

ESTIMAÇÃO DE ESCALAS DE EQUIVALÊNCIA PARA O BRASIL

Fábio Monteiro Vaz*
Kátia Cristina da Silva Vaz**

Resumo: Na literatura sobre pobreza e desigualdade, utiliza-se em geral a renda familiar *per capita* como medida de comparação do bem-estar de famílias com diferentes composições demográficas. Esta medida de bem-estar, no entanto, contraria as idéias geralmente aceitas de que uma criança custa menos do que um adulto e de que duas pessoas morando juntas podem viver com menos recursos do que duas pessoas separadas a um mesmo nível de bem-estar. Uma forma de incorporar estes fatores pode ser feita com a utilização de um índice que converte as rendas nominais de famílias de diferentes composições demográficas em uma medida comparável de bem-estar. Este índice é chamado de escala de equivalência e pode ser interpretado como o custo relativo necessário para igualar o bem-estar de um domicílio com um dado tamanho e composição demográfica em relação a um domicílio de comparação. Estabelecida a importância das escalas de equivalência para as análises de bem-estar, resta a questão de quais valores numéricos estas escalas devem assumir. Este artigo apresenta modelos alternativos de estimação das escalas de equivalência para a economia brasileira utilizando dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares.

Palavras-chave: escalas de equivalência; bem-estar; método de Engel; método de Rothbarth.

Abstract: In the literature on poverty and inequality, the *per capita* income is usually used to compare the well-being of families with different demographic compositions. However, this measure of well-being contradict the ideas generally accepted that a child costs less than an adult and that two people living together can live with less resources than two separate people at the same level of well-being. One way to incorporate these factors can be made with the use of an index that converts nominal incomes of household of different demographic compositions into a comparable measure of well-being. This index is called equivalence scale and can be interpreted as the relative cost necessary to compare the well-being of households with different size and composition in relation to a reference household. Established the importance of the equivalence scales for the well-being analyses, it remains the question of which numerical values these scales must assume. This article presents alternative models of estimation of the equivalence scales for the Brazilian economy using the *Pesquisa de Orçamentos Familiares*.

Keyword: equivalence scales; well-being; Engel method; Rothbarth method.

JEL: D12, I32.

Área ANPEC: 11 (Economia Social e Demografia Econômica).

* Doutorando em economia da UnB e técnico de pesquisa do IPEA, e-mail: fabio.vaz@ipea.gov.br

** Doutoranda em economia da UnB e analista da SENARC/MDS, e-mail: katia.silva@mds.gov.br

1. INTRODUÇÃO

Nos estudos sobre desigualdade e pobreza, a abordagem mais comum é centrar a análise em um indicador de bem-estar obtido a partir de informações do domicílio ou da família – em geral a renda familiar ou domiciliar *per capita* – para indicar o bem-estar de cada membro do domicílio ou da família. Como muitas decisões são tomadas dentro do âmbito familiar, a existência de membros que consomem recursos mas que não possuem renda própria faz com que os rendimentos auferidos pelos membros remunerados sejam em alguma medida repartidos entre os demais membros da família. Isso faz com que a família ou o domicílio seja uma unidade de referência natural para se analisar o bem-estar dos indivíduos.

É importante, portanto, saber o quanto que os membros de um domicílio estão melhores em relação aos membros de um outro domicílio. Dado que ambos os domicílios se deparam com os mesmos preços, uma maneira de se fazer esta comparação de bem-estar é simplesmente comparar a renda domiciliar *per capita*. Entretanto, tal abordagem levanta a questão de o quanto que estas medidas *per capita* formam uma base para a comparação de bem-estar entre domicílios. Como colocam Deaton e Muellbauer (1986, cap. 8), é possível (e provável) que as necessidades dos indivíduos variem com as características dos membros do domicílio: crianças possuem menos necessidades que os adultos; idosos possuem necessidades diferentes de crianças. Além disso, é provável que a organização dos indivíduos em famílias ou domicílios crie espaço para a existência de economias de escala no consumo domiciliar, seja porque os membros da família se beneficiam do consumo um do outro, seja porque existem bens públicos que podem ser utilizados por todos os membros da família sem nenhum custo adicional. Em outras palavras, três pessoas não precisam proporcionalmente de mais carros e banheiros do que duas pessoas; os preços dos alimentos e o custo de preparação dos mesmos são em geral mais baratos quando realizados em grandes quantidades; e em famílias com filhos, as roupas e brinquedos dos filhos mais velhos podem ser em alguma medida reaproveitados nos filhos mais novos.

Dessa forma, a utilização da renda domiciliar *per capita* nas análises de distribuição de renda e pobreza contraria as idéias geralmente aceitas de que uma criança custa menos do que um adulto e de que duas pessoas morando juntas podem viver com menos recursos do que duas pessoas separadas a um mesmo nível de bem-estar. Uma forma de incorporar estes fatores pode ser feita com a utilização de um índice que converte as rendas nominais de famílias de diferentes composições demográficas em uma medida comparável de bem-estar. Este índice é chamado de escala de equivalência e pode ser interpretado como o custo relativo necessário para igualar o bem-estar de um domicílio com um dado tamanho e composição demográfica em relação a um domicílio de comparação. O conhecimento deste índice é de fundamental importância para balizar o diagnóstico e a definição do público-alvo de diversas políticas públicas. Um exemplo importante são os programas de transferência de renda, que tendem a priorizar famílias com mais crianças em detrimento de famílias com menos crianças. Assim, estabelecida a importância das escalas de equivalência, resta a questão de quais valores numéricos estas escalas devem assumir.

O objetivo deste trabalho é apresentar metodologias de cálculo das escalas de equivalência e fazer uma estimação de seus valores para o Brasil a partir dos dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) de 2002-2003. O trabalho será estruturado da seguinte forma. Na próxima seção do artigo define-se o que são as escalas de equivalência e apresentam-se as abordagens existentes para a definição de seus valores, com foco nas escalas estimadas a partir do comportamento observado. Na terceira seção realiza-se a descrição da base de dados e os procedimentos de estimação empírica. Na quarta parte do trabalho apresentam-se os resultados. Por fim, a última seção traz as conclusões mais relevantes deste trabalho.

2. DEFINIÇÃO E MODELOS TEÓRICOS DE ESCALAS DE EQUIVALÊNCIA

2.1 Abordagens existentes para a construção de escalas de equivalência

De acordo com Deaton e Muellbauer (1986), em todas as pesquisas domiciliares que se tem notícia, a despesa total é positivamente relacionada com o número de membros do domicílio, mas menos que proporcionalmente, o que faz com que a despesa domiciliar *per capita* decresça com o tamanho do domicílio. Como resultado, o uso da renda domiciliar *per capita* como medida de bem-estar automaticamente leva a uma sobre-representação de domicílios com muitos membros entre os domicílios pobres, o contrário ocorrendo para os domicílios com poucos membros. Da mesma forma, se utilizarmos um índice que atribui um baixo valor para as necessidades das crianças e que incorpore a existência de economias de escala nas despesas domiciliares, observaremos relativamente poucas crianças na pobreza, e um número relativamente maior de idosos nessa condição em comparação com as medições feitas pela renda domiciliar *per capita*.

A solução mais óbvia, segundo Deaton (1997, p. 242), é estabelecer um sistema de pesos, onde uma criança conte apenas uma fração de um adulto, e um membro adicional conte uma fração do membro anterior, de maneira que o tamanho efetivo do domicílio, representado pela soma dessas frações, é mensurado não mais pelo número de moradores, mas pelo número de “unidades equivalentes efetivas”. O primeiro componente desse sistema equivaleria à *unidade de consumo equivalente*, e representaria a diferença de custos dos membros da família em relação a um membro de comparação (geralmente um adulto). O segundo componente equivaleria à *economia de escala* e representaria a economia de gasto trazida por um membro adicional ao domicílio, mantida a mesma renda familiar *per capita*. Os dois componentes combinados formariam a *escala de equivalência* propriamente dita.

Definido esse sistema de pesos através de uma função $m = m(\mathbf{z}^b)$ que relaciona o vetor de características demográficas do domicílio (\mathbf{z}^b) com o número de “unidades equivalentes efetivas”, a comparação de bem-estar entre os domicílios poderia ser feita comparando-se não mais a renda domiciliar *per capita*, mas a renda domiciliar *por equivalente*, dada por $y^E = y / m(\mathbf{z}^b)$, onde y representa a renda domiciliar total e $m(\mathbf{z}^b)$ representa a escala de equivalência deste domicílio em relação a um domicílio de referência.¹

Segundo Mancero (2001), a literatura especializada apresenta quatro abordagens distintas para a construção de escalas de equivalência.

A primeira abordagem, geralmente associada à construção de linhas de pobreza, parte da informação das necessidades nutricionais de diferentes grupos demográficos para determinar o custo de uma criança em relação a um adulto. Existem pequenas variações na aplicação dessa abordagem. Enquanto em alguns trabalhos a escala de equivalência é simplesmente a razão entre as necessidades calóricas mínimas de dois indivíduos distintos, em outros trabalhos a escala de equivalência é dada pelo custo relativo das cestas de consumo nutricionais mínimas de dois domicílios com composições demográficas distintas próximos à linha de pobreza. No Brasil, o trabalho de Rocha (1998) representa um dos poucos exemplos de aplicação dessa abordagem na mensuração da pobreza das famílias. Na literatura internacional, a metodologia desenvolvida por Mollie Orshansky nos anos 1960s representa a referência mais conhecida, pelo fato de ter sido aplicada na construção das linhas de pobreza dos Estados Unidos.² No entanto, conforme colocam Deaton e Muellbauer (1986), esta abordagem tem sido criticada com base nos mesmos argumentos contrários à definição fisiológica da pobreza: a necessidade é um conceito social e, portanto, não pode ser derivada a partir de medidas fisiológicas [vide também Atkinson (1975)].

A segunda abordagem baseia-se no uso de perguntas subjetivas a respeito das escolhas e preferências dos membros do domicílio. O objetivo dessa abordagem é se contrapor à abordagem

¹ Quando o domicílio de referência é representado por um adulto morando sozinho, m se torna o número de “adultos equivalentes efetivos”.

² Para uma resenha dos trabalhos de Orshansky, ver Fisher (1992).

que utiliza o comportamento de gasto das famílias para determinar as escalas de equivalência observadas. Kapteyn e van Praag (1976) e Goedhart *et al.* (1977), por exemplo, apresentam um método baseado em pesquisas domiciliares onde pergunta-se à pessoa de referência do domicílio qual a renda mínima necessária para que ela satisfaça as necessidades da família. A partir dessa informação, estima-se a relação existente entre a “renda mínima”, a renda familiar e a composição demográfica da família. Normalmente, quanto maior é o nível de renda do domicílio, maior tende a ser a renda que os membros do domicílio consideram mínima para satisfazerem suas necessidades. Para contornar esse “viés” de percepção das famílias, os autores adotam o pressuposto de que apenas os domicílios que consideram mínima uma renda similar à sua renda domiciliar efetiva é que estão próximos da verdadeira resposta. A escala de equivalência é dada então pela razão entre as rendas mínimas de dois domicílios com composições demográficas distintas.

Os argumentos utilizados a favor desse tipo de abordagem é de que a teoria microeconômica tradicional não é satisfatória para explicar o comportamento observado dos consumidores. Diante disso, determinar o “bem-estar” das famílias a partir desse comportamento observado é como determinar a existência de Deus a partir das evidências indiretas coletadas pelos teólogos [Wansbeek e Kapteyn (1983)]. A alternativa natural, portanto, é determinar diretamente o nível de utilidade das famílias, a partir de suas próprias percepções de bem-estar. No entanto, é óbvio que as escalas de equivalência construídas dessa maneira embutem um elemento de subjetividade muito forte. Em especial, não é possível saber qual a interpretação que cada entrevistado dá à expressão “mínimo necessário”.

A terceira abordagem consiste em definir uma forma funcional arbitrária para as escalas de equivalências e atribuir a ela valores de parâmetros exógenos, geralmente extraídos de algum tipo de meta-análise de trabalhos empíricos ou a partir da percepção do pesquisador dos valores que ele considera adequados. Uma escala de equivalência paramétrica bastante utilizada na literatura se encontra em Buhmann *et al* (1988) e é dada por $m = n^\theta$, onde m é o número de pessoas-equivalentes, n é o número de membros do domicílio e θ é um parâmetro que representa a economia de escala de um membro adicional. Se $\theta = 0$, a economia de escala do domicílio é absoluta, e dois domicílios com a mesma renda domiciliar *total* usufruirão o mesmo nível de bem-estar, independentemente do número de membros do domicílio. Se $\theta = 1$, então não há economias de escala, e a renda domiciliar *per capita* se torna o indicador relevante de bem-estar dos membros do domicílio. Estes dois valores certamente devem ser vistos como limites para a correção ideal.

Outras formas funcionais têm sido utilizadas. A OCDE utiliza a função $m = 1 + 0,7*(A-1) + 0,5*C$, que dá peso 1 ao primeiro adulto, 0,7 a cada adulto adicional (A) e 0,5 para cada criança (C). Citro e Michael (1995), por outro lado, sugerem a utilização de $m = (A + pC)^\theta$ na construção da linha de pobreza dos Estados Unidos, onde A representa o número de adultos, p o peso da criança em relação a um adulto, C o número de crianças e θ o parâmetro que representa a economia de escala do domicílio. Os argumentos a favor dessa abordagem é que as formas funcionais mencionadas se ajustam muito bem às escalas de equivalências estimadas de diversos países, e a utilização de uma forma funcional comum é importante para garantir uma certa comparabilidade internacional. O problema é que sua utilização depende justamente de estudos prévios obtidos a partir de uma outra abordagem, e os parâmetros obtidos a partir dessas meta-análises não discriminam diferentes metodologias, que, como mostraremos nesse trabalho, representam não só diferentes formas de mensurar a mesma coisa, mas também diferentes concepções do bem-estar da família.

A quarta abordagem, por fim, parte da investigação empírica do comportamento de gasto das famílias para determinar suas preferências e, indiretamente, o bem-estar relativo de dois domicílios com composições demográficas diferentes. Neste caso, o trabalho de Guimarães e Belluzzo Jr. (2006) – focado exclusivamente na mensuração da economia de escala – representa uma das únicas aplicações conhecidas para o Brasil. A vantagem dessa abordagem é que ela é teoricamente fundamentada, pois se baseia na teoria do consumidor para derivar os modelos de estimação necessários. No entanto, como pretende-se mostrar, a aplicação empírica desta abordagem apresenta uma série de desafios relacionados ao tratamento estatístico das informações.

E, conforme colocam Deaton e Muellbauer (1986, p. 721, tradução própria), “diferentes modelos incorporam diferentes concepções do custo da criança, usualmente implícitas, de maneira que, diferentes modelos, apesar de objetivarem medir o ‘custo da criança’, não estão de fato medindo a mesma coisa”. Como consequência, a mesma evidência empírica pode levar a medidas bastante diferentes do chamado “custo da criança”. O presente trabalho foca sua atenção apenas nessa última abordagem.

2.2 A teoria das escalas de equivalências estimadas a partir do comportamento observado

Os modelos de escalas de equivalência partem de uma extensão da teoria dos índices de custo de vida para modelar o custo de vida relativo de dois domicílios com diferentes composições demográficas. A teoria dos índices de custo de vida se baseia em comparações de funções custos como forma de determinar o custo relativo necessário para se manter um mesmo nível de bem-estar a dois conjuntos de preços diferentes.

Da teoria do consumidor neoclássica sabe-se que o problema do consumidor consiste em maximizar seu bem-estar – representado por uma função de utilidade $u(\mathbf{q})$ – escolhendo a melhor cesta de bens $\mathbf{q} = (q_1, q_2, \dots, q_N)$ que satisfaça a restrição orçamentária $\mathbf{p}'\mathbf{q} = \sum_{i=1}^N p_i q_i \leq x$ (onde $\mathbf{p} = (p_1, p_2, \dots, p_N)$ representa o vetor de preços e x representa o dispêndio total). Associado a essa função de utilidade está a função custo

$$c(u, \mathbf{p}) = \left\{ \min_{\mathbf{q}} \mathbf{p}'\mathbf{q} \text{ sujeito a } u(\mathbf{q}) \geq u^* \right\} \quad (1)$$

que dá o menor valor de despesa necessário para se atingir o nível de utilidade u^* ao nível de preços \mathbf{p} . Se \mathbf{q}^* é a cesta de bens que soluciona o problema de maximização de utilidade do consumidor, então, a preços constantes e nível de utilidade $u^* = u(\mathbf{q}^*)$, esta cesta de bens também é a solução do problema de minimização do custo relacionado a (1).

Se u^R é o nível de bem-estar de referência e \mathbf{p}^1 e \mathbf{p}^0 são dois vetores quaisquer de preços, então o índice de custo de vida é dado por:

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

Da mesma forma que os índices de custo de vida comparam o custo de vida relativo de um domicílio a dois conjuntos de preços diferentes, na abordagem das escalas de equivalência, as características demográficas fazem o papel dos preços, e a escala de equivalência compara o custo de vida relativo de dois domicílios com composições demográficas diferentes. E assim como os índices de custo de vida se baseiam no pressuposto de que os gostos e as preferências do consumidor não mudam com as mudanças dos preços relativos, nas escalas de equivalência também pressupõe-se que a única diferença existente nas preferências de dois domicílios se deve às variações nas características observáveis, de modo que dois domicílios com comportamentos idênticos possuem níveis idênticos de bem-estar.

Suponha que ao invés de ser dado por $u(\mathbf{q})$, o bem-estar da família seja dado por:

$$u = u(\mathbf{q}, \mathbf{z}) \quad (3)$$

onde \mathbf{q} é a cesta de consumo da família e \mathbf{z} é um vetor de características demográficas, por exemplo, o número de pessoas por faixa etária e sexo. Note que por enquanto a equação (3) não incorpora nenhum pressuposto a respeito do modelo de barganha implícito em uma função de utilidade familiar, onde o importante é a determinação das escolhas familiares em detrimento das escolhas individuais dos membros da família. Associado à equação (3) temos uma função custo $c(u, \mathbf{p}, \mathbf{z})$ que fornece o dispêndio mínimo necessário para se alcançar o nível de utilidade u a preços \mathbf{p} e composição demográfica familiar \mathbf{z} . É importante ressaltar que como apenas os pais estão presentes tanto antes quanto depois da chegada da criança ao domicílio, o bem-estar de

referência para o cálculo da escala de equivalência é o bem-estar dos pais. Assim, se \mathbf{p}^R e u^R representam um nível de preços e de bem-estar de referência, então

$$m(\mathbf{z}^b) = \frac{c(u^R, \mathbf{p}^R, \mathbf{z}^b)}{c(u^R, \mathbf{p}^R, \mathbf{z}^R)} \quad (4)$$

representa o custo relativo necessário para equalizar o bem-estar de dois domicílios com composições demográficas diferentes, ao qual se dá o nome de *escala de equivalência*. Se, por exemplo, \mathbf{z}^R representa uma família de dois adultos e \mathbf{z}^b uma família de dois adultos e uma criança, então m representa o custo de vida relativo de uma família de dois adultos e uma criança necessário para se alcançar o mesmo bem-estar de uma família com apenas dois adultos. Alternativamente, ao invés de se calcular a escala de equivalência, pode-se simplesmente calcular o chamado “custo da criança”, dado por:

$$C = c(u^R, \mathbf{p}^R, \mathbf{z}^b) - c(u^R, \mathbf{p}^R, \mathbf{z}^R) \quad (5)$$

Este custo representa a quantidade de dinheiro necessária para restaurar o bem-estar de uma família com composição demográfica \mathbf{z}^b ao nível de bem-estar de uma família com composição demográfica \mathbf{z}^R .

Desde o trabalho pioneiro de Engel (1895), diversos modelos foram desenvolvidos para incorporar o efeito da composição demográfica nos padrões de consumo das famílias. Em alguns desses modelos, para se identificar os parâmetros do componente demográfico da demanda das famílias, é necessário a estimação de um sistema completo de demanda com significativa variação de preços. Em outros modelos, o único requisito é a estimação de uma única equação em uma pesquisa *cross-section*, sem necessidade de dados sobre preços³. No presente trabalho, dada a limitação de dados sobre preços em nossas pesquisas de orçamentos familiares, nos centraremos apenas nos dois principais modelos, o de Engel e o de Rothbarth, que podem ser aplicados sem maiores dificuldades em qualquer pesquisa *cross-section* com dados de despesas familiares. O objetivo será estimar apenas a unidade de consumo equivalente que, como foi visto, é apenas um componente das escalas de equivalência. O outro componente, a economia de escala, não será tratado nesse trabalho, por dois motivos. Em primeiro lugar, porque o modelo de Rothbarth não permite o cálculo de economias de escala. E em segundo lugar, porque a estimação de economias de escala pelo método de Engel apresenta sérios problemas teóricos, conforme apresentado por Deaton e Paxton (1998). Para uma estimação da economia de escala para o Brasil, ver Guimarães e Belluzzo (2006).

2.2.1 O método de Engel

O trabalho de Engel (1895) derivou-se da famosa observação empírica de que, para os domicílios pobres, uma fração maior das despesas totais era direcionada para os gastos com alimentação quando comparado aos domicílios mais ricos. Engel também observou que o mesmo ocorria para domicílios com maior número de membros do que para domicílios com poucos membros, ao mesmo nível de despesas totais. Portanto, para qualquer composição domiciliar, o percentual dos gastos com alimentação em relação aos gastos totais é inversamente relacionado à renda. Assim, Engel concluiu que a fração dos gastos totais com alimentos poderia ser utilizada como um indicador indireto de bem-estar de uma família: quanto maior a proporção de gastos com alimentos, menor o nível de bem-estar da família.

Suponha que, para um dado nível de bem-estar, a função custo de um domicílio é dada por um múltiplo da função custo de um domicílio de referência:

$$c^b(u^b, \mathbf{p}, \mathbf{z}^b) = m(\mathbf{z}^b) c(u^b, \mathbf{p}) = x^b \quad (6)$$

onde $c(u, \mathbf{p})$ é a função custo para a família de referência. A relação entre as funções custo dada pela equação (6) implica a seguinte função utilidade direta:

³ Para uma boa referência sobre os diversos modelos existentes, vide Deaton e Muellbauer (1986, cap. 8), Deaton (1997, cap. 4) e Deaton e Paxton (1998).

$$u^h(\mathbf{q}^h, \mathbf{z}^h) = u(\mathbf{q}^h / m(\mathbf{z}^h)) = u(\tilde{\mathbf{q}}^h) \quad (7)$$

onde $\tilde{q}_i^h = q_i^h / m(\mathbf{z}^h)$. Com isso, a função demanda por unidade equivalente tem a seguinte forma:

$$q_i^h / m(\mathbf{z}^h) = g_i(x^h / m(\mathbf{z}^h), \mathbf{p}) \quad (8)$$

Reescrevendo a equação (8) obtém-se:

$$w_i^h = \frac{p_i q_i^h}{x^h} = \frac{p_i g_i(x^h / m(\mathbf{z}^h), \mathbf{p})}{x^h / m(\mathbf{z}^h)} \quad (9)$$

em que w_i^h representa o percentual gasto com o item i pela família h , a qual é uma função de $x^h / m(\mathbf{z}^h)$ e não de x^h ou $m(\mathbf{z}^h)$ separadamente. Assim, se h é a família de comparação e R é a família de referência, então para um mesmo percentual de gasto com determinado item, conclui-se que:

$$\frac{x^h}{m(\mathbf{z}^h)} = \frac{x^R}{m(\mathbf{z}^R)} \quad (10)$$

Portanto,

$$m(\mathbf{z}^h) = x^h / x^R \quad (11)$$

onde padronizou-se $m(\mathbf{z}^R) = 1$ na passagem de (10) para (11).

Dessa maneira, duas famílias com tamanhos diferentes podem possuir o mesmo nível de bem-estar se e somente se gastarem a mesma proporção de seu orçamento em alimentos. A figura 1 mostra a hipótese de Engel para dois domicílios diferentes, um com apenas 1 adulto (família de referência R) e outro domicílio com 1 adulto e 1 criança (família de comparação h). O eixo vertical mostra a participação dos gastos com alimentação em relação às despesas totais (w_i), enquanto o eixo horizontal mostra o nível de dispêndio total das famílias (x). Para qualquer composição familiar dada, a Lei de Engel postula uma relação negativa entre o percentual de gastos com alimentos e o dispêndio total.

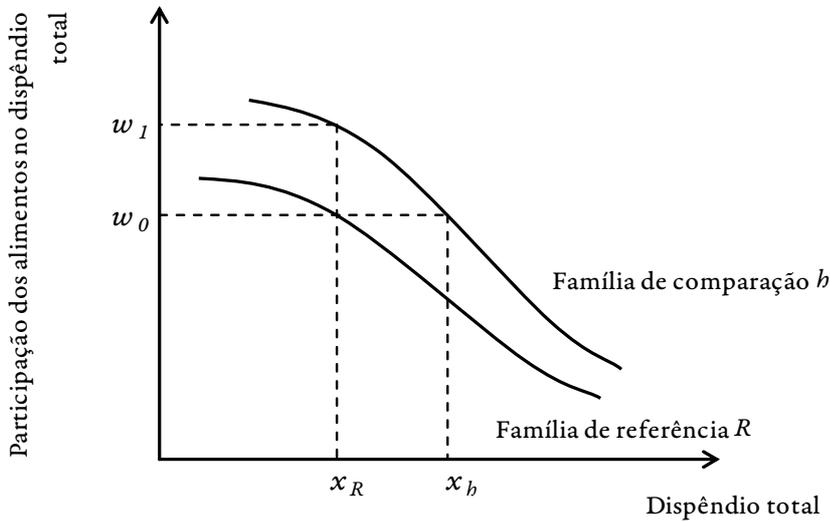


Figura 1 – Método de Engel.

Pela figura acima, observa-se que para um dado nível de gasto (x_R), a família com uma criança possui um nível de bem-estar menor do que o domicílio sem crianças, pois a fração dos gastos com alimentos neste domicílio é maior ($w_1 > w_0$). Alternativamente, para cada nível de bem-estar (por exemplo, w_0), o domicílio que não possui crianças realiza menores gastos ($x_R < x_h$) do que o domicílio com crianças. Tomando o domicílio sem crianças como o domicílio de referência (isto é, para o qual a escala de equivalência é igual a 1), a escala de equivalência pelo método de Engel é obtida pela razão dos gastos nominais x_h / x_R em w_0 . Note que em geral a escala de equivalência será diferente para distintos valores de w^0 .

Uma das maiores vantagens da abordagem de Engel é sua simplicidade de cálculo. Entretanto, este método inspira algumas críticas. Como observa Nicholson (1976), as regularidades empíricas observadas por Engel não são suficientes para utilizar o gasto em alimentos como indicador de bem-estar. Por este motivo, o método de Engel sobrestima a compensação necessária para igualar o bem-estar de uma família em relação a outra com diferente composição demográfica. Para entender isso, imagine por exemplo que um casal de adultos que acaba de ter um filho receba uma compensação em sua renda de maneira a mantê-los no nível de bem-estar anterior à chegada da criança. Como a criança possui um padrão de consumo diferente do de seus pais, a maior parte de seus gastos será em alimentação. Assim, após essa compensação na renda, o nível de vida da família não se deteriorou, mas a proporção dos gastos em alimentos será maior que antes da chegada da criança. Para que a proporção dos gastos em alimentação volte ao nível anterior, é necessário dar à família uma compensação maior do que a que seria necessária. Isto é consistente com os resultados empíricos encontrados por Tsakloglou (1991), Deaton e Muellbauer (1986) entre outros – onde as escalas de equivalência estimadas através da metodologia de Engel são maiores que as estimadas a partir de outros métodos – e com o que é demonstrado teoricamente por Deaton e Muellbauer (1986).

2.2.2 O método de Rothbarth

A abordagem de Rothbarth (1943) parte da identificação de um grupo de bens que é consumido exclusivamente por adultos, chamando de bens de adulto. De acordo com este método, a chegada de um filho na família implica novos gastos cujo financiamento ocorre através da redução do gasto em bens que as crianças não consomem (ou seja, ocorre uma redução dos gastos em bens de adultos). Assume-se, portanto, que uma redução no consumo de bens de adultos (tais como cigarro, álcool, e outros) se reflete numa queda do bem-estar dos pais. Dessa forma, é possível calcular o “custo de uma criança” como a compensação monetária necessária para que a família volte a gastar a mesma proporção de sua renda em bens de adulto, levando-a ao nível prévio à incorporação de um novo membro.

De acordo com este método, os bens e serviços consumidos pelas famílias podem ser divididos em dois grupos: aqueles bens que são consumidos exclusivamente pelos adultos (bens de adultos) e aqueles que são usualmente consumidos por adultos e crianças (outros bens). O nível de bem-estar dos adultos é determinado por seu consumo de bens adultos. Se duas famílias com o mesmo número de adultos consomem a mesma quantidade de bens adultos, então elas usufruem o mesmo nível de bem-estar, independentemente do seu tamanho e gasto total. Formalmente, o método de Rothbarth, em vez de utilizar a forma multiplicativa da função custo, assume uma função custo aditiva:

$$c(u, \mathbf{p}_A, \mathbf{p}_B, \mathbf{z}_c) = \alpha(u, \mathbf{p}_B, \mathbf{z}_c) + \beta(u, \mathbf{p}_A, \mathbf{p}_B) \quad (12)$$

onde \mathbf{p}_A e \mathbf{p}_B são os vetores de preço para bens adultos e outros bens respectivamente e \mathbf{z}_c é o vetor de características demográficas das crianças apenas. O segundo componente da função custo, (β), pode ser pensado como a base ou custo fixo e a primeira parte (α) como o custo da criança. O gasto total, x , é igual ao gasto em bens de adulto (x_A) e nos outros bens (x_B), isto é:

$$x = x_A + x_B = \mathbf{p}_A \mathbf{q}_A + \mathbf{p}_B \mathbf{q}_B \quad (13)$$

e – dado (12) – o gasto em bens adultos é:

$$x_A = \sum_{i \in A} p_i \frac{\partial \beta(u, \mathbf{p}_A, \mathbf{p}_B)}{\partial p_i} = \theta(u, \mathbf{p}_A, \mathbf{p}_B) \quad (14)$$

Assumindo que os preços são os mesmos para todas as famílias, x_A e u são monotonicamente relacionados e, assim, x_A é um indicador de bem-estar. Se a família de referência é representada um casal sem filhos $\alpha(u^R, \mathbf{p}_B^R, \mathbf{z}_c) = 0$, a escala de equivalência de uma família h será igual a:

$$m^b = \frac{\alpha(u^R, \mathbf{p}_B^R, \mathbf{z}^b) + \beta(u^R, \mathbf{p}_A^R, \mathbf{p}_B^R)}{\beta(u^R, \mathbf{p}_A^R, \mathbf{p}_B^R)} \quad (15)$$

A figura 2 mostra o método de Rothbarth. No eixo vertical temos o dispêndio familiar em bens de consumo adulto contra o dispêndio total. Observa-se que as curvas possuem inclinação positiva. Isto porque se supõe que os bens de adulto são normais. Considerando-se, por exemplo, que a família de referência (R) seja composta por dois adultos e a família de comparação (h) por dois adultos e uma criança, percebe-se que para um dado nível de gastos em bens de adultos (x_A), a família de referência deve realizar um gasto total menor do que a família de comparação, ou seja, $x_R < x_h$. Assim, o custo da criança será igual a $(x_h - x_R)$. Como no método de Engel, a escala de equivalência é igual ao quociente (x_h/x_R) .

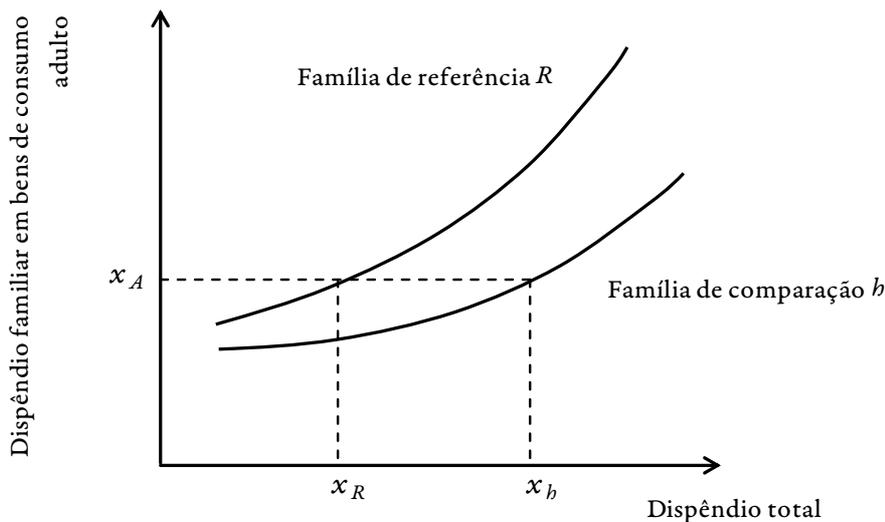


Figura 2 – Método de Rothbarth

Assim como no método de Engel, as escalas de equivalência só terão um único valor se as curvas forem paralelas, do contrário a escala dependerá do nível de renda. Além disso, através do método de Rothbarth só é possível estimar o custo da criança e não o custo de um adulto adicional.

A literatura que compara os métodos de Engel e Rothbarth tende a preferir o segundo ao primeiro, pois os supostos em que se baseia o método de Engel são de difícil aceitação, enquanto as hipóteses do método de Rothbarth, apesar de não possuírem forte comprovação empírica, são mais plausíveis. O método, no entanto, precisa de duas condições: que as preferências dos pais não se alterem com a presença do filho (preferências estáveis), e que o consumo dos pais só seja afetado pela presença dos filhos através de um efeito renda, ou seja, a menor quantidade de recursos disponíveis (separabilidade demográfica). Estas condições asseguram que a chegada de um novo membro a família reduza o consumo de bens de adultos devido a menor renda disponível para seu consumo, mas não como consequência de alterações no custo relativo dos bens. Deve-se destacar que a condição de separabilidade se vê afetada pela existência de bens públicos consumidos pela família e pelas economias de escala que deles se derivam.

Outro ponto importante a se destacar é que as escalas de Rothbarth são menores que as de Engel. Isto ocorre porque se os pais derivam sua utilidade do consumo realizado pelos seus filhos, a propensão marginal a gastar em bens de adultos será reduzida ante a presença de filhos adicionais. Caso isso ocorra, o método de Rothbarth subestima o custo de uma criança, já que seria necessária maior compensação para se restabelecer o nível original de gasto. No entanto, não há um resultado geral; a relação entre as escalas de Rothbarth e Engel dependerá de quais bens serão selecionados como bens de adultos, das respostas empíricas entre os gastos em alimentos e os gastos em bens de adultos em relação ao gasto total e a composição demográfica.

Por fim, cabe ressaltar que alguns bens de adulto (cigarro, álcool) podem ser inelásticos com relação à renda ou ao gasto total, assim não permitem capturar corretamente o efeito renda. Quando isso ocorre, o método de Rothbarth não gera escalas de equivalência. Se o mesmo nível absoluto é consumido para todos os níveis de renda, não existe uma forma de se calcular a compensação para famílias de diferentes tamanhos.

3. METODOLOGIA

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada nesse trabalho provém da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003 realizada pelo IBGE em todo o país. Para a construção das informações de rendimento e despesas das famílias, optou-se por eliminar o chamado “aluguel imputado” dado pelo IBGE para as famílias que possuíam domicílios próprios ou cedidos, por se tratar de uma renda/despesa econômica e não uma renda/despesa efetiva. Da amostra principal da POF, alguns filtros foram aplicados com o objetivo de melhorar a seleção das informações. Foram mantidos na amostra apenas os domicílios que possuísssem um casal (com ou sem filhos) como pessoas de referência na família, cujo chefe tivesse entre 18 e 69 anos e que possuísssem informações de renda e de despesas positivas. Além disso, foram excluídos domicílios com mais de 8 membros e domicílios com agregados, pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregados domésticos entre seus membros. Por fim, eliminou-se alguns poucos domicílios que apresentaram informações de rendimento e de despesas claramente divergentes do restante da amostra. Em todas as estimativas e regressões, utilizou-se o fator de expansão amostral disponibilizado pelo IBGE na própria base de dados.

3.2 Modelos de estimação das escalas de Engel e Rothbarth

Para se calcular as escalas de equivalência dos modelos de Engel e de Rothbarth, é necessário estimar uma curva de Engel que relacione o gasto com determinado grupo de despesa (alimentos, no caso do modelo de Engel; bens de consumo adulto, no caso do modelo de Rothbarth) com o dispêndio total e um conjunto de variáveis demográficas. Para estimar tal relação, utilizou-se a forma funcional de Working-Leser:

$$w_i = \alpha_i + \beta_i \ln(x/n) + \eta_i \ln(n) + \sum_{k=1}^{K-1} \gamma_{ik} (n_k/n) + u_i \quad (16)$$

onde w_i representa a participação de determinado grupo de despesa i no dispêndio total x , n é o tamanho do domicílio, e n_k o número de membros em cada categoria demográfica k . Como mostram Deaton e Muellbauer (1986, cap. 3), essa forma funcional, além de se ajustar bem a uma grande gama de dados de despesas, tem também a vantagem de ser consistente com a teoria da utilidade.

Os coeficientes γ_{ik} representam o efeito de uma mudança na composição demográfica (por exemplo, substituindo um homem por uma mulher na mesma faixa etária), mantido constante o dispêndio total e o tamanho do domicílio. As categorias demográficas foram definidas separadamente para homens e mulheres nas seguintes faixas etárias: 0 a 4 anos, 5 a 9 anos e 10 a 14 anos, ficando os adultos (homens e mulheres indistintamente) com mais de 14 anos como a categoria de referência. A escolha de 15 anos como a idade de corte para a definição de adultos se deve a um motivo de ordem prática: na POF/IBGE, segundo a orientação da pesquisa, a separação do grupo de despesas “roupa de criança” dos grupos “roupa de homem” e “roupa de mulher” é feita com base nessa linha de corte. E, como vimos na seção anterior, essa separabilidade demográfica é fundamental para estimar o modelo de Rothbarth.

Além do modelo básico (16), estimou-se também regressões ampliadas com a inclusão de características da pessoa de referência do domicílio (dummies para faixa etária, sexo, raça, nível de escolaridade, ocupação e religião da pessoa de referência), proporção de membros ocupados, além de dummies regionais e indicativas da posse de cartão de crédito, cheque especial e plano de saúde pelos membros do domicílio. Na prática, o ajuste da equação é sempre melhorado com a inclusão de um termo quadrático em $\ln(x/n)$. No entanto, nos testes que foram realizados, a introdução do termo quadrático além de melhorar pouco o ajuste do modelo, produziu também forte

multicolinearidade entre as variáveis. Por esse motivo, optou-se por não incluir um termo quadrático de $\ln(x/n)$ em nenhuma das regressões.

A partir da estimação dos parâmetros da equação (16), a escala de equivalência de Engel é encontrada calculando-se a razão do dispêndio total de um domicílio de referência em relação a um domicílio de comparação que iguala a fração de gastos com alimentos estimada desses domicílios. Em todos os cálculos desse trabalho, o domicílio de referência foi definido como aquele composto unicamente por um casal de adultos sem filhos. Assim, se o percentual de gastos com alimentação estimado do domicílio de referência é dado por:

$$\hat{w}_{food}^R = \alpha + \beta \ln(x^R/2) + \eta \ln(2) \quad (17)$$

e o percentual de gastos com alimentação estimado do domicílio de comparação (representado por um casal de adultos e um filho na categoria demográfica k) é dado por:

$$\hat{w}_{food}^b = \alpha + \beta \ln(x^b/3) + \eta \ln(3) + \gamma_k(1/3) \quad (18)$$

a escala de equivalência de Engel é obtida igualando-se \hat{w}_{food}^R a \hat{w}_{food}^b e isolando-se x^b/x^R , com o qual se obtém:

$$\ln\left(\frac{x^b}{x^R}\right) = \left(1 - \frac{\eta}{\beta}\right) \ln\frac{3}{2} + \frac{-\gamma_k}{3\beta} \quad (19)$$

O primeiro termo do lado direito da equação (19) representa a economia de escala trazida por um membro adicional ao domicílio. Se $\eta = 0$, não há economia de escala, e o dispêndio total aumenta na mesma proporção do número de membros do domicílio. O segundo termo da equação (19) representa a escala por unidade equivalente, que é a unidade de interesse desse trabalho. Como $\beta < 0$ pela lei de Engel e os coeficientes γ_k tendem a ser negativos, o último termo da equação (19) é geralmente negativo.

Para a aplicação do método de Rothbarth, utilizou-se as seguintes categorias de bens de consumo adulto: bebidas alcoólicas, fumo, jogos e apostas e vestuário de homem e mulher. No caso do modelo de Rothbarth, se $\hat{w}_A^b(x)$ representa a proporção de gastos com bens de adultos estimada ao nível de dispêndio total x , então, da multiplicação dessa proporção pelo dispêndio total x , obtém-se uma estimativa da despesa da família com bens de adultos. A partir disso, pode-se calcular a despesa com bens de adultos da família de referência para um determinado nível de dispêndio total (diga-se x^R) e depois, usando um método numérico, encontrar qual seria o nível de dispêndio de uma família composta por um casal de adultos e um filho cujo gasto com bens de adultos fosse similar ao gasto com bens de adultos da família de referência ao nível de dispêndio total x^R .

Em outras palavras, seja $\hat{x}_A^R = x^R \times \hat{w}_A^R(x^R)$ a estimativa de despesa da família de referência com bens de adultos ao nível de dispêndio total x^R . Deseja-se encontrar x^b para a família de comparação h que satisfaça:

$$\hat{x}_A^b \equiv x^b \times \hat{w}_A^b(x^b) = \hat{x}_A^R \quad (20)$$

Em função das não-linearidades presentes em (20), o valor de x^b só pode ser resolvido iterativamente. Feito isso, a escala de equivalência de Rothbarth é dada pela razão x^b/x^R e o “custo da criança” é dado por $x^b - x^R$, como visto na seção anterior.

Note que, na ausência de um termo quadrático de $\ln(x/n)$ em (16), a escala de equivalência estimada pelo método de Engel será independente do nível de dispêndio do domicílio de referência x^R (vide equação (19)). No caso do modelo de Rothbarth, isso não acontecerá, e a cada valor x^R haverá em geral uma estimativa diferente da escala de equivalência. Para evitar tabelas muito grandes com as escalas de Rothbarth calculadas para diversos níveis de dispêndio de referência, as escalas de equivalência de Rothbarth foram calculadas utilizando a mediana do dispêndio total da amostra dos domicílios como referência para x^R . Esse valor correspondeu a R\$ 1.123,71 e R\$ 564,80 mensais para a área urbana e rural respectivamente (valores de janeiro de 2003).

Além do mais, deve-se observar que as escalas de equivalência estimadas estão em parte contaminadas pelo efeito da economia de escala de quando se aumenta o número de membros do domicílio de 2 para 3 membros. Uma maneira de se retirar esse efeito pode ser feita dividindo-se

todas as escalas estimadas pela escala de equivalência de um adulto adicional. Por exemplo, se admitirmos que a economia de escala trazida por um membro adicional é de 30%, a escala de equivalência de um adulto adicional será de 0,7, e para se expurgar o efeito da economia de escala das estimativas, todas as escalas de equivalência estimadas devem ser divididas por esse valor.

3.3 Procedimentos de estimação empíricos

Em pesquisas de orçamentos familiares como a POF/IBGE, é comum as informações apresentarem toda a sorte de problemas que dificultam a estimação adequada dos parâmetros das regressões. Entre os problemas encontrados e para os quais procurou-se dar algum tratamento, estão:

- a) A presença de heteroscedasticidade em todas as regressões, devidamente identificada pelo teste de White (1980).
- b) O possível viés provocado pela correlação dos erros de medida entre x e w_i na equação (16).
- c) O problema de simultaneidade entre x e w_i em pesquisas *cross-section*.
- d) A existência de gastos nulos em alimentos ou em bens de adultos em alguns domicílios da amostra.

O problema da heteroscedasticidade foi tratado da forma usual, com a correção dos erros-padrões pela matriz de covariância robusta de White (1980). No caso do item (b), como w_i e x são construídos a partir da mesma fonte de informações (lembre-se que x é o denominador em w_i), os erros de medida em w_i serão necessariamente correlacionados com os erros de medida em $\ln(x/n)$, viesando o coeficiente β_i da equação (16). Não bastasse isso, como o dispêndio domiciliar per capita é correlacionado tanto com o tamanho do domicílio (domicílios maiores possuem dispêndio domiciliares per capita menores), quanto com sua composição demográfica (domicílios com menor despesa domiciliar per capita tendem a ter uma proporção maior de crianças entre seus membros), é provável que a correlação dos erros de medida entre w_i e x provoquem um viés nas estimativas de η_i e γ_{ik} , os parâmetros de interesse. A solução adotada, seguindo Deaton e Paxton (1998, p. 914), foi utilizar o logaritmo dos componentes não-imputados da renda *per capita* (isto é, a renda monetária) como instrumento para $\ln(x/n)$ em todas as regressões. Essa solução também serviu para resolver o problema citado em (c) que, simplificadamente, pode ser colocado assim: como o dispêndio total x é, por definição, representado pela soma das despesas, tanto x quanto w_i são variáveis endógenas em um sistema de demanda, e tentar explicar um pelo outro é tentar utilizar uma variável endógena para explicar a variação de outra, o que não é possível. Esse problema é particularmente grave em pesquisas *cross-section*, onde ocasionalmente grandes despesas afetam simultaneamente ambos os lados da curva de Engel. Assim como no caso da correlação dos erros de medida entre w_i e x , a solução apropriada é instrumentalizar $\ln(x/n)$.

Um último problema se refere à existência de gastos nulos em determinados domicílios. Em pesquisas de orçamentos familiares, é comum encontrar famílias que não apresentaram despesas em determinados itens, seja por conta de uma escolha baseada em suas preferências (sendo fumo e álcool os exemplos mais evidentes), seja porque não houve gastos no período de captação das despesas, por conta de uma relativa infreqüência de seu consumo. Se o percentual de domicílios com gastos zeros em determinado item for pequena, uma solução seria condicionar a regressão apenas nos valores positivos de despesa. Entretanto, quando o percentual de domicílios que apresentam gastos nulos é relativamente grande (onde o valor considerado “grande” é deixado à preferência do pesquisador), os coeficientes estimados condicionando as regressões apenas nos valores positivos de despesa podem estar viesados devido ao problema de seleção amostral não-aleatória. E, como mostra Deaton (1986), a solução para o problema dos gastos zeros quando este decorre de uma solução de canto do processo de maximização da utilidade do domicílio é diferente daquela que deve ser aplicada quando o gasto zero é resultado da infreqüência do consumo.

Nesse trabalho, o problema dos zeros resultantes da solução de canto da teoria da utilidade foram tratados utilizando o procedimento de dois estágios proposto por Shonkwiler e Yen (1999). O estimador proposto por esses autores utilizam toda a amostra de domicílios, e não apenas aqueles que apresentaram valores positivos de despesas. No primeiro estágio, estima-se um probit relacionando a probabilidade de se observar um valor de despesa positivo com um conjunto de variáveis \mathbf{Z} . Os coeficientes ξ_i estimados dessa maneira são utilizados para calcular $\phi(\mathbf{Z}'\xi_i)$ e $\Phi(\mathbf{Z}'\xi_i)$, que representam a função de densidade de probabilidade e a função de densidade acumulada da distribuição normal respectivamente. Por fim, no segundo estágio, o sistema:

$$w_i = \Phi(\mathbf{Z}'\xi_i) \left[\alpha_i + \beta_i \ln(x/n) + \eta_i \ln(n) + \sum_{k=1}^{K-1} \gamma_{ik} (n_k/n) \right] + \delta_i \phi(\mathbf{Z}'\xi_i) + \varepsilon_i \quad (21)$$

é estimado utilizando toda a amostra, inclusive utilizando as observações censuradas. Nesse trabalho, esse segundo estágio foi estimado através de variáveis instrumentais.

4. RESULTADOS

Os gráficos 1 e 2 mostram respectivamente as estimativas não-paramétricas do método de Engel e Rothbarth para o Brasil. No gráfico 1, observa-se claramente que, mantendo-se constante o dispêndio total, o percentual de gastos com alimentação aumenta com o número de crianças no domicílio, conforme previsto por Engel. Entretanto, essa relação nem sempre é absoluta, pois é possível observar o cruzamento de algumas curvas para determinados níveis de dispêndio, especialmente na área rural. No gráfico 2, também como postulado por Rothbarth, observa-se que para um mesmo nível de dispêndio total, o gasto total em bens de adultos decresce com o número de crianças no domicílio.

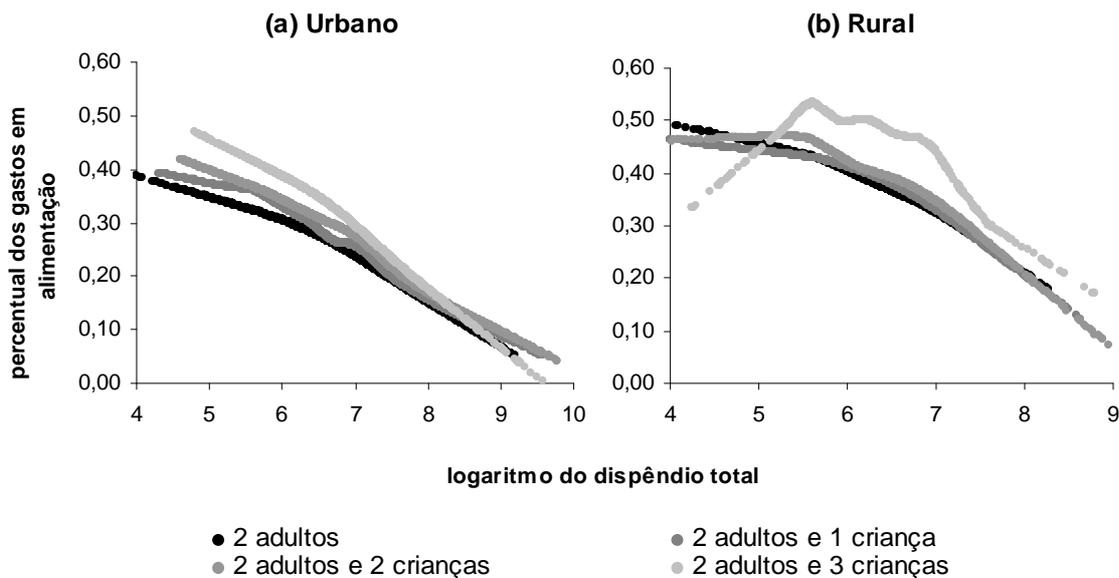


Gráfico 1 – Estimativa não-paramétrica do método de Engel

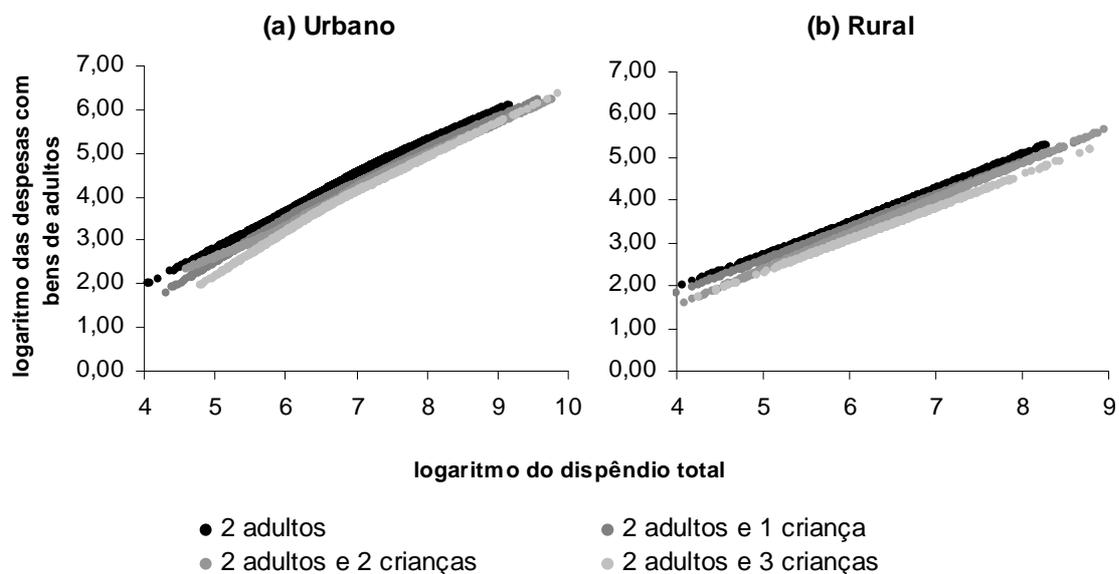


Gráfico 2 – Estimativa não-paramétrica do método de Rothbarth

As tabelas 1 e 2 abaixo apresentam respectivamente as escalas de equivalência de Engel e Rothbarth estimadas para o Brasil. Apesar da família de referência nesse trabalho ser representada por um casal sem filhos, a escala de equivalência da criança nessas tabelas foi padronizada em relação a um adulto, para facilitar o entendimento. Com isso, os valores apresentados nestas tabelas

representam o custo de uma criança em relação a um adulto. Em parênteses estão os erros-padrões estimados por *bootstrap* separadamente para as áreas urbanas e rurais, com 200 repetições. Esses erros-padrões foram utilizados para o teste de significância de igualdade da escala de equivalência estimada em relação ao valor de um adulto contra a hipótese alternativa de que o valor estimado não era igual a esse valor.

Foram estimados quatro modelos distintos. Nos modelos (a) e (c) utilizou-se apenas variáveis instrumentais nos valores positivos de despesas, enquanto nos modelos (b) e (d) aplicou-se o método de Shonkwiler e Yen com variáveis instrumentais. O que diferenciou os modelos (a)-(c) e (b)-(d) foi a inclusão ou não de variáveis de controle, que foram incluídas nos modelos (c) e (d) mas não foram incluídas nos modelos (a) e (b).

Tabela 1 – Escalas de equivalência de Engel estimadas para o Brasil

Categoria	Urbano				Rural			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
<i>Homens</i>								
0 a 4 anos	0,449 (0,135)	0,645 (0,155)	0,551 (0,142)	0,693 (0,151)	0,217 (0,143)	0,220 (0,148)	0,453 (0,168)	0,501 (0,172)
5 a 9 anos	0,646 (0,135)	0,794* (0,176)	0,740* (0,134)	0,861* (0,164)	0,238 (0,151)	0,195 (0,173)	0,352 (0,171)	0,373 (0,191)
10 a 14 anos	0,878* (0,152)	1,049* (0,183)	0,891* (0,153)	1,054* (0,181)	0,798* (0,181)	0,748* (0,203)	0,909* (0,197)	0,931* (0,179)
<i>Mulheres</i>								
0 a 4 anos	0,345 (0,156)	0,519 (0,17)	0,480 (0,155)	0,595 (0,177)	0,494 (0,141)	0,369 (0,2)	0,680* (0,167)	0,696* (0,204)
5 a 9 anos	0,268 (0,121)	0,407 (0,135)	0,361 (0,121)	0,458 (0,132)	0,488 (0,165)	0,540 (0,184)	0,663* (0,183)	0,762* (0,203)
10 a 14 anos	0,519 (0,128)	0,420 (0,189)	0,558 (0,126)	0,519 (0,152)	0,867* (0,208)	1,025* (0,239)	1,030* (0,219)	1,201* (0,24)

Nota: Erro-padrão estimado por *bootstrap* entre parênteses.

(*) Valores não-significantes do teste da hipótese nula de que a escala estimada é diferente de 1 para o nível de significância de 5%.

(a) variáveis instrumentais sem adição de variáveis de controle

(b) método de Shonkwiler e Yen com variáveis instrumentais e sem adição de variáveis de controle

(c) variáveis instrumentais com adição de variáveis de controle

(d) método de Shonkwiler e Yen com variáveis instrumentais e adição de variáveis de controle

Apesar da variabilidade das estimativas e dos erros-padrões relativamente altos, é possível tirar algumas conclusões importantes a partir das informações da tabela 1. Tanto na área urbana quanto na área rural, enquanto a escala de equivalência aumenta monotonicamente com a idade para os homens, nas mulheres as escalas não variam muito quando se passa dos 0 a 4 anos para os 5 a 9 anos de idade, mas aumentam quando a mulher atinge a faixa etária de 10 a 14 anos. Além disso, enquanto as escalas de equivalência das mulheres na área rural são em geral maiores que a das mulheres nas áreas urbanas, o contrário é observado entre os homens.

No que se refere ao teste de igualdade das escalas estimadas em relação ao valor de um adulto, a hipótese nula de igualdade não é aceita para todas as mulheres da área urbana e para os homens de 0 a 4 anos da área urbana e de 0 a 9 anos da área rural. Por outro lado, tanto as mulheres da área rural quanto os homens em geral com idade entre 10 e 14 anos não rejeitam a hipótese nula de igualdade do valor de um adulto.

No que se refere à sensibilidade das estimativas em relação aos vários modelos utilizados, é possível observar que a inclusão de variáveis de controle teve mais efeito sobre as escalas de equivalência estimadas nas áreas rurais que nas áreas urbanas. Nas áreas urbanas, por outro lado, as escalas de equivalência se mostram mais sensíveis ao método de Shonkwiler e Yen do que à inclusão das variáveis de controle.

Tabela 2 – Escalas de equivalência de Rothbarth estimadas para o Brasil

Categoria	Urbano				Rural			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
<i>Homens</i>								
0 a 4 anos	0,385 (0,151)	0,709 (0,09)	0,427 (0,147)	0,715 (0,103)	0,179 (0,127)	0,400 (0,107)	0,258 (0,152)	0,390 (0,124)
5 a 9 anos	0,509 (0,151)	0,667 (0,089)	0,499 (0,135)	0,632 (0,101)	0,260 (0,118)	0,520 (0,107)	0,264 (0,122)	0,411 (0,108)
10 a 14 anos	0,335 (0,126)	0,540 (0,101)	0,285 (0,116)	0,436 (0,098)	0,588 (0,151)	0,618 (0,113)	0,576 (0,145)	0,526 (0,118)
<i>Mulheres</i>								
0 a 4 anos	0,401 (0,148)	0,730 (0,109)	0,436 (0,155)	0,729 (0,123)	0,359 (0,141)	0,575 (0,105)	0,396 (0,159)	0,489 (0,113)
5 a 9 anos	0,761* (0,204)	0,815* (0,103)	0,735* (0,199)	0,787* (0,116)	0,346 (0,117)	0,517 (0,095)	0,378 (0,123)	0,434 (0,099)
10 a 14 anos	0,380 (0,15)	0,676 (0,114)	0,287 (0,132)	0,552 (0,114)	0,301 (0,143)	0,424 (0,119)	0,301 (0,138)	0,383 (0,109)

Nota: Erro-padrão estimado por *bootstrap* entre parênteses.

(*) Valores não-significantes do teste da hipótese nula de que a escala estimada é diferente de 1 para o nível de significância de 5%.

(a) variáveis instrumentais sem adição de variáveis de controle

(b) método de Shonkwiler e Yen com variáveis instrumentais e sem adição de variáveis de controle

(c) variáveis instrumentais com adição de variáveis de controle

(d) método de Shonkwiler e Yen com variáveis instrumentais e adição de variáveis de controle

No que se refere às escalas de equivalência de Rothbarth (tabela 2), pode-se observar que exceto para as mulheres de 5 a 9 anos da área urbana, para todas as outras escalas estimadas a hipótese de igualdade do valor das escalas ao valor de um adulto não foi aceita. Outra constatação que é observada nos dados da tabela 2 é a grande variabilidade das estimativas, principalmente entre aquelas que foram estimadas apenas por variáveis instrumentais e as escalas estimadas método de Shonkwiler e Yen com variáveis instrumentais. Em geral, as escalas estimadas pelo método de Shonkwiler e Yen são maiores, devido à maior presença de gastos nulos com bens de adultos entre as famílias com renda familiar menor. Além do mais, observa-se que em geral as escalas de equivalência aumentam das crianças de 0 a 4 anos para as crianças de 5 a 9 anos, mas caem quando se passa para a faixa etária de 10 a 14 anos. O que pode estar explicando esse estranho comportamento é a escolha dos chamados “bens de adultos”. Como foi visto, nesse trabalho utilizamos os gastos com bebidas alcoólicas, fumo, jogos e apostas e vestuário de homem e mulher como uma seleção de bens de consumo exclusivo de adultos, que são os bens geralmente selecionados nos trabalhos empíricos que procuram estimar o modelo de Rothbarth. Se por algum motivo os dados estão contaminados (por exemplo, as famílias reportaram os gastos das crianças entre 10 e 14 anos com vestuário em roupas de homens e mulheres, e não em roupas de crianças) ou a hipótese de que a presença de crianças afeta o consumo dos adultos apenas por meio de um efeito renda não é correta para alguns desses itens selecionados, as estimativas das escalas de equivalência podem estar sendo afetadas.

6. CONCLUSÃO

Nesse trabalho apresentou-se a definição das escalas de equivalências e as diversas abordagens existentes para a determinação de seus valores. Além disso, procedeu-se à estimação de dois modelos de determinação das escalas a partir do comportamento observado das famílias, o modelo de Engel e o de Rothbarth.

Uma coisa que se pode concluir dos dados apresentados é que em geral uma criança custa menos que um adulto, pelo menos para crianças com menos de 9 anos de idade. Esse resultado indica que as análises de bem-estar baseadas em medidas *per capita* superestimam o chamado “custo da criança”, resultado que por si só justifica a utilização das escalas de equivalência em estudos de desigualdade e pobreza. Apesar da importância desse resultado, a questão de quais valores as escalas de equivalência devem assumir carece de mais estudos, dado a sensibilidade dos dados a diferentes modelos teóricos e especificações empíricas. Uma linha de pesquisa promissora seria proceder à estimação de modelos mais completos, que consideram todo o sistema de demanda das famílias, para tornar a análise mais robusta. Uma outra linha de pesquisa seria verificar o efeito da aplicação das escalas de equivalência nas medidas de pobreza e desigualdade para o Brasil. Este trabalho representa apenas um passo dentro dessa promissora estrada.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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 database. *The Review of Income and Wealth*, v. 34, n. 2, 1988, p. 115-142.
- Citro, Constance; Michael, Robert (eds.). *Measuring poverty: a new approach*. Washington: National Academy Press, 1995.
- Deaton, Angus. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Washington, DC: World Bank, 1997.
- _____. Demand analysis. In: Griliches, Zvi; Intriligator, Michael (eds.). *Handbook of econometrics*. Amsterdam: North-Holland, cap. 30, 1986a.
- _____. On measuring child cost: with applications to poor countries. *The Journal of Political Economy*, v. 94, n° 4, 1986b, p.720-744.
- Deaton, Angus; Paxson, Christina. Economies of scale, household size, and the demand for food. *The Journal of Political Economy*, v. 106, n° 5, 1998, p. 897-930.
- Deaton, Angus; Rui-Castillo, Javier; Thomas, Duncan. The influence of household composition on household expenditure patterns: theory and Spanish evidence. *Journal of Political Economy*, v. 97, 1989, p. 179-200.
- Deaton, Angus; Muellbauer, John. *Economics and consumer behavior*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1986.
- Engel, Ernst. Die lebenskosten Belgischer arbeiter-familien früher und jetzt. *International Statistical Institute Bulletin*, v. 9, n°1, 1895, p. 1-74.
- Fisher, Gordon M. The development and history of the poverty thresholds. *Social Security Bulletin*, v. 55, n° 4, 1992, p. 3-14.
- Goedhart, T.; Halberstad, V., Kapteyn, A.; van Praag, B. The poverty line: concept and measurement. *Journal of Human Resources*, v. 12, 1977, p. 503-520.
- Guimarães, Thiago; Belluzzo Jr., Walger. Estimaco de economias de escala no consumo familiar para o caso brasileiro. In: *XXXIV Encontro Nacional de Economia*, 2006, Salvador. CD-ROM, 2006.
- Kapteyn, A. van Praag, B. A new approach to the construction of family equivalence scales. *European Economic Review*, v. 7, 1976, p. 313-335.
- Mancero, Xavier. Escalas de equivalencia: reseña de conceptos y métodos. *Serie estudios estadísticos y prospectivos*, Divisin de Estadística y Proyecciones Econmicas, CEPAL, Santiago de Chile, 2001.
- Nelson, Julie. Household equivalence scales: theory versus policy? *Journal of Labor Economics*, v. 11, n° 3, 1993, p. 471-493.
- _____. Methods of estimating household equivalence scales: and empirical investigation. *Review of Income and Wealth*, n° 3, 1992, p.295-310.
- Nicholson, J. Appraisal of different methods of estimating equivalence scales and their results. *The Review of Income and Wealth*, v. 22, n° 1, 1976, p.1-11.
- Rocha, Snia. *Renda e pobreza: medidas per capita versus adulto-equivalente*. Braslia: Ipea, 1998. (Texto para discusso n° 609).
- Shonkwiler, J. Scott; Yen, Steven T. Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 81, n° 4, 1999, p. 972-982.

Sydenstricker, E.; King, W. I. (1921) The measurement of relative economic status of families. *Quarterly Publication of the American Statistical Association*, vol.17, p.842-857.

Tsakloglou, Panos. Estimation and comparison of two simple models of equivalence scales for the cost of children. *The Economic Journal*, v. 101, 1991, p. 343-357.

Wansbeek, Tom; Kapteyn, Arie. Tackling hard questions by means of soft methods: the use of individual welfare functions in socio-economic policy. *Kyklos*, 1983. v. 36 (2), p. 249-269.

Rothbarth, Erwin. Note on a method of determining equivalent income for families of different composition. In: Madge, Charles. *War-Time Pattern of Saving and Spending*, Cambridge: Cambridge University Press, 1943.

White, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v. 48, 1980, p. 817-838.

White, Howard; Masset, Edoardo. *Child poverty in Vietnam: using adult equivalence scales to estimate income-poverty for different age groups*, Munich Personal RePEc Archive; Working Paper n° 777, 2002, p.1-32.