel. Primeramente, se selecciona cuáles son los “bienes adulto” a utilizar. Luego, se elige una forma funcional, con la cual se estimará una curva de Engel para los “bienes adulto”. Al igualar la curva de Engel del hogar de referencia con la de cualquier otro hogar (es decir, igualando la proporción gastada en “bienes adulto”) obtenemos una expresión a partir de la cual puede obtenerse el cociente (x_1 / x_0) , que es la escala de equivalencia buscada. Una aplicación ilustrativa al respecto se encuentra en el anexo , y también en Deaton (1981).

c) Validez del método

La literatura que compara los métodos de Engel y Rothbart tiende a preferir al segundo sobre el primero (Tsakoglou, Deaton y Muellbauer). Los supuestos detrás del método de Engel son

difíciles de aceptar, mientras que los del método de Rothbart, a pesar de no tener un firme sustento empírico, son más plausibles.

Este modelo requiere de dos condiciones: que las preferencias de los padres no cambien en presencia de niños (“preferencias *estables*”), y que el consumo de los padres sólo se vea afectado por la presencia de los niños a través de un efecto ingreso (“*separabilidad demográfica*”). Estas condiciones aseguran que la llegada de un nuevo miembro al hogar reduzca el consumo de “bienes adulto” debido al menor presupuesto disponible para su consumo, pero no como consecuencia de cambios en el costo relativo de los bienes.

Debe señalarse que la condición de “separabilidad” se ve afectada por la existencia de “bienes familiares” (bienes públicos consumidos en el hogar, como vivienda, energía, etc.) y de las economías de escala que de ellos se derivan. Sin embargo, cuán afectados se ven los resultados de este método es algo que hay que determinar empíricamente (Nelson, 1992). Por eso, es posible encontrar varios estudios que evalúan la validez de los supuestos detrás del modelo de Rothbart (Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas, 1989; Lazear y Michael, 1988; Gronau, 1991; Nelson, 1992).

Se afirma que el método de Rothbart tiende a subestimar las escalas de equivalencia. Tal como lo explica Gronau, si los padres derivan utilidad del consumo realizado por sus hijos, la propensión marginal a gastar en “bienes adulto” se verá reducida ante la presencia de hijos adicionales. Si esto ocurre, el método de Rothbart subestima el costo de un niño, ya que se requeriría de mayores compensaciones para restablecer el nivel original de gasto.

Por su parte, Tsakloglou (1991) señala que algunos “bienes adulto”, como alcohol y cigarrillos, tienden a ser inelásticos respecto al ingreso o al gasto total, por lo que no permiten capturar bien el efecto ingreso. En consecuencia, las escalas de Rothbart presentan sesgo hacia abajo respecto a la “verdadera” escala.

Finalmente, dentro de las limitaciones prácticas, debe notarse que este método sirve únicamente para estimar escalas de equivalencia para niños, pero no para adultos adicionales a los de referencia. Esta es una limitación intrínseca del método, ya que para calcular el “costo de un miembro adicional” en la familia se requiere que este no consuma “bienes adulto”.

2.4 Método de Prais y Houthakker (PH)

Este método -originalmente propuesto por Sydenstricker y King (1921)- constituye una generalización del método de Engel, ya que estima un sistema de curvas de Engel para cada bien (o grupo de bienes) consumido en el hogar. Para entender en qué consiste la propuesta de Prais y Houthakker, veamos primeramente la forma de las ecuaciones de Engel implícitas en el método del mismo nombre:

$$q_i(x, \mathbf{z}) = m_0(\mathbf{z}) g_i \left(\frac{x}{m_0(\mathbf{z})} \right)$$

donde q_i es la demanda del bien i , \mathbf{z} el vector de características demográficas, $m_0(\mathbf{z})$ el número de “adultos equivalentes” (o cualquier otra unidad de referencia), x el ingreso total, y g_i una función. Es decir, la demanda total de cada bien (suponiendo precios constantes) es una función (g_i) que depende del ingreso disponible para cada persona, multiplicada por el número de “adulto equivalentes” del hogar. Nótese que el número de “adultos equivalentes” [$m_0(\mathbf{z})$] afecta de manera idéntica a todos los bienes, por lo tanto, “las necesidades de los niños en relación a las de los adultos y las economías de escala en el consumo son las mismas para todos los bienes” (Deaton, 1980).

Prais y Houthakker proponen utilizar una generalización de la función anterior, que permita que en cada bien se reflejen distintas necesidades relativas de los miembros del hogar:

$$q_i(x, \mathbf{z}) = m_i(\mathbf{z}) g_i\left(\frac{x}{m_0(\mathbf{z})}\right)$$

donde $m_0(\mathbf{z})$ se interpreta como una “escala de ingreso” (la escala de equivalencia como tal) y $m_i(\mathbf{z})$ son “escalas específicas” para cada bien. La primera mide el ingreso relativo requerido por hogares de distinta composición para alcanzar el mismo bienestar; las segundas miden el gasto relativo en el bien i que realizan los distintos grupos demográficos en el hogar. Así, un hogar con niños tendrá “escalas específicas” mayores para bienes como “alimentación de niños” y “educación” respecto a un hogar compuesto sólo por adultos, y esto se reflejará en una mayor “escala de ingreso”.

La ventaja más clara de este método puede verse en las ecuaciones descritas anteriormente: no es necesario suponer que el añadir un nuevo miembro a la familia tiene el mismo efecto sobre el consumo de todos los bienes. Sin embargo, detrás de este método hay ciertos supuestos extremos (elasticidades cruzadas de la demanda deben ser iguales a cero) y un problema de subidentificación.

Según Singh y Nagar (1973), este modelo puede estimarse con un sistema iterativo basado en Mínimos Cuadrados Ordinarios. Su procedimiento permite elegir cualquier forma funcional para la curva de Engel, y no requiere de suposiciones tan restrictivas como las originalmente impuestas por PH en el proceso de estimación. McClements (1977) también utiliza esta metodología para estimar escalas de equivalencia.

Sin embargo, Muellbauer (1974) demuestra que el modelo está subidentificado, y que no es posible estimar escalas de equivalencia sin imponer restricciones sobre alguna de las escalas específicas. Un ejemplo es asumir que la escala específica para “bienes adulto” es igual a 1, como en el método de Rothbart. Pero en ese caso, resulta cuestionable de si realmente hay un aporte de un método tan complicado por sobre una metodología más simple como la de Rothbart (Deaton, 1997).

2.5 Método de Barten y modificación de Gorman

A semejanza del método de Prais y Houthakker, el método de Barten (1964) plantea un sistema de ecuaciones de demanda; pero a diferencia de los anteriormente analizados, éste incorpora la posibilidad de que los precios varíen. Al ser más general, este método engloba a los tres anteriores, bajo ciertas restricciones especiales⁴. Barten sugiere plantear la función de utilidad de la siguiente manera:

$$u = U\left[\frac{q_1}{m_1(\mathbf{z})}, \frac{q_2}{m_2(\mathbf{z})}, \dots, \frac{q_n}{m_n(\mathbf{z})}\right]$$

donde \mathbf{z} es el vector de características demográficas. Según la interpretación de Deaton y Muellbauer (1986), esta función de utilidad debe corresponder a la de los padres de familia, ya que son los únicos que están presentes antes y después de la llegada de los niños. Entonces, (q_i / m_i)

⁴ Únicamente si se toma como unidad de referencia a la pareja -y no a un adulto u otro miembro- para todos los métodos. Nelson (1993) señala que ese supuesto no es inofensivo, ya que el concepto de bienestar utilizado deja de lado la utilidad de los niños.

debe interpretarse como el consumo del bien i que realizan los padres. Así, si $m_i=1$, los padres consumen todo el bien i ; si $m_i=2$, los padres consumen la mitad del bien i ; etc.

La maximización de la función de utilidad genera funciones de demanda de la siguiente forma:

$$q_i = m_i(\mathbf{z}) * h_i(x, p_1 m_1(\mathbf{z}), \dots, p_n m_n(\mathbf{z}))$$

Cuando se añade un nuevo miembro al hogar, las características demográficas $[m_1(\mathbf{z}) \dots m_n(\mathbf{z})]$ pueden afectar de dos maneras a la demanda del bien i : (a) un efecto “directo” positivo sobre la demanda, correspondiente al aumento del factor m_i como consecuencia de las mayores “necesidades” que representa un miembro adicional; (b) un efecto “indirecto”, que surge del cambio en precios “efectivos” ($p_i m_i$) del consumo de los padres, y lleva a sustituir bienes más caros por bienes más baratos. En general, es el efecto “indirecto” el que no está presente en ninguno de los métodos anteriormente mencionados, y que hace teóricamente más sólido al método de Barten.

Nótese, eso sí, que el modelo de Barten impone implícitamente que tanto el hogar de referencia como el hogar con niños consuman los mismos bienes, lo cual no sería consistente con productos como pañales o comida de niños. No obstante, este problema puede resolverse utilizando la modificación de Gorman (1976), que añade a la función de costos de Barten una serie de costos fijos asociados a los niños.

En general, el método de Barten tiene una aplicabilidad reducida, ya que no bastan datos de corte transversal como en el caso de los métodos anteriores, sino que se requiere de datos con variaciones de precios para su estimación. Adicionalmente, la estimación bajo este método tiene un problema de subidentificación. Para resolverlo, Kakwani (1977) propone un método basado en el Sistema Lineal Extendido de Gasto (Lluch, 1973) en el cual se incorporan características demográficas. Van der Gaag y Smolensky (1982) también estiman un modelo de este tipo.

Por último, respecto a la solidez de los supuestos del modelo, la evidencia empírica parece rechazar el de exogeneidad: las funciones $m_i(\mathbf{z})$ deberían ser independientes de la cantidad consumida, ingreso y precios; por lo tanto, cambios en el ingreso no deberían afectar la relación entre cantidades consumidas por niños y adultos, para todos los bienes. En particular, Nelson (1992) muestra que, al menos para un tipo de bienes, esto no se cumple.

3. Escalas “paramétricas”

Una opción diferente a la estimación de escalas de equivalencia en base al comportamiento observado está dada por las escalas “paramétricas”. Estas son escalas construidas a partir de una forma funcional estándar, con parámetros correspondientes a las economías de escala en el consumo y a las necesidades de los miembros del hogar según su edad u otras características.

Una escala paramétrica frecuentemente utilizada en el análisis económico se encuentra en Buhmann y otros (1988). El número de “adultos equivalentes” de un hogar se determina a través de la expresión n^θ , donde n es el número de miembros del hogar y θ es el parámetro de economías de escala. El “ingreso por unidad equivalente” (que a su vez es el indicador de bienestar) se obtiene dividiendo el ingreso total disponible (y) del hogar por el número de unidades (o “adultos equivalentes”): y / n^θ . De esta forma, si el parámetro θ toma el valor 0, se supone que las economías de escala son absolutas, por lo que el indicador de bienestar utilizado es el ingreso total ($y / 1$)⁵. En cambio, cuando no existen economías de escala en el hogar, θ toma el valor 1, y el indicador de bienestar es el ingreso per capita (y / n).

Los autores citados muestran que la forma funcional anteriormente mencionada se ajusta bastante bien a muchas de las escalas estimadas a partir del gasto observado para distintos países, a pesar de no tomar en cuenta si los miembros del hogar son adultos o niños, u otras características.

⁵ Nótese que esta propiedad hace indispensable que la unidad de referencia tenga un valor de 1, aunque esté conformada por más de una persona.

Burkhauser y otros (1996) destacan que algunos estudios⁶ de la OCDE y de la Oficina Estadística de la Comunidad Europea utilizan una escala de equivalencia de este tipo, con un valor de $\theta = 0.5$ para el parámetro de economías de escala; es decir, la escala de equivalencia propuesta equivale a la raíz cuadrada del número de miembros del hogar.

También es posible plantear una escala paramétrica enteramente en función de las necesidades relativas de los miembros del hogar. Un ejemplo es la escala de la OCDE, que puede escribirse como: $[1.0 + 0.7(A-1) + 0.5K]$; es decir, el primer adulto vale 1.0, cada adulto adicional equivale a 0.7 del primer adulto, y cada niño menor de 14 años de edad equivale a 0.5 del primer adulto. Si bien no se hace explícita la presencia de economías de escala, estas se manifiestan en algún grado en el “descuento” para los adultos adicionales. Con idéntica forma funcional pero asumiendo equivalencias menores, la escala “OCDE modificada” utiliza parámetros correspondientes a 0.5 para cada adulto adicional y 0.3 para cada niño (De Vos y Zaidi, 1997). A su vez, en un documento de la Comisión Económica para Europa (1991) se reportan otras escalas donde se toma en cuenta la edad de los miembros de la familia, como por ejemplo: $[1.0 + 0.8(A-1) + 0.4(“0-10 años”) + 0.6(“11-14 años”) + 0.8(“15-25 años”)]$.

Por su parte, una escala paramétrica más “completa” que considera si los integrantes de la familia son adultos o niños ha sido propuesta para la construcción de la línea de pobreza de EEUU (Citro y Michael, 1995). La escala tiene la forma $(A + pK)^F$, donde A es el número de adultos en la familia, K es el número de niños, p es la proporción que representa un niño con respecto a un adulto, y F es el factor de economías de escala (correspondiente a θ en el caso de Buhmann y otros). Los autores recomiendan usar los valores $p = 0.70$ y F en el rango 0.65 y 0.75, ya que así la escala se asemeja a la obtenida por el método de Rothbart para EEUU.

En suma, el uso generalizado de estas escalas parece obedecer principalmente a su facilidad de aplicación y comprensión. Sin embargo, este método no provee un sustento teórico para la elección de los parámetros, por lo que podría ser calificado de “arbitrario”. Contra esto, se ha argumentado que las escalas estimadas a partir del comportamiento también requieren de algún grado de arbitrariedad por parte del investigador, por ejemplo, la elección de la forma funcional para la utilidad o demanda. De allí que, para evitar que la escala paramétrica no corresponda con la evidencia empírica, sea recomendable fijar los parámetros de manera que se asemejen a una escala obtenida a partir del comportamiento observado, como las analizadas en la sección anterior (un ejemplo al respecto se presenta en el anexo).

a) Variante para las economías de escala

Como ya se ha indicado, las escalas de equivalencia incorporan simultáneamente el concepto de “equivalencia por unidad de consumidor” y el de “economías de escala”. En lo que sigue se describe una posible modificación a una escala paramétrica que permite un análisis más detallado del segundo componente. Las economías de escala se presentan cuando el costo per capita para alcanzar un determinado nivel de utilidad es decreciente ante aumentos del tamaño del hogar. A su vez, la relevancia de las economías de escala depende de la proporción gastada en “bienes familiares” (tales como vivienda o bienes durables).

Lanjouw, Milanovic y Paternostro (1998) utilizan una escala paramétrica que permite distinguir entre el consumo de bienes “públicos” y “privados”. Sin tomar en cuenta las necesidades de los miembros del hogar, el ingreso por unidad equivalente (o bienestar) de la familia esta dado por:

$$y = \frac{Y}{n^\theta} = \rho \left(\frac{Y}{n} \right) + (1 - \rho) \left(\frac{Y}{n^\beta} \right)$$

⁶ Véase, entre otros, Förster (1990); Atkinson, Rainwater y Smeeding (1994); Hagenaars, de Vos y Zaidi (1994), y Ruggles (1990). Cabe destacar que ninguno de ellos ofrece una explicación teórica o empírica para justificar un valor de $\theta = 0.5$.

donde Y = ingreso total, n = número de miembros del hogar, β = inverso de las economías de escala (bien público puro, $\beta = 0$) y ρ = participación en el gasto de los bienes privados. El consumo de bienes privados no presenta economías de escala, y por eso el ingreso se divide directamente por el número de personas. θ es un parámetro calculado que refleja simultáneamente las economías de escala en bienes públicos y la composición del consumo entre bienes públicos y privados.

Tomando en cuenta las distintas necesidades de los miembros del hogar, el ingreso por unidad equivalente es:

$$y = \frac{Y}{n^\theta} = \rho \left(\frac{Y}{A + bC} \right) + (1 - \rho) \left(\frac{Y}{(A + b_h C)^\beta} \right)$$

donde b es el parámetro de necesidades para el bien privado y b_h para el bien público. Nótese que esta forma de expresar el bienestar del hogar es equivalente a la planteada en Buhmann y otros, pero especificando la diferencia entre bienes públicos y privados.

4. Escalas “expertas” y “subjetivas”

4.1 Escalas “expertas”

Una “escala experta” es aquella que se construye a partir del criterio de analistas sociales expertos, utilizando información de distinto tipo y usualmente teniendo en consideración el uso específico que se le dará (Buhmann y otros, 1988)⁷. Estos autores hacen además una distinción entre las escalas “expertas estadísticas” -desarrolladas únicamente con el fin de “contar personas”- y “expertas programáticas” -utilizadas para asignar beneficios en los programas sociales-.

La “escala experta” más citada en la literatura económica suele ser la de Orshansky (1960), que es la escala implícita en la línea de pobreza de EEUU. Utilizando información sobre el costo mínimo estimado de la dieta adecuada para adultos y niños de varias edades, Orshansky construyó presupuestos familiares, multiplicando el gasto en comida por un factor predeterminado, y agrupando a las familias según sexo del jefe, tamaño de la familia, número de personas menores a 18 años, y edad del jefe. Es decir, las escalas de equivalencia son un producto derivado de la construcción de líneas de pobreza para cada tipo de hogar.

⁷ Si bien las escalas “paramétricas” podrían corresponder a esta definición, su uso no está limitado a la información proveniente de “expertos”. Nuestra clasificación proviene de la forma de construir las escalas de equivalencia y no de la fuente de información utilizada. Así, mientras en este documento la escala de la OCDE se presenta como “paramétrica”, en Buhmann y otros (1988) se clasifica como “experta programática”.

Por su parte, Citro y Michael (1995) resumen las críticas que se hacen a esta forma de construir la escala de equivalencia. Ellos mencionan, en primer lugar, el posible conflicto entre la dieta recomendada por los expertos y la que realmente se consume, lo que debilitaría la validez de la escala. En segundo lugar, los requerimientos nutricionales no presentan economías de escala, que aparecen con el consumo de “bienes familiares”. Por último, las escalas construidas de esta manera podrían generar resultados contraintuitivos, como sucede en el caso de la línea de pobreza de EEUU: a) la escala relativa entre familias de dos adultos y de un adulto muestra un grado exagerado de economías de escala; b) el primer hijo en una familia de dos adultos incrementa las necesidades de la familia menos que el segundo y tercer hijo; c) las necesidades en familias monoparentales son mayores que las necesidades en familias con padre y madre, para el mismo tamaño familiar (Citro y Michael, 1995, citando a Ruggles, 1990).

4.2 Escalas “subjetivas”

Las escalas subjetivas se calculan en base a las respuestas de personas encuestadas sobre el ingreso que ellas consideran un mínimo indispensable para sobrevivir. Al igual que para la escala de Orshansky, el objetivo primario de este método es el cálculo de líneas de pobreza; las escalas de equivalencia surgen del cociente entre líneas de pobreza.

Para obtener información sobre lo que la población considera como el mínimo ingreso aceptable para vivir, una posibilidad es utilizar la “Pregunta de Ingreso Mínimo”. Danziger y otros (1984) explican el procedimiento mencionado: En la encuesta, se formula una pregunta similar a la que responde una función de costos: “¿cuál es el mínimo ingreso necesario para alcanzar el nivel de utilidad u ?”. Lo que se entienda por “nivel de utilidad u ” depende de la redacción de la pregunta, por ejemplo “¿cuál es la cantidad mínima de dinero que necesita una familia de cuatro personas para sobrevivir?”.

De acuerdo a Goedhart y otros (1977), la respuesta a la pregunta está influenciada por el nivel de ingreso de la familia y su composición demográfica. En general, mientras mayor es el nivel de ingreso del encuestado, mayor tiende a ser el ingreso que él considera mínimo. En base a esto, se realiza el supuesto de que aquellos hogares que consideren mínimo un ingreso similar al suyo serán los que entreguen la “verdadera” respuesta. En notación matemática, si la respuesta de “ingreso mínimo” obedece a la siguiente ecuación $Y_{min} = f(Y, z)$ -donde Y es el ingreso y z es la composición demográfica del hogar- entonces el “verdadero” ingreso mínimo es el que cumple con

$$\bar{Y} = f(\bar{Y}, z)$$

Con las cifras de la encuesta, se estima una ecuación que relacione el ingreso mínimo con el ingreso de la familia y sus características demográficas. Por ejemplo, Danziger y otros obtienen, con datos para EEUU, $\ln(Y_{min}) = 4.5 + 0.3 \ln(Y) + 0.2 \ln(fs) - 0.3 ed - 0.2 fe$, donde fs , ed y fe son variables de características demográficas (tamaño, edad y sexo). Si se iguala $\ln(Y) = \ln(Y_{min})$ y se despeja el resultado en función de las características demográficas, obtenemos una línea de pobreza subjetiva (LPS) para cada característica demográfica. Para obtener la escala de equivalencia subjetiva, se divide la LPS de una familia por la LPS de la familia de referencia.

En la pregunta formulada anteriormente, el término “ingreso mínimo” puede ser interpretado en distintas formas por los encuestados; por lo tanto, no se garantiza que los individuos se hallen en un mismo “nivel de utilidad”. Para evitar este problema, van Praag y otros (1982) plantean utilizar otra pregunta: “Especifique el ingreso neto que necesitaría para describir su condición como ‘muy mala’, ‘mala’, ‘insuficiente’, ‘suficiente’, ‘buena’, ‘muy buena’”. Con las respuestas obtenidas, es posible estimar la línea de pobreza de forma parecida a la anteriormente explicada.

En general, las escalas subjetivas no tienen mucha acogida por su falta de sustento teórico. Adicionalmente, este método suele generar economías de escala demasiado grandes (ver resultados en la sección 5).

5. Escalas de equivalencia estimadas y consecuencias de su uso

5.1 Escalas de equivalencia estimadas utilizando diferentes métodos

En esta sección se presenta un resumen de las escalas de equivalencia estimadas en la literatura utilizando diferentes métodos. La información que las escalas proveen depende del objetivo con el que fueron calculadas; algunas estiman el “costo de un niño” según su edad, otras toman en cuenta la edad del jefe de familia, si el hogar es rural o urbano, etc. Para facilitar la comparación, los resultados han sido resumidos en dos tablas: la primera presenta escalas en función del tamaño del hogar, en tanto que la segunda presenta estimaciones para el “costo de los niños”.

Las variables demográficas consideradas para la construcción de la escala, así como las edades de corte de los niños, no parecen ser relevantes para los autores consultados, por lo que estas elecciones no suelen fundamentarse. Una excepción es Citro y Michael (1995), que sugiere separar a los menores de 18 años de los adultos (nótese que la recomendación es específica para la construcción de la línea de pobreza). En general, la decisión de estos factores está más relacionada con el uso previsto para la escala de equivalencia que con la escala en sí.

Cuadro 1

ESCALAS DE EQUIVALENCIA SEGÚN TAMAÑO DEL HOGAR

Fuente	Personas						
	1	2	3	4	5	6	7
1. Van der Gaag	0.660	0.840	0.900	1.000	1.060	1.110	1.1160
2. Danziger	0.650	0.810	0.910	1.000	1.070	1.1130	---
3. Van Praag	0.596	0.768	0.895	1.000	1.091	1.072	1.246
4. Kakwani	0.444	0.729	0.879	1.000	1.072	1.102	1.128
5. Lazear	0.680	0.721	0.871	1.000	1.150	---	---
6. Bojer	0.392	0.678	0.839	1.000	---	---	---
7. Orshansky	0.530	0.670	0.800	1.000	1.180	1.320	---
8. Phipps	0.469	0.649	0.825	1.000	1.133	1.226	1.485
9. OECD	0.370	0.630	0.815	1.000	1.185	1.370	1.556
10. Seneca	---	0.568	0.815	1.000	1.1140	1.299	1.481

Fuente: 1. Van der Gaag y Smolesky (1982): Método de Barten. Datos: E.E.U.U. (72-73); 2. Danziger y otros (1984): Método Subjetivo, Pregunta Ingreso Mínimo. Datos E.E.U.U. (1979); 3. Van Praag y otros (1980): Método Subjetivo. Datos: Promedio para varios países europeos (1976); 4. Kakwani (1977): Método de Barten. Datos: Australia (67-68); 5. Lazear y Michael (1980): Método alternativo basado en el consumo observado. Datos: E.E.U.U. (60-61); 6. Bojer (1977): Método de Barten. Datos: Noruega (67-73); 7. Orshansky: tomado de Danziger (1984); 8. Phipps y Garner (1984): Método de Engel aplicado a alimentos, vivienda y vestuario. Datos: Canadá (1986); 9. OCDE: 1 para el primer adulto, 0.7 para cada adulto adicional y 0.5 para cada niño; 10. Seneca y Taussig (1971): Método de Engel. Escala depende del nivel de ingreso; valor corresponde a US\$10.000. Datos: E.E.U.U. (1960).

Notas: a) Las escalas están ordenadas de acuerdo a la columna 2; b) El número de personas corresponde a: 1=hombre adulto, 2=pareja adultos, 3=una pareja y un niño, 4 en adelante =una pareja más el número de niños correspondiente.

Cuadro 2

ESTIMACIONES DEL "COSTO DE LOS NIÑOS"

Fuente	Edad	Costo	
Blundell y Lewbel	0-2	0.18	
	3-5	0.29	
	6-10		
	11-18		
Mc Clements	0-1		
	2-4		
	5-7		
	8-10		
	11-12		
	13-15		
Tsaklogiou	16-18		
		Engel	Rothbart
	0-5	0.30	0.09
	6-13	0.35	0.13
	0-13	0.33	0.12

Notas: a) El costo está expresado en relación a una pareja sin hijos (costo = 1.00); b) Blundell y Lewbel (1991): Método de Barten. Datos: Reino Unido (70-84). McClements (1977): Método Prais y Houthakker. Datos: Reino Unido (71-72). Tsaklogiou (1991): Métodos Engel y Rothbart. Datos: Grecia (81-82).

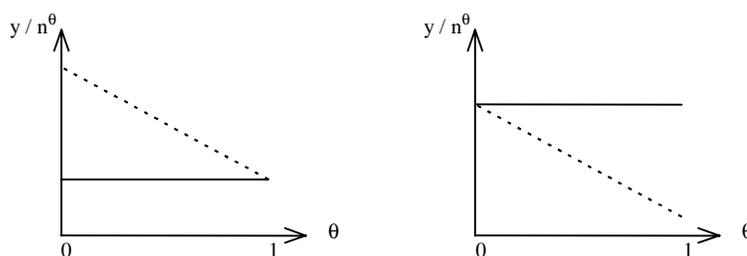
Una forma sencilla de comparar las escalas de equivalencia es a través de los datos del artículo de Buhmann y otros (1988). La gran variedad de escalas de equivalencia existentes se aproxima a través de una escala paramétrica con un sólo parámetro para economías de escala. De esta forma, es posible evaluar directamente las distintas alternativas en función de su grado de economías de escala (mientras más alto el valor del parámetro, menores son las economías de escala). Entre los resultados, se observa que el parámetro de las escalas "subjetivas" suele estar alrededor de 0.25, el de las escalas de "comportamiento" promedia 0.40, y el de las escalas "expertas" excede 0.60. En resumen, las escalas "subjetivas" generan grandes economías de escala, mientras que con las escalas "expertas" se obtiene economías de escala muy pequeñas.

5.2 Efectos del uso de escalas de equivalencia sobre la distribución del ingreso y la pobreza

En esta sección se resumen los hallazgos principales de la literatura respecto al impacto de las escalas de equivalencia sobre la medición de la pobreza y la distribución del ingreso. La mayoría de los artículos revisados estudian estos impactos desde un punto de vista empírico, pero el de Coulter, Cowell y Jenkins (1992) provee además un análisis teórico. Utiliza para ello una escala paramétrica, con un sólo parámetro para las economías de escala ($\theta = 1$ si no hay economías de escala, $\theta = 0$ si las economías son absolutas).

Desde el punto de vista teórico, un cambio en el parámetro θ produce un efecto ambiguo sobre la distribución del ingreso, que puede ser analizado en dos partes: un efecto de “concentración” y otro de “reordenamiento”. El primer efecto se produce porque una disminución en el parámetro θ aumenta el “ingreso equivalente” de los hogares grandes en mayor proporción que para el caso de los hogares de menor tamaño⁸. El cambio en la distribución del ingreso dependerá de la relación asumida entre ingreso y tamaño familiar. Si, por ejemplo, se asume que el ingreso total es decreciente en tamaño familiar, una disminución en θ implica una reducción de la desigualdad. En cambio, si se asume que el ingreso per cápita es creciente en el tamaño del hogar, una disminución de θ conlleva un empeoramiento en la distribución del ingreso.

Recuadro 1
EFFECTO “CONCENTRACIÓN” SOBRE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO



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

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

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

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

⁸ Un ejemplo numérico ilustra esta afirmación. Supóngase dos hogares, conformados por 5 y 10 personas respectivamente, que tienen un ingreso per cápita de \$10 (es decir, $y/n^\theta = \$10$, con $\theta = 1$). Si disminuimos el parámetro θ a 0.5, el primer hogar equivaldrá a 2.24 adultos y el segundo a 3.16; por lo tanto, el ingreso por “adulto equivalente” en el primer caso ahora es \$22.4 y en el segundo \$31.6. Puede verse que el hogar más grande presenta un aumento porcentual mayor en su ingreso respecto al hogar más pequeño.

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

Por su parte, para analizar las consecuencias del uso de escalas de equivalencia sobre la medición de la pobreza, los autores citados utilizan la familia de medidas FGT. Las líneas de pobreza correspondientes a cada tamaño familiar se definen como la línea de pobreza total multiplicada por la escala de equivalencia pertinente. Dados estos supuestos, es posible identificar tres efectos sobre la pobreza. El primero de ellos es un efecto “directo”: aumentos en θ elevan las líneas de pobreza específicas para cada tamaño de hogar (excepto en el caso de hogares uni-personales) y, en consecuencia, el número de pobres aumenta. El segundo efecto, que podría llamarse de “distribución”, tiene la misma dirección que el primero: dado que las medidas FGT miden la distribución por medio de la distancia de los ingresos a la línea de pobreza, una elevación de la misma empeorará la distribución del ingreso de los pobres y aumentará la medida de pobreza. Por último, el tercer efecto se presenta únicamente cuando se utiliza una línea de pobreza relativa: un aumento de θ reduce el ingreso equivalente de los hogares; por lo tanto, se reduce la línea de pobreza fijada como un porcentaje del mismo. El resultado final sobre la medida de pobreza dependerá de cuál de los tres efectos predomine, aunque en general es de esperar que se produzca una relación en forma de ‘U’ al igual que para el caso de la distribución del ingreso.

Las predicciones teóricas respecto a la relación en forma de ‘U’ son compatibles -en cierto grado- con los resultados empíricos de varios artículos, entre ellos el mismo Coulter et.al (1992), Buhmann et.al. (1988) y Figini (1998). En cuanto a la magnitud de las variaciones en medidas de pobreza y desigualdad, el primero de los artículos listados considera que ésta puede llegar a ser bastante considerable. No debe olvidarse, sin embargo, que las conclusiones basadas en el uso de líneas de pobreza relativa no necesariamente se aplican a la medición de la pobreza absoluta.

Burkhauser y otros (1996) efectúan un análisis que compara EEUU con Alemania, utilizando tres escalas distintas: la escala oficial de cada país, una escala estimada por el Sistema Lineal Extendido de Gasto, y una escala uni-paramétrica con un parámetro de economías de escala igual a 0.5. A pesar de las diferencias en cuanto al grado de economías de escala en cada caso, las medidas agregadas de distribución y pobreza no se ven alteradas de manera importante. Sin embargo, sí se afectan la composición de la población pobre y la medición del bienestar relativo entre jóvenes y viejos.

Finalmente, De Vos y Zaidi (1997) comparan la pobreza y desigualdad para algunos países europeos, empleando la escala de la OCDE, una escala subjetiva y una escala “OCDE modificada” (0.5 para cada adulto adicional y 0.3 para cada niño). Si bien el ordenamiento de los países de acuerdo a pobreza no se ve considerablemente afectado, sí hay un efecto importante sobre la composición de la población pobre. Economías de escala pequeñas (escala OCDE) sobrerrepresentan a los hogares grandes, y lo contrario sucede con economías de escala grandes (escala subjetiva).

6. Conclusiones

Esta breve revisión de los métodos más utilizados para estimar escalas de equivalencia deja en claro que ninguno de ellos puede considerarse estrictamente superior a los demás. El método subjetivo y el experto no tienen mucho apoyo en la literatura, por carecer ambos de un sustento teórico aceptable para realizar comparaciones de “bienestar”.

En cuanto a los métodos basados en el comportamiento, los de Engel y Rothbart presentan la ventaja de ser relativamente fáciles de estimar y de estar basados en supuestos claramente identificables. Entre esos dos, se tiende a preferir el método de Rothbart, ya que el de Engel tiene fundamentos teóricos muy cuestionables. Ambos modelos, sin embargo, producen resultados sesgados.

Los métodos de Prais y Houthakker y Barten tienen bases teóricas más sólidas que sus antecesores. Lamentablemente, su estimación es complicada, requieren de mayor información, y no son muy claras las condiciones necesarias para su identificación (ambos métodos están subidentificados).

Por su parte, y pese a no provenir de un modelo teórico, las escalas paramétricas aparecen como una solución aceptable al problema de estimación de escalas de equivalencia. Su ventaja estriba en la nitidez con que están construidas, y de que logran aproximaciones bastante aceptables a los resultados que se obtiene por métodos mejor fundados. Además, permiten separar claramente el efecto “necesidades” del efecto de las economías de escala. Debe tomarse en cuenta, sin embargo, que el valor de los parámetros debe estar basado de alguna forma en el comportamiento observado, de manera que la elección de valores para los parámetros no sea totalmente arbitraria.

Existen algunos estudios en los que se evalúa el impacto de utilizar escalas de equivalencia sobre la medición de la distribución del ingreso y de la pobreza -generalmente utilizando una línea de pobreza relativa-. En ellos, no se encuentra efectos importantes sobre las medidas agregadas, pero sí sobre la estructura demográfica de los hogares bajo la línea de pobreza. En cualquier caso, las conclusiones de estos artículos no necesariamente se aplican para países en vías de desarrollo, o para aquellos en los que la línea de pobreza utilizada sea absoluta.

Bibliografía

Método de Engel e “Iso-prop”

Seneca y Taussig (1971): Estiman escalas de equivalencia con metodología de Engel, para ser usadas en las exenciones de impuestos personales. Utilizan gasto en bienes distintos a los alimentos.

Nicholson (1976): Análisis y crítica del método de Engel, y breve revisión de otros métodos.

Deaton y Muellbauer (1986): Realizan una comparación empírica y teórica de los métodos de Engel y Rothbart, y explican brevemente el método de Barten.

Tsakoglou (1991): Proporciona un marco teórico para los modelos de Engel y Rothbart. Estimaciones realizadas no rechazan los supuestos del modelo de Rothbart, pero sí los de Engel.

Phipps y Garner (1994): Estiman una escala basada en Engel y comparan si las escalas de equivalencia difieren o no entre EEUU y Canadá.

Lanjouw y Ravallion (1995): Estiman importancia de economías de escala con ecuaciones del método de Engel.

Método de Rothbart

Deaton y Muellbauer (1986).

Gronau (1988): Demuestra que el modelo de Rothbart es el único que permite identificar la distribución intrafamiliar de recursos, al compararlo con Engel y Barten.

Deaton, Ruiz-Castillo y Thomas (1989): Realizan estimaciones sobre la validez empírica del supuesto de “separabilidad demográfica”. Prueban que este supuesto no es suficiente para justificar la metodología de Rothbart, sino que es compatible con muchas otras.

Tsakoglou (1991).

Nelson (1992): Comprobación empírica de los supuestos detrás de los modelos de Rothbart y Barten.

Método de Prais y Houthakker

Singh y Nagar (1973): Desarrollan un método de estimación iterativo en dos etapas, que corrige algunos defectos del mecanismo originalmente propuesto por Prais y Houthakker.

Muellbauer (1975): Apéndice en el que se demuestra la subidentificación del método de Singh y Nagar.

McClements (1977): Utiliza el método de Singh y Nagar para estimar escalas de equivalencia.

Método de Barten

Lluch (1973): Extiende el Sistema de Gasto estándar a un Sistema de Gasto Extendido (ELES), endogeneizando la decisión de consumo-ahorro. No toca el tema de escalas de equivalencia, pero es referencia fundamental para estimaciones del método de Barten.

Muellbauer (1974): Análisis y desarrollo teórico del método de Barten.

Kakwani (1977): Desarrolla el método de estimación para el marco teórico de Barten, basándose en la idea del ELES de Lluch para superar el problema de subidentificación.

Bojer (1977): Análisis teórico y estimación de un modelo de Barten.

Van der Gaag y Smolensky (1982): Estimación de escalas de equivalencia mediante un Sistema Lineal Extendido de Gasto con características demográficas (basado en Kakwani).

Gronau (1988).

Nelson (1992).

Burkhauser, Smeeding y Merz (1996): Si bien no estiman una escala de equivalencia, utilizan una estimada por ELES para realizar comparaciones internacionales.

Escalas Paramétricas

Buhmann, Rainwater, Schmaus y Smeeding (1988): Muestran empíricamente el impacto de las escalas de equivalencia en las medidas de pobreza y distribución del ingreso.

Coulter, Cowell y Jenkins (1992): Muestran el impacto de las escalas de equivalencia en las medidas de pobreza y distribución del ingreso.

National Research Council (1995): Resumen de las escalas existentes y propuesta para la línea de pobreza en EEUU.

León (1996): Breve análisis del impacto de las distintas escalas de equivalencia en la pobreza y distribución del ingreso.

Figini (1998): Basado en Coulter y otros, utiliza escalas de equivalencia de uno y dos parámetros para evaluar el efecto de su uso sobre la distribución del ingreso.

Escalas Subjetivas

Van Praag, Goedhart y Kapteyn (1980): Línea de pobreza subjetiva para Europa.

Van Praag, Hagenaars, Van Weerden (1982): Estimación de línea de pobreza subjetiva para Europa.

Danziger, Van der Gaag, Taussig y Smolensky (1984): Estiman escalas de equivalencia subjetivas, utilizando el método de "Pregunta de Ingreso Mínimo", para EEUU.

Pobreza, Distribución, Comparaciones Internacionales, Economías de Escala

Buhmann, Rainwater, Schmaus y Smeeding (1988).

Coulter, Cowell y Jenkins (1992).

Phipps y Garner (1994).

Lanjouw y Ravallion (1995).

Burkhauser, Smeeding y Merz (1996): Comparan los efectos en pobreza y desigualdad entre EEUU y Alemania, utilizando una escala paramétrica y una escala estimada por ELES.

León (1996).

De Vos y Zaidi (1997): Estudian la sensibilidad de la pobreza para los países miembros de la Unión Europea ante el uso de distintas escalas de equivalencia.

Figini (1998).

Lanjouw, Milanovic y Paternostro (1998): Analizan el impacto de cambios en el nivel de precios sobre las economías de escala, y la relación de éstas con la pobreza.

Revisiones de la Literatura y Críticas

Revisiones: Nicholson (1976), Deaton y Muellbauer (1980, cap.8), Browning (1992), Haque (1994), Deaton (1997), National Research Council (1995).

Pollak y Wales (1979): Demuestran que las escalas de equivalencia “incondicionales”, necesarias para poder realizar comparaciones de bienestar, no se pueden estimar a partir del comportamiento observado.

Fisher (1987): Crítica a los juicios de valor que están detrás de las escalas de equivalencia.

Nelson (1993): Revisión crítica sobre los conceptos de bienestar implícitos en las escalas de equivalencia.

Anexo

1. Ejemplo para la estimación de escalas de equivalencia

Esta sección tiene por objetivo mostrar, con un ejemplo práctico, la forma de estimación de las escalas de equivalencia utilizando el método de Engel y el método de Rothbart. Adicionalmente, se esboza distintas posibilidades para elegir los valores de una escala paramétrica, de manera que esta se asemeje a una escala basada en el gasto observado.

i) Método de Engel

El cálculo de una escala de equivalencia por el método de Engel requiere de la estimación de una “curva de Engel”, que muestra cómo varía el gasto en un bien ante cambios en el ingreso y otras variables demográficas. La diferencia con una función de demanda estándar es que no se incluye los precios entre las variables explicativas.

La variable para la cual se construye la curva de Engel es la proporción del gasto total destinada a la compra de alimentos, a la cual denominaremos w_f para mantener la nomenclatura utilizada anteriormente en el documento. Si bien la forma funcional debe elegirse de acuerdo a la calidad de ajuste de la regresión, aquí utilizaremos la forma propuesta por Working (1943), a manera de ejemplo. Entre las variables explicativas se incluye el ingreso (o gasto total) per cápita (y/n) -usualmente de forma logarítmica- y el número de personas que correspondan a determinadas características del hogar. En este ejemplo se considerará el número de adultos (n_a) y niños (n_c), y no se subdividirá los grupos de acuerdo a la edad de sus miembros.

La ecuación a estimar es la siguiente: $w_f = \alpha + \beta_1 \ln y/n + \beta_2 n_a + \beta_3 n_c + \varepsilon$

Supongamos que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios entrega los siguientes parámetros, estadísticamente significativos:

$$w_f = 1.5117 - 0.2012 \ln y/n - 0.0059 n_a - 0.0093 n_c$$

Despejando el término del ingreso (o gasto) en función de las otras variables, podemos conocer cuál es el ingreso de un hogar con una determinada composición demográfica, dada la proporción de gasto en alimentos. Obtenemos la siguiente expresión^(*):

$$y = n * \exp [(w_f - 1.5117 + 0.0059 n_a + 0.0093 n_c) / (- 0.2012)]$$

Así, si la proporción de gasto en alimentos en promedio es 30%^(**), una familia de dos adultos sin hijos deberá tener el siguiente gasto total:

$$y = 2 * \exp [(0.3 - 1.5117 + 0.0059 * 2) / (- 0.2012)] = \$778.11$$

Variando el número de adultos y niños en el hogar, podemos obtener una tabla del ingreso total correspondiente a cada estructura demográfica:

Para 1 adulto:	$y = 1 * \exp [(0.3 - 1.5117 + 0.0059 * 1) / (- 0.2012)]$	= \$400.63
Para 1 adulto y 1 niño:	$y = 2 * \exp [(0.3 - 1.5117 + 0.0059 * 1 + 0.0093) / (- 0.2012)]$	= \$765.07
Para 2 adultos:	$y = 2 * \exp [(0.3 - 1.5117 + 0.0059 * 2) / (- 0.2012)]$	= \$ 778.11
Para 2 adultos y 1 niño:	$y = 3 * \exp [(0.3 - 1.5117 + 0.0059 * 2 + 0.0093) / (- 0.2012)]$	= \$1114.44
Para 2 adultos y 2 niños:	$y = 4 * \exp [(0.3 - 1.5117 + 0.0059 * 2 + 0.0093 * 2) / (- 0.2012)]$	= \$1418.80
Para 3 adultos:	$y = 3 * \exp [(0.3 - 1.5117 + 0.0059 * 3) / (- 0.2012)]$	= \$1133.43
Para 3 adultos y 1 niño:	$y = 4 * \exp [(0.3 - 1.5117 + 0.0059 * 3 + 0.0093) / (- 0.2012)]$	= \$1442.98
Para 3 adultos y 2 niños:	$y = 5 * \exp [(0.3 - 1.5117 + 0.0059 * 3 + 0.0093 * 2) / (- 0.2012)]$	= \$1722.25

(*) El término $\exp(x)$ es equivalente a e^x , donde e es la base del logaritmo natural (\ln).

(**) El valor elegido es irrelevante, ya que las escalas de equivalencia son las mismas para cualquier valor de w_f .

Con estas estimaciones del ingreso (o gasto) total, las escalas de equivalencia se calculan dividiendo el ingreso estimado de un hogar cualquiera por el ingreso estimado del hogar de referencia. En este ejemplo, se utiliza como hogar de referencia una pareja de adultos sin hijos. Así, la escala de equivalencia para 2 adultos y 2 niños se calcula como $1418.80 / 778.11 = 1.82$. Esto quiere decir que una familia conformada por dos adultos y dos niños necesita 1.82 veces el ingreso total de una familia conformada por sólo dos adultos; es decir, que dos niños equivalen a 0.82 de una pareja de adultos. El hecho de que los miembros adicionales de la familia no equivalgan a adultos “completos” proviene de dos fuentes: las menores necesidades del niño en comparación al adulto y las economías de escala en el consumo.

Las escalas de equivalencia calculadas para distintas composiciones familiares se resumen a continuación:

Cuadro 1
ESCALAS DE EQUIVALENCIA
MÉTODO DE ENGEL

# Niños		# Adultos			
		1	2	3	4
	0	0.51	1.00	1.46	1.89
	1	0.98	1.43	1.85	2.25
	2	1.41	1.82	2.21	2.58
	3	1.79	2.18	2.54	2.87
	4	2.14	2.49	2.83	3.14

Las escalas de equivalencia obtenidas son independientes del valor utilizado para w_f . Para comprobarlo, planteamos curvas de Engel para dos hogares distintos: un hogar denotado por el superíndice h y el otro denotado por el superíndice 0 . El hogar 0 corresponde al hogar de referencia y se pondrá que está conformado únicamente por adultos; es decir, $n_c^0 = 0$.

$$\text{Hogar } h: \quad w_f^h = \alpha + \beta_1 \ln y^h/n^h + \beta_2 n_a^h + \beta_3 n_c^h$$

$$\text{Hogar de referencia } (0): \quad w_f^0 = \alpha + \beta_1 \ln y^0/n^0 + \beta_2 n_a^0$$

La escala de equivalencia calculada por el método de Engel nos indica el gasto adicional que debe realizar un hogar cualquiera (h , en este caso) para mantener la misma proporción de gasto en alimentos que el hogar de referencia (denotado por 0). Por lo tanto, se debe igualar w_f^0 y w_f^h , con lo que obtenemos:

$$\alpha + \beta_1 \ln y^h/n^h + \beta_2 n_a^h + \beta_3 n_c^h = \alpha + \beta_1 \ln y^0/n^0 + \beta_2 n_a^0$$

Manipulando esta ecuación, obtenemos una expresión para la escala de equivalencia, construida como el cociente entre el gasto total del hogar h y el gasto total del hogar 0 :

$$y^h/y^0 = n^h/n^0 * \exp [\beta_2/\beta_1 (n_a^0 - n_a^h) - \beta_3/\beta_1 (n_c^h)]$$

La ecuación anterior no depende del término w_f ; es decir, la escala de equivalencia es independiente de la proporción de alimentos elegida. Utilizar esta expresión para calcular las escalas de equivalencia entrega resultados idénticos a los que se obtienen utilizando el proceso -un poco más largo- descrito de manera numérica. Sin embargo, el proceso numérico anterior puede ser útil cuando la complejidad de la forma funcional para la curva de Engel no permite despejar el término y^h/y^0 .

ii) Método de Rothbart

La construcción de escalas de equivalencia a partir del método de Rothbart sigue un proceso similar al descrito para el caso de Engel, aunque presenta ciertas características particulares dignas de mención. Al igual que en el caso anterior, es necesario estimar curvas de Engel para los “bienes adulto” -bienes que son consumidos exclusivamente por los adultos-. Sin embargo, a diferencia de este, no es claro cuáles bienes pertenecen a la categoría de “bienes adulto”. Es posible resolver esta pregunta a través de métodos econométricos, o bien, se puede imponer a priori cuáles bienes no son consumidos por los niños.

En este anexo suponemos que se conoce cuáles son los “bienes adulto”. Al igual que en el caso anterior, la forma funcional óptima será la que tenga una capacidad explicativa adecuada. A manera de ejemplo se utiliza la misma forma funcional antes descrita:

$$w_A = \alpha + \beta_1 \ln y/n + \beta_2 n_a + \beta_3 n_c + \varepsilon,$$

donde w_A representa la proporción de gasto destinado a “bienes adulto”.

Como ejemplo, utilicemos los siguientes coeficientes obtenidos a través de una estimación por mínimos cuadrados ordinarios:

$$w_A = 0.285 - 0.0135 \ln y/n - 0.0009 n_a - 0.0019 n_c$$

Nuevamente podemos despejar la variable y , y obtener las escalas de equivalencia como la razón entre el ingreso total de una familia cualquiera y el ingreso de la familia de referencia, suponiendo un porcentaje de ingreso gastado en “bienes adulto” (en el ejemplo, 20%).

Para 1 adulto:	$y = 1 * \exp [(0.2 - 0.285 + 0.0009 * 1) / (-0.0135)]$	= \$ 507.57
Para 1 adulto y 1 niño:	$y = 2 * \exp [(0.2 - 0.285 + 0.0009 * 1 + 0.0019) / (-0.0135)]$	= \$ 881.86
Para 2 adultos:	$y = 2 * \exp [(0.2 - 0.285 + 0.0009 * 2) / (-0.0135)]$	= \$ 949.67
Para 2 adultos y 1 niño:	$y = 3 * \exp [(0.2 - 0.285 + 0.0009 * 2 + 0.0019) / (-0.0135)]$	= \$1237.48
Para 2 adultos y 2 niños:	$y = 4 * \exp [(0.2 - 0.285 + 0.0009 * 2 + 0.0019 * 2) / (-0.0135)]$	= \$1433.36
Para 3 adultos:	$y = 3 * \exp [(0.2 - 0.285 + 0.0009 * 3) / (-0.0135)]$	= \$1332.63
Para 3 adultos y 1 niño:	$y = 4 * \exp [(0.2 - 0.285 + 0.0009 * 3 + 0.0019) / (-0.0135)]$	= \$1543.56
Para 3 adultos y 2 niños:	$y = 5 * \exp [(0.2 - 0.285 + 0.0009 * 3 + 0.0019 * 2) / (-0.0135)]$	= \$1676.15

Con estos valores, obtenemos la escala de equivalencia para un hogar de, por ejemplo, dos adultos y dos niños, dividiendo su ingreso por el del hogar de referencia (pareja de adultos sin hijos, en este ejemplo): $1433.36 / 949.67 = 1.51$. Las escalas de equivalencia para otras composiciones familiares se resumen en la tabla a continuación.

Cuadro 2
ESCALAS DE EQUIVALENCIA MÉTODO DE ROTHBART

# Niños	# Adultos			
	1	2	3	4
0	1.00	1.00	1.00	1.00
1	1.74	1.30	1.16	1.09
2	2.26	1.51	1.26	1.13
3	2.62	1.64	1.31	1.15
4	2.85	1.71	1.33	1.14

A diferencia del método de Engel, las escalas de equivalencia en el método de Rothbart sólo pueden calcularse para hogares con el mismo número de adultos. Esta limitación está impuesta por el sustento teórico del modelo: se sabe que la presencia adicional de niños en el hogar reduce el consumo de “bienes adulto”, pero no se sabe cuál es el efecto de un adulto adicional. Si bien la

teoría detrás del modelo impone esa limitación, también tiene una ventaja en relación al método de Engel: es posible calcular el “costo” de un niño adicional.

En el método de Engel, la proporción gastada en alimentos proviene de dos fuentes: necesidades de alimentación del nuevo miembro y cambio en el patrón de consumo de los miembros anteriores debido al menor ingreso disponible. Dada la imposibilidad de separar ambos efectos, no se puede calcular el “costo” de añadir un nuevo miembro a la familia. En cambio, el método de Rothbart supone que la presencia de niños causa únicamente un efecto ingreso en el consumo de “bienes adulto”; es decir, que el menor consumo de “bienes adulto” proviene enteramente de la reducción del ingreso disponible. Por lo tanto, la compensación en ingreso que debe recibir un hogar para mantener constante su consumo de ese tipo de bienes puede ser interpretado como el “costo de un niño”. En el ejemplo numérico presentado anteriormente, el “costo” del primer niño en una familia de dos adultos es: $\$1237.48 - \$949.67 = \$287.82$.

Como consecuencia de lo manifestado en los dos párrafos anteriores, la comparación entre una escala “de Rothbart” con una escala “de Engel” requerirá que se cambie la unidad de referencia de la segunda, de manera que esté en función del número de adultos de cada hogar. Al realizarse este ejercicio con los valores utilizados en este anexo, se observará que el método de Rothbart genera escalas de equivalencia menores a las calculadas por el método de Engel.

iii) Escala Paramétrica (***)

Frente a otros métodos, las escalas paramétricas tienen la ventaja de explicitar los valores respecto a economías de escala y necesidades de los niños en relación a los adultos. Sin embargo, las escalas paramétricas no ofrecen una teoría sobre cómo elegir esos parámetros. Por esta razón, se suele buscar sustento empírico en escalas estimadas a partir del comportamiento observado, tales como las de Engel y Rothbart.

Suponemos que se dispone de alguna escala estimada a partir del comportamiento observado y se quiere encontrar los parámetros para la siguiente escala: $(A + pK)^F$. A representa el número de adultos, K el número de niños, F el parámetro de economías de escala, y p el parámetro de necesidades.

Como escala de base se utilizará la calculada anteriormente por el método de Engel, en relación a un hogar de referencia compuesto por dos adultos sin hijos. Para guardar coherencia con la formulación de la escala paramétrica, primeramente debemos expresar los valores en términos de un adulto, de manera que a éste le corresponda una escala igual a 1.00.

Cuadro 3

ESCALA DE ENGEL EXPRESADA EN FUNCIÓN DE UN ADULTO

# Niños	# Adultos			
	1	2	3	4
0	1.00	1.94	2.83	3.66
1	1.91	2.78	3.60	4.37
2	2.74	3.54	4.30	5.01
3	3.48	4.23	4.93	5.58
4	4.16	4.84	5.49	6.09

La primera posibilidad para encontrar los parámetros es elegir a priori uno de ellos y buscar el otro de manera que la escala paramétrica se asemeje a la escala de referencia entre dos composiciones familiares previamente especificadas. Por ejemplo, podemos establecer que las

(***) Algunas ideas de esta sección están basadas en el artículo de Betson (1996, versión preliminar).

necesidades de un niño son el 85% de las de un adulto ($p = 0.85$) y buscar las economías de escala (F) entre una pareja de adultos y un hogar de dos adultos y tres niños. En este caso:

$$(2)^F = 1.94 \rightarrow F * \ln(2) = \ln(1.94) \quad \text{para dos adultos}$$

$$(2 + 3 * 0.85)^F = 4.23 \rightarrow F * \ln(4.55) = \ln(4.23) \quad \text{para dos adultos y dos niños}$$

añadiendo ambas ecuaciones y despejando F obtenemos:

$$F * [\ln(4.55) - \ln(2)] = \ln(4.23) - \ln(1.94) \rightarrow F \approx 0.95$$

Este procedimiento no es muy práctico, ya que permite encontrar los parámetros implícitos en la escala de equivalencia referencial únicamente para dos composiciones familiares específicas. Una alternativa más completa consiste en buscar el parámetro F tal que, para todo un rango de composiciones familiares, la escala paramétrica se parezca en el mayor grado posible a la escala referencial elegida.

Sea $E(A,K)$ la escala referencial, A el número de adultos y K el número de niños. Dado un valor para p , buscamos el parámetro F de acuerdo a la siguiente fórmula:

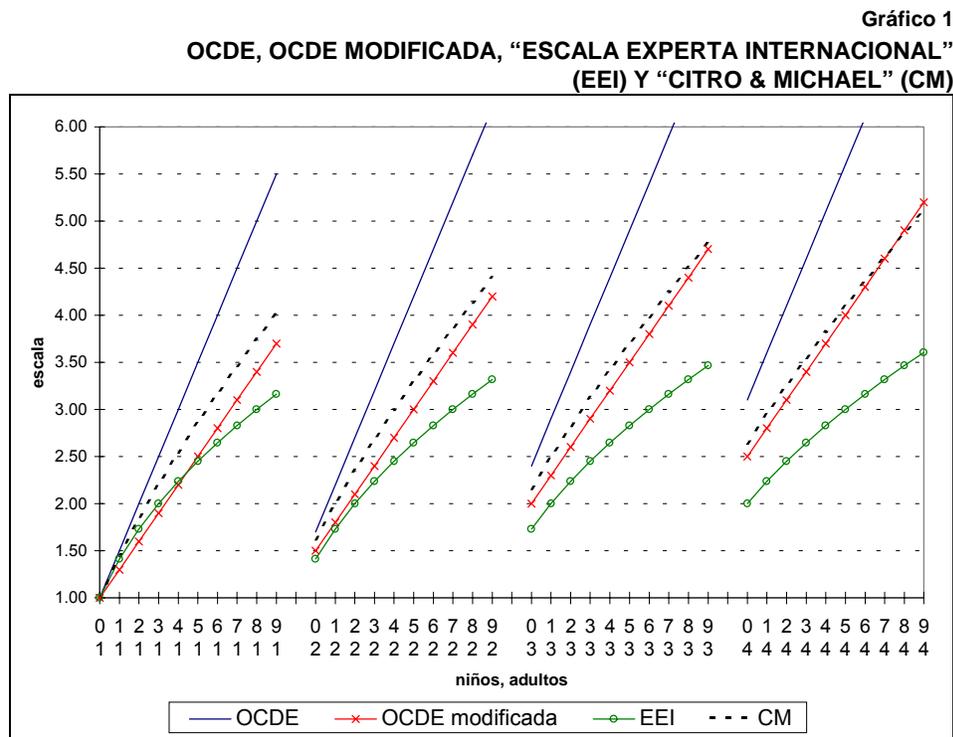
$$\min \sum_A \sum_K (E(A, K) - (A + pK)^F)^2$$

Para la escala de Engel calculada anteriormente y suponiendo que $p = 0.85$, se obtendría $F = 0.929$.

El proceso de minimización de la distancia entre dos escalas de equivalencia permite estimar más de un parámetro; es decir, puede entregar la combinación óptima de p y F tal que la escala paramétrica generada se asemeje a la escala referencial. Para esto, se puede construir una tabla en la que se calcula el valor óptimo de F y el error de estimación para distintos valores de p . Al final, se elige el valor de p que minimice el error de estimación. En el caso de la escala de Engel presentada en este anexo, los parámetros óptimos son $p = 0.946$ y $F = 0.903$ (con 3 dígitos de precisión).

Valores tan elevados para el parámetro F pueden llamar la atención, puesto que implican que las economías de escala son casi inexistentes. Sin embargo, estos resultados son congruentes con una escala obtenida por el método de Engel, ya que ésta tiende a *sobrestimar los valores*, como se anotó anteriormente en el texto principal. Si se calculara los parámetros utilizando como referencia la escala de Rothbart en este anexo, se obtendrían economías de escala considerablemente mayores, ($F \approx 0.35$ y $p \approx 0.9$, aproximadamente). De modo que los valores aquí presentados para los parámetros no deben ser interpretados como valores referenciales para un ejercicio de este tipo.

2. Comparación entre algunas escalas de equivalencia utilizadas



En el gráfico 1 se muestran tres escalas comúnmente utilizadas en los estudios sobre pobreza y distribución del ingreso en los países desarrollados, y además la escala propuesta para la nueva línea de pobreza de EEUU en Citro y Michael (1995). Las dos primeras se atribuyen a la Organización de Cooperación para el Desarrollo Económico (OCDE) y consisten en escalas paramétricas que consideran las necesidades de los miembros del hogar, pero no hacen explícita la existencia de economías de escala. La primera escala, denominada OCDE, asigna el valor 1 para el primer adulto, 0.7 para cada adulto adicional y 0.5 para cada niño menor a 14 años de edad. La segunda escala, “OCDE modificada”, reemplaza con 0.5 y 0.3 los valores para adultos adicionales y niños respectivamente.

La tercera escala -utilizada en numerosos estudios de OCDE, LIS y Eurostat- también obedece a una formulación paramétrica y se construye como la raíz cuadrada del número de miembros del hogar (es decir, n^θ con $\theta = 0.5$). De acuerdo con la denominación que da a estas escalas el artículo de Burkhauser y otros (1996), se la identificará como “Escala Experta Internacional” o EEI.

La escala “CM” -propuesta en Citro y Michael (1995) para la construcción de una nueva línea de pobreza en los Estados Unidos- es una escala bi-paramétrica que permite especificar el grado de economías de escala y las necesidades relativas de los miembros del hogar, clasificados en niños o adultos. Su construcción se realiza a partir de la ecuación $(\text{“Adultos”} + p * \text{“Niños”})^F$ con los valores $p = 0.7$ y $F = 0.7$.

La comparación gráfica entre las tres escalas es bastante ilustrativa. La escala OCDE asigna valores mucho mayores para cualquier tamaño de familia respecto a las otras tres alternativas, seguida por la escala CM. La escala “OCDE modificada” asigna valores superiores a los de la escala EEI, a menos que el hogar sea uniparental y tenga menos de seis niños. Tanto OCDE como

“OCDE modificada” tienen una pendiente constante, ya que no asumen economías de escala explícitamente.

Si bien para tamaños familiares pequeños la diferencia entre escalas no es muy importante, tamaños familiares mayores pueden ocasionar discrepancias drásticas entre ellas. Por ejemplo, una familia de dos adultos y dos niños equivale a 2.70 adultos según OCDE, 2.10 adultos según “OCDE modificada”, 2.00 adultos según EEI y 2.36 adultos según CM. En cambio, para una familia compuesta por tres adultos y siete niños, los valores son 5.90, 4.10, 3.16 y 4.25, respectivamente.

La forma de construcción de las escalas analizadas también puede tener consecuencias importantes en su aplicación. Por ejemplo, de acuerdo con las dos escalas de la OCDE, el primer niño en una familia uniparental representa un gasto similar al del séptimo niño en un hogar de tres adultos. De manera similar, la escala EEI asume que una pareja con dos hijos adolescentes necesita lo mismo para vivir que una madre soltera con tres hijos pequeños.

En cierta forma, puede suponerse que la escala OCDE está “sobrestimada” ya que, además de utilizar valores altos para las necesidades relativas de los miembros del hogar, no incorpora un efecto de economías de escala. De la misma forma, la escala EEI parece no ser apropiada para su utilización cuando el tamaño familiar medio es muy grande. Por ejemplo, es difícil aceptar que las necesidades de un hogar con cuatro adultos y nueve niños representan tan sólo 3.61 veces las de un adulto.

En cuanto a la medición de la pobreza, la escala OCDE producirá estimaciones mayores siempre que se utilice una línea de pobreza absoluta. Si se asume que los hogares pobres tienen un tamaño medio mayor al de los hogares no pobres, también es posible predecir que la escala “OCDE modificada” producirá estimaciones mayores de pobreza que la escala EEI. En general, el efecto sobre la medición de la desigualdad dependerá de la estructura demográfica de la población.

iv) Generación de Escalas Uni-paramétricas y Bi-paramétricas

En esta sección se construyen escalas uni-paramétricas -que contemplan únicamente economías de escala- y bi-paramétricas -que incorporan tanto economías de escala como “equivalencia de necesidades”- que imitan el comportamiento de las escalas analizadas anteriormente. Esto se realiza eligiendo valores para los parámetros tales que minimicen la distancia entre la escala paramétrica y la escala referencial, dado el número máximo de miembros del hogar. Para efectos ilustrativos, se considera un caso “medio” (familias de hasta 3 adultos y 6 niños) y un caso “alto” (familias de hasta 4 adultos y 9 niños).

Cuadro 4

VALORES QUE MINIMIZAN EL ERROR AL CUADRADO SEGÚN COMPOSICIONES FAMILIARES

	# Adultos	# Niños	Uni-paramétrica		Bi-paramétrica		
Referencia			θ	error ²	F	P	error ²
OCDE	3	6	0.7417	0.65917	0.841	0.697	0.12346
	4	9	0.7657	2.44803	0.857	0.696	0.53087
OCDE	3	6	0.5689	0.67714	0.691	0.571	0.16471
Modificada	4	9	0.6037	2.56131	0.718	0.5710	0.73580
EEI	3	6	0.5	---	0.565	0.7	0.10886
$\theta = 0.5$	4	9	0.5	---	0.558	0.7	0.28729
CM	3	6	0.6183	0.23793	0.7	0.7	---
$P = 0.7$ $F = 0.7$	4	9	0.6265	0.71409	0.7	0.7	---

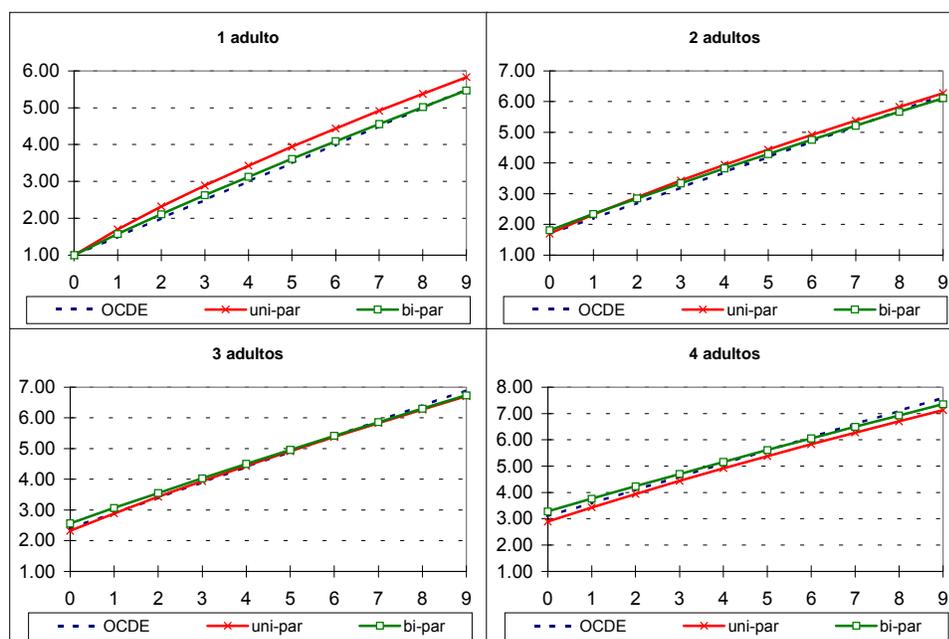
La tabla anterior muestra que la escala bi-paramétrica tiene una mayor facilidad para adaptarse a cualquier escala de referencia con respecto a la escala uni-paramétrica, pues genera un error menor para un mismo tamaño familiar. Este resultado es obvio, dado que la escala

biparamétrica dispone de un parámetro adicional para mejorar su ajuste. A medida que el tamaño familiar máximo crece, el error aumenta.

Comparadas en términos uni-paramétricos, EEI es la que mayores economías de escala asume, seguida por la “OCDE modificada”, CM y OCDE. También es posible notar que “OCDE modificada” y CM son muy similares cuando se las expresa enteramente en términos de un parámetro para economías de escala.

En términos de una escala bi-paramétrica, la comparación de los valores no necesariamente es siempre posible. Esto se debe a que si bien el parámetro p se estima libremente para las escalas OCDE, no sucede lo mismo para la escala EEI, que requiere de la elección de una cota máxima para el valor de ese parámetro. Por lo tanto, no es correcto decir que la escala EEI presenta una “equivalencia por unidad de consumidor” similar a la de la escala OCDE; sin embargo, sí podemos concluir que OCDE presenta mayores economías de escala que EEI, para un valor similar de p . También es posible notar que la escala de equivalencia recomendada en Citro y Michael (1995) asume menores economías de escala que la EEI, para un mismo valor de p .

Gráfico 2
ESCALA OCDE Y ESCALAS PARAMÉTRICAS CORRESPONDIENTES

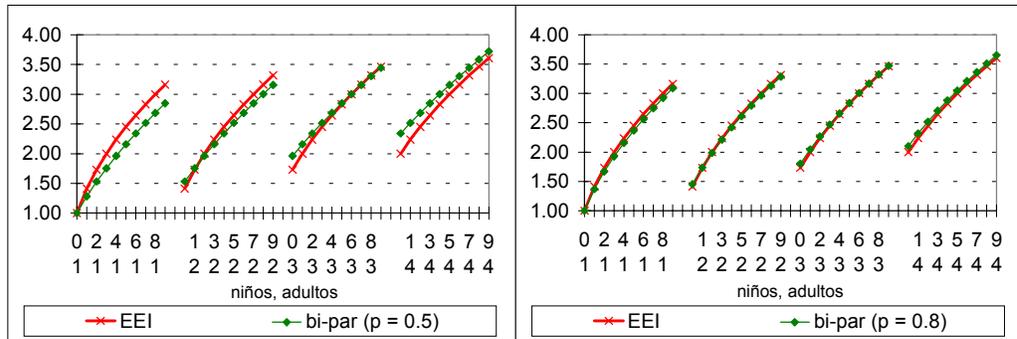


El gráfico 2 muestra la escala OCDE y dos escalas paramétricas generadas de manera que minimicen la distancia respecto a ella. Puede observarse que, cuando en el hogar hay dos o menos adultos, la escala uni-paramétrica sobrestima las equivalencias respecto a la escala OCDE a medida que crece el número de niños; en cambio, si el número de adultos es superior a dos, un aumento en el número de niños acerca la escala uni-paramétrica a la escala de referencia. La escala bi-paramétrica puede imitar muy de cerca el comportamiento de la escala OCDE. En general, tiende a sobrestimar ligeramente respecto a la escala de referencia cuando el número de niños es reducido, y a subestimar en el caso contrario.

De acuerdo con lo dicho anteriormente, el impacto de utilizar alguna escala en reemplazo de OCDE será menor si se elige una bi-paramétrica, ya que presenta sesgos menores que la escala uni-paramétrica. Cuán afectada se vea la medición de la pobreza y de la distribución del ingreso al

reemplazar una escala por otra dependerá de la estructura demográfica de la población bajo análisis.

Gráfico 3
ESCALA EEI Y ESCALAS BI-PARAMÉTRICAS CORRESPONDIENTES



El gráfico 3 muestra a la escala EEI y escalas bi-paramétricas generadas de manera que minimicen la distancia con respecto a la primera. En este caso, es necesario acotar exógenamente el valor máximo de p , pues de otra forma la mínima distancia se obtiene con $p = 1$. En la sección izquierda del gráfico se supone que $p = 0.5$, mientras que en la parte derecha, $p = 0.8$. Puede observarse que el error de estimación disminuye a medida que p se acerca a 1. En general, la escala bi-paramétrica entrega valores más pequeños que la EEI en los hogares con pocos adultos, mientras que lo contrario sucede en hogares con muchos adultos.

3. Bibliografía complementaria sobre “escalas de equivalencia”

Num	Autor(es)	Título	Revista	Año
1	Awad, Yaser; Israeli, Niri	<i>Poverty and Income Inequality: An International Comparison, 1980s and 1990s</i>	LIS Working Paper N.166 (en http://lissy.ceps.lu)	?
2	Betson, David	<i>Is Everything Relative? The Role of Equivalence Scales in Poverty Measurement (Preliminary Version)</i>	(en http://www.census.gov)	1996
3	Blundell, Richard; Lewbel, Arthur	“The Information Content of Equivalence Scales”	<i>Journal of Econometrics</i> , vol.50, pp.49-68	1991
4	Bojer, Hilde	“The Effect on Consumption of Household Size and Composition”	<i>European Economic Review</i> , vol.9, n.2, pp.169-193	1977
5	Browning, Martin	“Children and Household Economic Behavior”	<i>Journal of Economic Literature</i> , vol.30, n.3, pp.1434-1475	1992
6	Buhmann, Brigitte; Rainwater, Lee; Schmaus, Günther; Smeeding, Timothy	“Equivalence Scales, Well-Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database”	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol.34, n.2, pp.115-142	1988
7	Burkhauser, Richard; Smeeding, Timothy; Merz, Joachim	“Relative Inequality and Poverty in Germany and the United States using Alternative Equivalence Scales”	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol. 42, n.4, pp.381-400	1996
8	Citro, Constance; Michaels, R. (eds.)	<i>Measuring Poverty: A New Approach</i>	National Academy Press (en www.census.gov)	1995
9	Conniffe, Denis	“The Non-Constancy of Equivalence Scales”	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol.38, n.4	1992
10	Coulter, Fiona A.E.; Cowell, Frank, A.; Jenkins, Stephen P.	“Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty”	<i>The Economic Journal</i> , vol.102, pp.1067-1082	1992
11	Danziger, Sheldon; van der Gaag, Jacques; Taussig, Michael; Smolensky, Eugene	“The Direct Measurement of Welfare Levels: How Much Does It Cost to Make Ends Meet?”	<i>The Review of Economics and Statistics</i> , vol.46, n.3, pp.500-505	1984
12	de Vos, Klaas; Zaidi, Asghar	“Equivalence Scale Sensitivity of Poverty Statistics for the Member States of the European Community”	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol.43, n.3, pp.319-333	1997
13	Deaton, Angus	<i>Three Essays on a Sri Lanka Household Survey</i>	LSMS Working Paper N.11. The World Bank. Washington D.C.	1981
14	Deaton, Angus	<i>The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy</i>	World Bank. The John Hopkins University Press.	1997
15	Deaton, Angus S.; Ruiz-Castillo, Javier; Thomas, Duncan	“The Influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns: Theory and Spanish Evidence”	<i>Journal of Political Economy</i> , vol.97, n.1, pp.179-203	1989
16	Deaton, Angus; Muellbauer, John	<i>Economics and Consumer Behavior</i>	Cambridge University Press	1980
17	Deaton, Angus; Muellbauer, John	“On Measuring Child Costs: With Applications to Poor Countries”	<i>Journal of Political Economy</i> , vol.94, n.4, pp.720-744	1986
18	Deaton, Angus; Zaidi, Salman	“Directrices para construir agregados de consumo a efectos del análisis del bienestar (Versión Preliminar)”	En CEPAL, <i>3er Taller Regional: Medición del Gasto en las Encuestas de Hogares</i>	1999
19	Duclos, Jean-Yves; Mercader-Prats, Magda	“Household Needs and Poverty: With Application to Spain and the UK.”	Recherche en Politique Economique, Université Laval, Département d'économique (http://www.ecn.ulaval.ca)	1996
20	Economic Commission for Europe	<i>Equivalence Scales and Distribution of Household Incomes: Do Different Scales Change the Messages on Inequalities?</i>	Central Statistical Office of Austria. Economic Commission for Europe. United Nations	1991

(Continuación)

Num	Autor(es)	Título	Revista	Año
21	Fernández, Adrian	"Limitaciones del Ingreso per Cápita: Adulto Equivalencias y Economías de Escala"	<i>Aspectos Metodológicos sobre Medición de la Línea de Pobreza: El Caso Uruguayo</i> . Instituto Nacional de Estadística de Uruguay. pp.115-130	1996
22	Figini, Paolo	<i>Inequality Measures, Equivalence Scales and Adjustment for Household Size and Composition</i>	LIS Working Paper No.185 (en http://lissy.ceps.lu)	1998
23	Fisher, Franklin	"Household Equivalence Scales and Interpersonal Comparisons"	<i>Review of Economic Studies</i> , vol.54, pp.519-524	1987
24	Gronau, Reuben	"Consumption Technology and the Intrafamily Distribution of Resources: Adult Equivalence Scales Reexamined"	<i>Journal of Political Economy</i> , vol. 96, n.6, pp.1183-1205	1988
25	Grootaert, Christiaan	<i>The Conceptual Basis of Measures of Household Welfare and their Implied Survey Data Requirements</i>	LSMS Working Paper N.19. The World Bank. Washington D.C.	1982
26	Haq, Mohammed Ohidul	"On the Measurement of Consumers' Equivalence Scales: A Review"	<i>Indian Journal of Quantitative Economics</i> , vol. 9, n. 2, pp. 35-69	1994
27	Kakwani, Nanak C.	"On the Estimation of Consumer Unit Scales"	<i>The Review of Economics and Statistics</i> , vol. 59, n.4, pp.507-510	1977
28	Lanjouw, Peter; Milanovic, Branko; Paternostro, Stefano	"Economies of Scale and Poverty: The Impact of Relative Price Shifts During Economic Transition"	Mimeo	1998
29	Lanjouw, Peter; Ravallion, Martin	"Poverty and Household Size"	<i>The Economic Journal</i> , vol.105, pp.1415-1434	1995
30	Lazear, Edward; Michael, Robert	"Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income"	<i>The American Economic Review</i> , vol.70, n.1, pp.91-107	1980
31	León, Arturo	"Escalas de Equivalencia: Su Impacto en el Nivel y Distribución del Bienestar"	<i>Aspectos Metodológicos sobre Medición de la Línea de Pobreza: El Caso Uruguayo</i> . Instituto Nacional de Estadística de Uruguay. pp.131-140	1996
32	Lewbel, Arthur	"Household Equivalence Scales and Welfare Comparisons"	<i>Journal of Public Economics</i> , vol.39, pp.377-391	1989
33	Lluch, Constantino	"The Extended Linear Expenditure System"	<i>European Economic Review</i> , vol.4, pp.21-32	1973
34	McClements, L.D.	"Equivalence Scales for Children"	<i>Journal of Public Economics</i> , vol.8, n.2, pp.191-210	1977
35	Minujin, Alberto; Scharf, Alejandra	"Adulto Equivalente e Ingreso per Cápita: Efectos Sobre la Estimación de la Pobreza"	<i>Revista Desarrollo Económico</i> , vol. 29, n.113	1989
36	Morales Vergara, Julio	"Unidades Equivalentes y Necesidades de Consumo en América Latina y Crítica a la Relación de Dependencia Convencional"	<i>Conferencia Regional Latinoamericana de Población</i> . pp.64-70	1972
37	Muellbauer, John	"The Estimation of the Prais-Houthakker Model of Equivalence Scales"	<i>Econometrica</i> , vol.48, pp.153-176	1980
38	Muellbauer, John	"Household Composition, Engel Curves and Welfare Comparisons Between Households: A Duality Approach"	<i>European Economic Review</i> , vol.5, n.2, pp.103-122	1974
39	Muellbauer, John	"Identification and Consumer Unit Scales"	<i>Econometrica</i> vol.43, n.4, pp.807-809	1975
40	Nelson, Julie	"Methods of Estimating Household Equivalence Scales: An Empirical Investigation"	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol.38, n.3, pp.295-310	1992
41	Nelson, Julie	"Household Equivalence Scales: Theory versus Policy?"	<i>Journal of Labor Economics</i> , vol.11, n.3, pp.471-493	1993
42	Nicholson, J.L.	"Appraisal of Different Methods of Estimating Equivalence Scales and Their Results"	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol.22, n.1, pp.1-11.	1976
43	Phipps, Shelley; Garner, Thesia	"Are Equivalence Scales the Same for the United States and Canada?"	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol.40, n.1, pp.1-18.	1994

Num	Autor(es)	Título	Revista	Año
44	Pollak, Robert; Wales, Terence	"Welfare Comparisons and Equivalence Scales"	<i>American Economic Review</i> , vol.69, pp.216-221	1979
45	Seneca, J.J.; Taussig, M.K.	"Family Equivalence Scales and Personal Income Tax Exemptions for Children"	<i>Review of Economics and Statistics</i> , vol.53, pp.253-262.	1971
46	Singh, Balvir; Nagar, A.L.	"Determination of Consumer Unit Scales"	<i>Econometrica</i> vol.41, n.2, pp.347-355	1973
47	Tsakloglou, Panos	"Estimation and Comparison of Two Simple Models of Equivalence Scales for the Cost of Children"	<i>The Economic Journal</i> , vol.101, pp.343-357	1991
48	van der Gaag, Jaques; Smolensky, Eugene	"True Household Equivalence Scales and Characteristics of the Poor in the United States"	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol.28, n.1, pp.17-28	1982
49	van Praag, Bernard; Goedhart, Theo; Kapteyn, Arie	"The Poverty Line - A Pilot Survey in Europe"	<i>The Review of Economics and Statistics</i> , vol.62, n.3, pp.461-465	1980
50	van Praag, Bernard; Hagenaars, Aldi; van Weerden, Hans	"Poverty in Europe"	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol.28, n.3, pp.345-359	1982

	OTROS ARTÍCULOS	Título	Revista	Año
1	Atkinson, Anthony; Rainwater, Lee; Smeeding, Timothy	<i>Income Distribution in OECD Countries. Evidence from the Luxembourg Income Study</i>	OECD, Paris	1995
2	Barten, A.P.	"Family composition, Prices and Expenditure Patterns"	<i>An Econometric Analysis for National Economic Planning: 16th Symposium of the Colston Society</i> , Hart, Mills y Whitaker, eds	1964
3	Binh, T.N. Whiteford, P.	"Household Equivalence Scales: New Australian Estimates from the 1984 Household Expenditure Survey."	<i>Economic Record</i> , p.221-234	1990
4	Blackorby C.	"Household equivalence scales and welfare comparisons: A comment"	<i>Journal Of Public Economics</i> , vol.50, n.1, pp. 143-146	1993
5	Blackorby, C. Donaldson, D.	<i>Adult-equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being</i>	University of British Columbia. Department of Economics, Discussion Paper no.91-08	1991
6	Blundell, R.	"Estimating Continuous Consumer Equivalence Scales in an Expenditure Model with Labour Supply"	<i>European Economic Review</i> , vol.14, pp.145-157	1980
7	Bosch-Domenech, A.	"Economics of Scale, Location, Age and Sex Discrimination in Household Demand"	<i>European Economic Review</i> , vol.35, pp.1589-1595	1991
8	Bradbury, B.	"Family Size Equivalence Scales and Survey Evaluations of Income and Well-Being."	<i>Journal of Social Policy</i> , vol.18, n.3, pp.383-408	1989
9	Brown; Deaton	"Models of Consumer Behaviour: a Survey"	<i>The Economic Journal</i> , vol.82, pp.1145-1236	1972
10	Coulter, F.; Cowell, F; Jenkins, S.	"Differences in Needs and Assesment of Income Distributions"	<i>Bulletin of Economic Research</i> , vol.44, p.77-124	
11	Ebert, U.	"Income Inequality and Differences in Household Size"	<i>Mathematical Social Sciences</i> , vol.30, n.1, pp. 37-55	1995
12	Ebert, U.	"Using Equivalent Income of Equivalent Adults to Rank Income Distributions"	<i>Social Choice and Welfare</i> , vol.16, n.2., pp.233-258	
13	Espenshade, Thomas	<i>Investing in Children: New Estimates of Parental Expenditures</i>	Urban Institute Press	1984
14	Förster, M.	Measure of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons	Labor Market and Social Policy Ocasional Paper No.14, OECD, Paris	1990
15	Forsyth, F.G.	"The Relationship Between Family Size and Family Expenditure"	<i>Journal of the Royal Statistical Society</i> , vol.123, pp.367-397	1960

(Conclusión)

	OTROS ARTÍCULOS	Título	Revista	Año
16	Garganas, N.C.	"Family Composition, Expenditure Patterns and Equivalence Scales for Children"	Cap. 7 en <i>Poverty and Progress</i> , Ed. G.Fiegehen, S.Lansley, A.D.Smith para el National Institute of Social Economic Research, Cambridge	1977
17	Glewwe, P.	"Household Equivalence Scales and the Measurement of Inequality"	<i>Journal Of Public Economics</i> , vol.44, n.2, pp. 211-216	1991
18	Gronau, R.	"The Intrafamily Allocation of Goods: How to Separate the Adult from the Child"	<i>Journal of Labor Economics</i> , vol.9, pp.207-235	1991
19	Hagenaars, A.J.M.; de Vos, K.; Zaidi, M.A.	Patterns of Poverty in Europe	Artículo presentado en la 23ra Conferencia General del IARIW, St.Andrews, Canadá	1994
20	Jenkins, S.P.; Cowell, F.A.	"Parametric Equivalence Scales and Scale Relativities"	<i>The Economic Journal</i> , vol.104, pp.891-900	1994
21	Johnson, D.S.; Garner, T	<i>The Estimation of Unique Equivalence Scales</i>	Bureau of Labor Statistics, Working Paper N.239	1993
22	Jorgenson, D.; Slesnick, D.	"Aggregate Consumer Behaviour and Household Equivalence Scales"	<i>Journal of Business and Economic Statistics</i> , vol.5, n.2, pp.219-232	1987
23	Kapteyn, A.; Van de Praag, B.	"A New Approach to the Construction of Family Equivalence Scales"	<i>European Economic Review</i> , vol.7, pp.313-335	1976
24	Lazear, E.P.; Michael, R.T.	"Estimating the Personal Distribution of Income with Adjustment for Within-Family Variation"	<i>Journal of Labor Economics</i> , vol.4, S216-S239	1986
25	Lewbel, A.	"Cost of Characteristics Indices and Household Equivalence Scales"	<i>European Economic Review</i> , vol.35, n.6, pp. 1277-1293	1991
26	Lewbel, A.	"Identification and Estimation of Equivalence Scales Under Weak Separability"	<i>Review of Economic Studies</i> , vol.56, p.311-316	1989
27	Merz, J.; Garner, T.; Smeeding, M.; Faik, J.	"Equivalence Scales Based on a Revealed Preference Consumption Expenditures"	<i>Jahrbücher für National Ökonomie und Statistik</i> , vol.214, n.4, pp.425-447	1995
28	Muellbauer, J.	"Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children"	<i>The Economic Journal</i> , vol.87, pp.460-87	1977
29	Pashardes, Panos	"Contemporaneous and Intertemporal Child Costs. Equivalent Expenditure vs. Equivalent Income Scales"	<i>Journal of Public Economics</i> , vol.45, pp.191-213	1991
30	Pendakur, K.	"Semiparametric Estimates and Tests of Base-Independent Equivalence Scales"	<i>Journal of Econometrics</i> , vol.88, n.1, pp.1-40	1998
31	Podder, N.	"The Estimation of an Equivalent Income Scale"	<i>Australian Economic Papers</i> , pp.175-187	1971
32	Prais, S.J.; Houthakker, H.S.	<i>The Analysis of Family Budgets</i>	Cambridge University Press	1955
33	Radner, D.	"Noncash Income, Equivalence Scales, and the Measurement of Economic Well-Being"	<i>The Review of Income and Wealth</i> , vol.43, n.1	1997
34	Ray, R.	"Measuring the Costs of Children: An alternative approach"	<i>Journal of Public Economics</i> , vol.22, pp.89-102	1983
35	Ruggles, P.	<i>Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy</i>	The Urban Institute Press, Washington DC	1990
36	Watts, H.	"The Isoprop Index: An Approach to the Determination of Differential Poverty Income Thresholds"	<i>Journal of Human Resources</i> , vol.2, n.1, pp.3-18	1967
37	Wirtz, W.; Burdetsky, B.	<i>Revised Equivalence Scales for Estimating Equivalent Incomes or Budget Costs by Family Type</i>	U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. Bulletin N.1570-2	1968



Serie

estudios estadísticos y prospectivos



Números publicados

- 1 Hacia un sistema integrado de encuestas de hogares en los países de América Latina, Juan Carlos Feres y Fernando Medina (LC/L.1476-P), N° de venta: S.01.II.G.7, (US\$ 10.00), 2001. [www](#)
- 2 Ingresos y gastos de consumo de los hogares en el marco del SCN y en encuestas a hogares, Heber Camelo (LC/L.1477-P), N° de venta: S.01.II.G.8, (US\$ 10.00), 2001. [www](#)
- 3 Propuesta de un cuestionario para captar los ingresos corrientes de los hogares en el marco del SCN 1993, Jorge Carvajal (LC/L.1478-P), N° de venta: S.01.II.G.9, (US\$ 10.00), 2001. [www](#)
- 4 Enfoques para la medición de la pobreza. Breve revisión de la literatura, Juan Carlos Feres y Xavier Mancero (LC/L.1479-P), N° de venta: S.01.II.G.10, (US\$ 10.00), 2001. [www](#)
- 5 Proyecciones latinoamericanas 2000-2001, Alfredo Calcagno, Sandra Manuelito y Gunilla Ryd (LC/L.1480-P), N° de venta: S.01.II.G.11, (US\$ 10.00), 2001. [www](#)
- 6 La vulnerabilidad social y sus desafíos, una mirada desde América Latina, Roberto Pizarro (LC/L.1490-P), N° de venta: S.01.II.G.30, (US\$ 10.00), 2001. [www](#)
- 7 El método de las necesidades básicas insatisfechas (NBI) y sus aplicaciones en América Latina, Juan Carlos Feres y Xavier Mancero (LC/L.1491-P) N° de venta: S.01.II.G.31, 2001. [www](#)
- 8 Escalas de equivalencia: reseña de conceptos y métodos, Xavier Mancero (LC/L.1492-P), N° de venta: S.01.II.G.32, (US\$ 10.00), 2001. [www](#)

- 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, publications@eclac.cl.
- [www](#): Disponible también en Internet: <http://www.eclac.cl>

<p>Nombre:</p> <p>Actividad:.....</p> <p>Dirección:.....</p> <p>Código postal, ciudad, país:</p> <p>Tel.: Fax: E.mail:</p>
--