

ESTIMAÇÃO DE ECONOMIAS DE ESCALA NO CONSUMO FAMILIAR PARA O CASO BRASILEIRO

Thiago Pamplona Guimarães

Graduado em Economia e mestre em Economia Aplicada pela FEARP/USP

Walter Belluzo Júnior

Universidade de São Paulo

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto – FEARP/USP

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

Classificação JEL: D12, I32.

RESUMO

Para comparar padrões de vida de famílias com diferentes características demográficas são construídos índices relativos denominados escalas de equivalência. Um dos principais componentes dessas medidas são as economias de escala, que levam em consideração o decréscimo do custo *per capita* quando um membro adicional é incluído em sua composição. Dentre os modelos que procuram medir economias de escala, o modelo de Barten, proposto por Deaton e Paxson (1998), parece ser o mais apropriado do ponto de vista teórico e prediz que a participação dos alimentos no gasto total da família, adotado como indicador de bem-estar, aumenta conforme o tamanho da família aumenta, mantendo constante o gasto total *per capita*. As evidências empíricas para o Brasil, no entanto, apontam para uma diminuição da participação dos alimentos no gasto total da família conforme o tamanho da família aumenta (confirmando a situação conhecida por *Paradoxo de Deaton e Paxson*). O modelo de Barten é validado somente quando é alterada a composição dos gastos na construção da participação relativa dos alimentos e considerando, ao invés do gasto total, o gasto com alimentos e um bem mais público. O paradoxo, porém, permanece. Evidências empíricas quanto a economias de escala na preparação de refeições dentro do domicílio ajudam a entender melhor o paradoxo.

Palavras chave: 1. Consumo familiar 2. Economias de escala 3. Curvas de Engel 4. Modelo de Barten.

ABSTRACT

In order to compare the standard of living of families with different demographic characteristics it is necessary to construct an index called equivalence scales. One of the main parts of such index refer to the effect of economies of scale, which reflect the decrease in the per capita cost when an additional member is introduced. Among the models used to measure economies of scale, Deaton and Paxson's (1998) Barten Model seems to be the most appropriate from a theoretical point of view. According to this model, the share of food in total expenditure, used as an indicator of welfare, increases as the size of the family goes up but the total expenditure per capita is held fixed. However, empirical evidence for Brazil indicate a decrease in the food share as the family size increases, reinforcing the so called Deaton and Paxson Paradox. The Barten Model seems to be valid only when the food share is taken relative to the total expenditure with food and another good closer to a pure public good. Nonetheless the paradox remains. Finally, the results obtained indicate that the economies of scale in food preparation at home may be important to shed some light on the paradox.

Key words: 1. Household consumption 2. Economies of scale 3. Engel Curves 4. Barten model.

1 INTRODUÇÃO

A comparação dos níveis de bem-estar de famílias com diferentes composições é um ponto crucial no desenho de políticas públicas de combate à pobreza. Claramente, o nível de renda absoluto ou per capita não permite aquilatar com precisão qual a situação relativa, em termos de nível de bem-estar, de famílias com composições diferentes. A solução geralmente aplicada para realizar essas comparações é a construção de escalas de equivalência, que corresponde a um índice que mede a renda relativa necessária para que duas famílias com composição diferente alcancem o mesmo nível de bem-estar.

Existem diversas abordagens para a estimação de escalas de equivalência. A principal crítica a qualquer uma dessas abordagens refere-se a determinação do nível de bem-estar inicial, ao qual a família deve ser reconduzida. Como esse nível de bem-estar não é observável, é preciso que se determine arbitrariamente uma medida alternativa observável. De qualquer forma, a despeito dessa arbitrariedade inerente à definição de uma escala de equivalência, parece claro que algum número é melhor que nenhum número.

Os principais componentes das escalas de equivalência são a unidade de consumo equivalente, que leva em consideração as necessidades de cada membro da família de acordo com suas características, e as economias de escala, que levam em consideração o decréscimo do custo *per capita* quando um membro adicional é incluído em sua composição. Assim, para a mensuração da pobreza, seja por meio da renda ou do consumo familiar, é necessário levar em conta tanto o tamanho da família como sua composição demográfica. Quando uma família é classificada como pobre ou não-pobre, mediante a simples comparação da sua renda com um parâmetro pré-definido (Linha de Pobreza, por exemplo), supõe-se que todos os indivíduos pertencentes às famílias classificadas sejam pobres ou não-pobres, respectivamente. Porém, o mesmo nível de renda, ou de renda *per capita*, não gera o mesmo nível de bem-estar para famílias com um maior número de membros e para famílias com menor número de membros, assim como não gera o mesmo nível de bem-estar para famílias com diferentes composições demográficas, com diferentes números de idosos, adultos e crianças.

Rocha (1998) descreve a aplicação de um método que considera a composição familiar (idade e sexo) na determinação de linhas de indigência e analisa as implicações em adotar essa metodologia (chamada *adulto-equivalente*). A idéia central é que crianças têm necessidades nutricionais menores do que os adultos e, portanto, estariam sobre-representadas dentro de famílias classificadas como indigentes ou pobres caso não se considere as características demográficas da família analisada, o que é confirmado pelos resultados obtidos por Rocha (1998).

Como a população de indigentes na metodologia adulto-equivalente pode ser definida como um subconjunto da metodologia *per capita*, as características de ambos subconjuntos são bastante parecidas e, segundo Rocha (1998), a escolha entre as metodologias passa a ser uma questão de escolha de qual a ênfase da política pública a ser adotada: a menor participação das crianças na alocação dos nutrientes dentro da família é uma escolha adequada? Ou a alocação de nutrientes não é a escolha mais adequada para avaliar como o bem-estar se distribui dentro da família?

Este trabalho focaliza, portanto, a parcela das escalas de equivalência que tratam das diferenças no bem-estar de famílias com tamanhos diferentes, as denominadas economias de escala. O raciocínio básico por trás do conceito de economias de escala pode ser exemplificado da seguinte forma: quando duas famílias de uma pessoa passam a viver juntas, mantendo suas respectivas rendas constantes, a renda *per capita* média da nova família de duas pessoas é a mesma da média das duas famílias anteriores, mas os membros da nova composição poderão consumir tudo que antes eles consumiam e ainda sobrarão recursos (DEATON; PAXSON, 1998).

Desse modo, o objetivo principal deste estudo é, portanto, estimar economias de escala no consumo de alimentos para as famílias brasileiras. Especificamente, são considerados dois modelos

empíricos. No primeiro, é usada uma estimação não-paramétrica por meio do modelo de regressão local. No segundo, por meio de uma estimação paramétrica. A justificativa para adotar essas metodologias está, além da simplicidade quanto à necessidade de dados, na possibilidade de comparar os resultados a serem obtidos para as famílias brasileiras com os resultados de outros trabalhos, como os de Deaton e Paxson (1998), Gan e Vernon (2001) e Valderrama (2002).

2 MODELOS TEÓRICOS: ESCALAS DE EQUIVALÊNCIA E ECONOMIAS DE ESCALA

Segundo Nelson (1988), as fontes das economias de escala podem ser três. A primeira fonte está associada ao consumo de bens públicos pela família, ou de bens que são, pelo menos em parte, públicos. O consumo desses bens não exclui, ou não exclui completamente, o consumo do mesmo bem por outros membros da família. O compartilhamento desses bens promove a redução do custo individual da manutenção do custo de vida. Segundo, é possível que existam retornos crescentes na produção de bens e serviços da família. Um exemplo, dado por Nelson (1988), trata da preparação de uma refeição dentro da família: se um membro adicional acrescenta pouco ao tempo gasto na preparação da refeição, o total de tempo e dinheiro *per capita* direcionado para esse serviço cairá com o tamanho da família. Por fim, podem ocorrer situações em que há vantagens nas compras de alguns produtos em grandes quantidades.¹

Formalmente, os modelos de escala de equivalência são derivados a partir de uma função de utilidade direta atribuída à família de referência:

$$(1) \quad u = u(q, z),$$

em que u é a utilidade da família, q o vetor de quantidade dos produtos e serviços consumidos e z o vetor de características demográficas da família. Maximizando essa utilidade com relação à restrição orçamentária em que $p \cdot q \leq y$, em que y é a renda total da família e p o vetor de preços, tem-se:

$$(2) \quad \psi(y, p, z) = \max_q \{u(q, z) \mid p \cdot q \leq y\},$$

em que ψ representa a função de utilidade indireta. Alternativamente, podemos representar o problema de otimização do consumidor através de sua formulação dual, de minimização do gasto para alcançar determinado nível de utilidade,

$$(3) \quad c(\psi, p, z) = \min_q \{p \cdot q \mid u(q, z) \geq \psi\},$$

em que a função c é a função dispêndio, que está relacionada à equação (2) pois $c(\psi, p, z) = \psi^{-1}(p, y, z)$.

Selecionando uma família como referência, cujo vetor de características demográficas é representado por z^0 , e comparando-a com outra família com características demográficas dadas por z , pode-se definir uma expressão para as escalas de equivalência:

$$(4) \quad I(p, z, z^0) = \left\{ \frac{c(\psi, p, z)}{c(\psi, p, z^0)} \mid \psi \in \mathfrak{R} \right\}.$$

¹ A abordagem adotada neste trabalho segue Deaton e Paxson (1998) e tem como hipótese básica que as economias de escala surgem devido à presença de bens públicos no consumo familiar.

Claramente, a escala de equivalência definida em (4) corresponde número pelo qual o dispêndio de uma família z^0 deve ser multiplicado para que esta alcance o mesmo nível de utilidade quando sua composição muda para z .

É importante destacar que cômputo da equação (4) requer a recuperação da função de dispêndio c a partir de uma função de demanda *marshalliana*, já que apenas esta última pode ser estimada diretamente. A recuperação das escalas de equivalência envolve, portanto, um problema de identificação originalmente notado por Pollak e Walles (1979) e discutido por diversos outros autores, tais como Nelson (1988), Lanjouw e Ravallion (1995), Deaton (1997).

Em linhas gerais, a dificuldade em identificar empiricamente as economias de escala surge do fato de que variações da demanda devido ao aumento do tamanho da família podem ter origem não só nas economias de escala, mas também nas variações quanto às preferências, preconceitos ou diferentes necessidades nutricionais de seus membros. Mesmo que existam diferenças entre famílias com relação à escala de equivalência entre elas, é possível que essas diferenças não sejam identificáveis a partir do comportamento observado. Desse modo, a identificação das escalas de equivalência exige informação adicional, além das curvas de demanda estimadas. A alternativa mais drástica consiste em simplesmente assumir que as preferências mantêm-se constantes à medida que a composição familiar se altera. Como essa hipótese é particularmente forte, é possível incluir variáveis de controle para a composição familiar, possivelmente utilizando formas funcionais flexíveis, de modo que a identificação seja facilitada (DEATON, 1997).

2.1 Método de Engel

Dentre esses diversos métodos para mensuração das economias de escala no consumo familiar encontrados na literatura, o método de Engel parece ser o mais difundido. Seu principal atrativo está em sua simplicidade, tanto computacional quanto à disponibilidade de dados. A hipótese central desse método é que a participação dos alimentos no gasto total de famílias pode ser utilizada como indicador de bem-estar. Especificamente, assume-se que, famílias com características demográficas diferentes, estarão num mesmo nível de bem-estar se participação relativa dos gastos com alimentos for a mesma em ambas. Adicionalmente, para a identificação dos ganhos com economias de escala, são necessários mais dois pressupostos: que a participação dos alimentos no orçamento diminua com a renda (ou gasto total) e o número de membros da família.

A Figura 1 representa duas curvas de Engel, uma para a família maior, AB, e outra para a família de referência (menor) A'B'. De acordo com a hipótese básica do método, a curva da família maior está à esquerda da curva de referência, já que para alcançar o mesmo nível de bem estar, medido pela participação do gasto com alimentos no orçamento (w_f^0), a família maior precisa menos renda (dispêndio). Da mesma forma, para um dado nível de renda (dispêndio), a família maior alcança um nível de bem estar maior, pois tem participação do gasto com alimentos menor que a família de referência.

Logo, sob a hipótese de que tudo mais permanece constante, as economias de escala podem ser mensuradas pela distância $(x^1 - x^0)$ e a escala de equivalência correspondente é dada por $(x^1 - x^0)/x^0$.

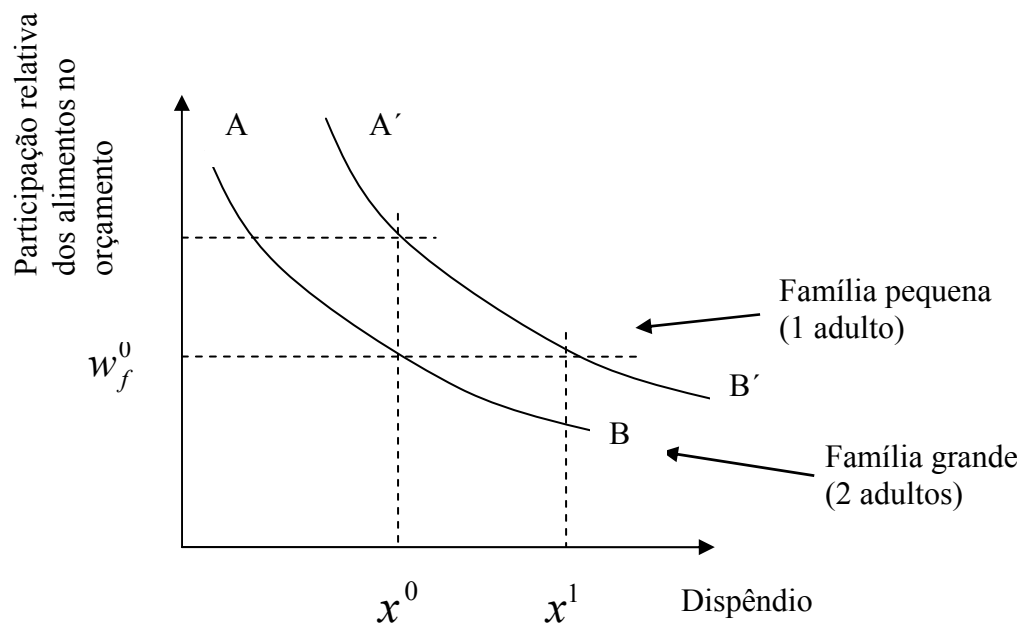


Figura 1 - Método de Engel para a mensuração de economias de escala

Apesar de ser bastante difundido, o método de Engel é suscetível a críticas severas. Do ponto de vista teórico, Deaton (1997) mostra que há um problema de identificação no método de Engel. Assumindo uma função de utilidade familiar que permite ganhos de bem-estar com economias de escala, Deaton (1997) mostra que mesmo quando os parâmetros de economia de escala variam para diferentes níveis de bem-estar, as curvas de Engel permanecerão inalteradas.

Além disso, e talvez mais importante, o método de Engel parece ser intuitivamente contraditório. Segundo essa metodologia, a participação relativa dos alimentos no orçamento total familiar está inversamente relacionada com seu bem-estar, mantendo gasto total *per capita* constante. Porém, como a participação relativa dos alimentos no orçamento da família pode ser vista como a razão entre o gasto com alimentos *per capita* e o gasto total *per capita*, segue-se que uma diminuição da participação dos alimentos, mantendo o gasto total *per capita* constante, implica uma diminuição do gasto *per capita* em alimentos. Esse resultado não é esperado quando há crescimento em bem-estar, principalmente, considerando países pobres (DEATON, 1997; DEATON; PAXSON, 1998; LANJOUW; RAVALLION, 1995; GIBSON, 2002).

2.2 Modelo de Barten

Deaton e Paxson (1998) desenvolveram uma adaptação de um modelo conhecido como modelo de Barten e consideraram uma família composta por adultos apenas que alocam os seus gastos em apenas dois tipos de bens, um privado (alimento, por exemplo) e outro público (*housing*¹, por exemplo). Supondo que ambos os bens estejam sujeitos a algum grau de economias de escala, adotando uma função que especifique o tamanho efetivo da família ($\phi_i(n)$), que pode variar de

¹ Deaton e Paxson (1998) determinam *housing* como sendo o conjunto de bens não-alimentícios.

acordo com o bem considerado, e considerando que q_f e q_h representam seus respectivos consumos familiares, pode-se definir uma função utilidade direta familiar:

$$(5) \quad u = nu \left(\frac{q_f}{\phi_f(n)}, \frac{q_h}{\phi_h(n)} \right),$$

em que n é o número de membros na família, $\phi_f(n)$ e $\phi_h(n)$ são funções que fornecem tamanho efetivo da família que podem influenciar de diferentes formas os consumos dos bens considerados.

A restrição orçamentária considerada para o problema de maximização de utilidade é dada por:

$$(6) \quad p_f \left(\frac{q_f}{n} \right) + \left(\frac{p_h}{n} \right) q_h = \frac{x}{n},$$

em que x é o total de recursos disponível para a família e p_f e p_h são os vetores de preços para alimento e *housing*, respectivamente. A presença de bens públicos afeta essa alocação privada, pois membros adicionais reduzem o preço do bem público. O uso deste é feito por todos os membros da família sem que haja prejuízo para nenhum deles e, portanto, seu preço é reduzido, conforme aumenta o número de pessoas na família. Como consequência da redução de preços, surgirão os efeitos renda e substituição (Deaton e Paxson, 1998).

Maximizando (5) sujeito à restrição orçamentária (6) da família, obtém-se a seguinte função de demanda *per capita* para o os bens privados (alimento):

$$(7) \quad \frac{q_f}{n} = \frac{\phi_f(n)}{n} g_f \left(\frac{x}{n}, \frac{p_f \phi_f(n)}{n}, \frac{p_h \phi_h(n)}{n} \right),$$

em que $g_f(x, p_f, p_h)$ é a função de demanda para uma família de uma pessoa.

Supondo que g_f seja homogênea de grau zero é possível mostrar que a elasticidade consumo *per capita* de alimentos com relação ao tamanho da família γ é dada por

$$(8) \quad \gamma = \frac{\partial \ln \left(\frac{q_f}{n} \right)}{\partial \ln n} = \sigma_h (\varepsilon_{fx} + \varepsilon_{ff}) - \sigma_f (1 + \varepsilon_{ff}),$$

em que ε_{fx} e ε_{ff} são a elasticidade-renda e a elasticidade-preço próprio da demanda por alimento, respectivamente, e σ_i , com $i = f, h$, sendo a medida de economia de escala para o produto, que assume a seguinte forma:

$$(9) \quad \sigma_i = 1 - \frac{\partial \ln \phi_i(n)}{\partial \ln n}.$$

Deaton e Paxson (1998) salientam a importância prática da expressão (8). Os autores supõem uma situação em que os alimentos são um bem puramente privado, isto é, em que não gerem nenhum tipo de ganhos com base em economias de escala ($\sigma_f = 0$). Adicionalmente, assumem que um país pobre, onde os alimentos seriam caracterizados por elasticidade renda alta e elasticidade preço baixa, já que possuem poucos substitutos e grande participação nos gastos.

Sob essas hipóteses, Deaton e Paxson (1998) concluem que $\gamma > 0$, de modo que a participação dos alimentos no orçamento familiar aumentará com o tamanho da família (n),

mantendo fixo o gasto *per capita* (x/n), conforme o valor de σ_f se aproximar de zero, ou conforme existirem mais economias de escala em *housing* do que em alimentos (GAN; VERNON, 2001) e o valor de ε_{fx} for maior que ε_{ff} , em valores absolutos. Nota-se a contradição do modelo de Barten com o modelo de Engel, uma vez que o último se apóia na predição de que a participação dos alimentos diminui como tamanho da família.

Gan e Vernon (2001) desenvolvem as derivadas parciais de γ com relação à ε_{fx} e ε_{ff} mostram que

$$(10) \quad \frac{\partial \gamma}{\partial \varepsilon_{fx}} = \sigma_h > 0 \quad \text{e} \quad \frac{\partial \gamma}{\partial \varepsilon_{ff}} = \sigma_h - \sigma_f > 0,$$

desde que os bens inclusos em *housing* não sejam puramente privados ($\sigma_h > 0$) e que eles sejam mais públicos do que privados ($\sigma_h > \sigma_f$). Como ε_{fx} tende a ser maior e ε_{ff} tende a ser menor, em termos absolutos, em famílias mais pobres (10) implica que γ será maior em famílias pobres.

Evidências empíricas, no entanto, apontam para resultados contrários às predições do modelo de Barten. Deaton e Paxson (1998) estimam que, tanto para países em desenvolvimento quanto para países desenvolvidos, entre famílias com um mesmo nível de dispêndio *per capita*, famílias com maior número de membros consomem menos alimentos *per capita*. Adicionalmente, em países pobres, há uma grande e negativa associação entre o consumo de alimentos *per capita* e o tamanho da família.

3 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada para a estimação das economias de escala no consumo familiar para o Brasil foi retirada da Pesquisa de Orçamentos Familiares realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e que abrange o período compreendido entre julho de 2002 e junho de 2003 (POF 2002-2003). Diferentemente de outras pesquisas de orçamentos familiares feitas para o Brasil, a abrangência da POF 2002-2003 inclui a áreas urbanas e rurais das Unidades da Federação, além de trazer separadamente os dados para as capitais e para as regiões metropolitanas das Unidades da Federação, possibilitando a agregação de dados não só para as cinco grandes regiões brasileiras como também para o país como um todo.

Os valores monetários coletados em diferentes períodos não podem ser comparados devido aos diferentes efeitos inflacionários dos respectivos períodos. Assim, adotou-se procedimentos de deflacionamento dos valores utilizando diversos tipos de deflatores, conforme as características dos dados. A data de referência foi 15 de janeiro de 2003.

Com o objetivo de constituir um orçamento anual, foi necessário anualizar os valores informados de despesas e rendimentos em diferentes períodos de referência multiplicando os valores por seus respectivos fatores de anualização: cinquenta e dois (para o período de referência de sete dias), doze (para o período de referência de trinta dias) e quatro (para o período de referência de noventa dias).

Cada domicílio pertencente à amostra da POF tem associado um peso amostral permitindo que ele represente um determinado número de domicílios do universo em que essa amostra foi selecionada, de acordo com o documento de publicação da POF 2002-2003. Assim, a estimativa total de qualquer variável é feita calculando a multiplicação do valor da variável pelo peso associado à respectiva unidade de análise (domicílio).

Com o objetivo de tornar possível a construção de algumas variáveis, foram excluídas famílias para as quais não há informações suficientes. Além disso, algumas famílias claramente identificadas como outliers com relação a alguma característica de interesse (tais como renda, gasto

total, número de membros) foram excluídas para tornar a amostra mais uniforme. Como resultado dessas exclusões, o número de domicílios incluídos na amostra utilizada para fins de estimação foi reduzido de 48.470 para 34.401. A distribuição desses domicílios por regiões e estratos geográficos, considerando-se os respectivos fatores de expansão é apresentada na Tabela 1.

Tabela 1 - Brasil: participação do número de famílias por Região e estrato geográfico. Resultados ponderados.

Regiões/País	Número de famílias ^a	Por estrato geográfico ^b			
		Capital	Urbano	Rural	Resto da região metropolitana
Nordeste	25%	24%	44%	25%	8%
Norte	7%	31%	40%	24%	4%
Centro-Oeste	7%	22%	67%	12%	-
Sul	16%	13%	57%	17%	14%
Sudeste	45%	25%	46%	8%	21%
Brasil	34.501.407 (100%)	7.860.303 (23%)	16.632.708 (48%)	5.238.662 (15%)	4.769.734 (14%)

^a Os valores representam a participação do número de famílias da Região no total de famílias do Brasil.

^b Os valores representam a participação do número de famílias cada estrato geográfico no total de famílias da Região/Brasil.

Fonte: Cálculos do autor.

4 MODELOS EMPÍRICOS: MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Para obter estimativas de economias de escala utilizar-se-á os pressupostos do modelo de Barten e os mesmos procedimentos usados por Deaton e Paxson (1998) e seguidos também por Gan e Vernon (2001) e Valderrama (2002). Considerar-se-á, inicialmente, famílias que alocam os seus gastos em apenas dois tipos de bens, um privado (alimento) e outro supostamente público (*housing*).

Assim como em Deaton e Paxson (1998), este estudo denomina *housing* o gasto com todos os outros bens que não alimentos. Segundo Nelson (1988), não é possível garantir, que $\sigma_h > \sigma_f$, ou seja, não é possível afirmar que as economias de escala no gastos em *housing* são relativamente maiores que em alimentos. Por esse motivo, seguindo os procedimentos de Gan e Vernon (2001) e Valderrama (2002), considerar-se-á as mesmas famílias alocando seus gastos em um privado (alimento) e outro bem relativamente mais público que alimento (*moradia*¹) para verificar a consistência do modelo de Barten e os dados.

4.1 Estimações não-paramétricas

A primeira análise dos dados consiste na estimação não-paramétrica das Curvas de Engel para diferentes composições familiares, ou seja, estimar-se-á a *participação dos alimentos no orçamento total da família* (w_f) contra o logaritmo do *gasto total per capita*, ($\ln(x/n)$), para cada

¹ O termo *moradia* foi usado para definir despesas coletivas com: habitação; manutenção, reparos, reformas e construção de habitação e jazigo; serviços públicos e similares; serviços domésticos; e limpeza. Adotou-se, assim, uma categoria de despesas semelhante àquela denominada por *bona fide shelter* por Nelson (1988).

tipo de família usando uma regressão local não-paramétrica. Seguindo Deaton e Paxson (1998), os tipos de famílias foram definidos de acordo com suas características demográficas mantendo-se a mesma proporção entre adultos e crianças¹. Tal abordagem justifica-se como uma tentativa de observar somente variações no bem-estar das famílias que têm a mesma distribuição de preferências entre adultos e crianças quando algum membro é adicionado à família.

O procedimento de estimação consiste basicamente em dividir o banco de dados original em diversos subconjuntos, de acordo com os tipos de família a serem considerados. Então para cada um desses grupos, é estimada a regressão não-paramétrica de w_f contra $\ln(x/n)$. Esta regressão corresponde às médias ponderadas de w_f em cada ponto l_m no intervalo $[l_0, l_m]$ de $l = \ln(x/n)$. Desse modo, cada observação, além de seu fator de expansão, recebe peso

$$(11) \quad \omega_{im} = \frac{1}{h} \kappa\left(\frac{l_i - l_m}{h}\right),$$

com $i = 1, 2, \dots, N$ sendo o número de observações da amostra e $m = 1, 2, \dots, 512$ os pontos equidistantes no intervalo $[l_0, l_m]$; h é o termo que indica a *bandwidth*² da regressão e $\kappa(t)$ é denominada Função de Kernel Quadrática de Epanechnikov e pode ser representada por $(15/16)(1-t^2)^2 1(|t| \leq 1)$, em que $1(\cdot)$ é uma função indicador. O termo h é denominado parâmetro de *suavização* pois determina quantos pontos vizinhos à l_m serão levados em conta para que a regressão local seja realizada. Um grande valor para h implicará em baixa variância, porém uma maior risco. Como resultado da equação (11), tem-se um valor esperado de w_f para cada ponto l_m .

Para poder comparar os resultados do valor esperado de w_f para os diferentes tipos de família, mantendo x/n constante, foram calculadas médias ponderadas do valor esperado de w_f , sendo a ponderação dado pela estimação da densidade de estimada para a variável $\ln(x/n)$, calculada para toda a amostra, isto é, uma aproximação de

$$(12) \quad \int_{l_0}^{l_1} E(w_f | z, l) f(l) dl$$

em que $f(l)$ uma função de densidade estimada de $l = \ln(x/n)$. Uma importante característica da equação ((12) é que podemos comparar seus resultados para diferentes família, mantendo x/n constante, uma vez que $f(l)$ é a mesma para todos os tipos de famílias (DEATON; PAXSON, 1998).

Para o modelo de Barten, as curvas de Engel entre tamanhos de famílias diferentes têm o mesmo formato das curvas representadas na Figura 1 (o formato representa a relação negativa entre w_f e $\ln(x/n)$). Este gráfico representa o método de Engel para o cálculo de economias de escala e, portanto, as curvas para as famílias menores estão acima e à direita das curvas para as famílias maiores pois, considerando o mesmo dispêndio total, a família maior apresenta uma participação no consumo de alimentos menor do que a família menor em todos os pontos e, por isso, a família maior está em um nível de bem-estar maior do que a família menor.

¹ Os tipos de famílias foram criados de acordo com as seguintes proporções: adulto(s) e nenhuma criança; um adulto e uma criança; um adulto e duas crianças e dois adultos e uma criança. Adultos são os membros com idade entre dezoito e sessenta e quatro anos e crianças são os membros com idade entre zero e dezessete anos.

² O valor da *bandwidth* é calculado automaticamente pelo *software* econométrico utilizado para realizar as estimações não-paramétricas de maneira a otimizar os resultados.

Para o modelo de Barten, porém, a curva de Engel para a família com maior número de membros deveria estar acima da curva para a família com menor número de membros indicando que, mantendo o dispêndio total constante, a participação de alimentos no orçamento e, por consequência, o bem-estar da família cresceriam com o número de seus membros pois, dada uma baixa elasticidade preço próprio e uma alta elasticidade renda dos alimentos, recursos que sobriariam do consumo compartilhado de bens públicos poderiam ser alocados no consumo de alimentos. O aumento do consumo de alimentos, ou o aumento da participação dos gastos com alimentos com relação ao gasto total, em países em que parte considerável das famílias é considerada pobre, como o Brasil, está associado a um aumento de bem-estar.

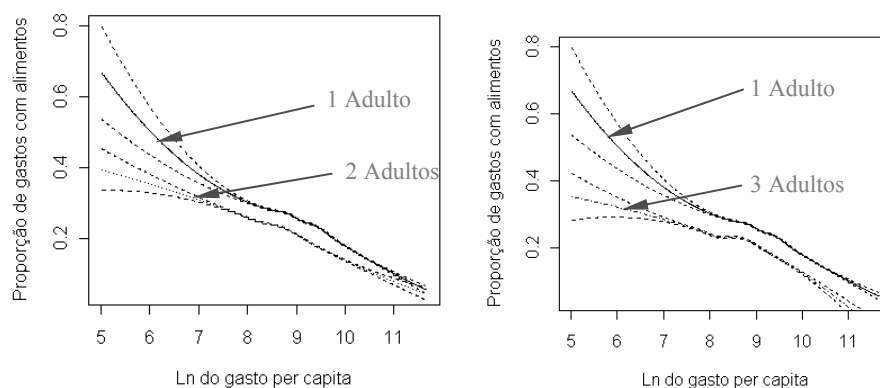


Figura 2 - Brasil: estimação não-paramétrica das Curvas de Engel com intervalos de confiança de 95% – famílias compostas somente por adultos

As curvas de Engel da Figura 2 mostram os resultados das estimações não-paramétricas entre w_f e $\ln x/n$, para famílias com um, dois e três adultos e nenhuma criança, divididas em dois gráficos, cada curva com seus respectivos intervalos de confiança a 95%. O primeiro gráfico faz comparação entre famílias sem crianças de um e dois adultos. O segundo, entre famílias sem crianças de um e três adultos. Além da curva de Engel estimada para famílias com um adulto de fato estar acima das curvas nas duas comparações, a diferença entre essas curvas são estatisticamente significantes. É possível observar que para todos os casos há uma relação negativa entre w_f e $\ln x/n$. Ao manter constante o *gasto total per capita* para observar as diferenças entre as curvas, conforme aumenta o número de adultos, também é possível afirmar¹ que a proporção dos alimentos diminui conforme se aumenta o número de membros desse tipo de família. Tal resultado contradiz as previsões do modelo de Barten, confirmando o paradoxo de Deaton e Paxson (1998) para dados brasileiros. De fato, as evidências empíricas obtidas corroboram o modelo de Engel, pois w_f *per capita* relaciona-se negativamente com o tamanho da família, mantendo a proporção entre adultos e crianças e com x/n constante.

No entanto, Gan e Vernon (2001) afirmam que a predição do modelo de Barten depende das economias de escala relativas entre bens públicos (*housing* - σ_h) e privados (alimentos - σ_f) considerados no consumo. Ou seja, requer $\sigma_h > \sigma_f$. Além disso, Gan e Vernon (2001) argumentam que da utilização de formas funcionais iguais nas funções de utilidades de todas as famílias.

¹ As comparações, via diferenças, entre as curvas podem ser feitas, pois o logaritmo do *gasto per capita* mantém-se constante (a função densidade estimada para calcular a média ponderada é comum a todos os tipos de famílias além de ser calculada em um mesmo intervalo de pontos).

Como não é possível verificar empiricamente se $\sigma_h > \sigma_f$, seguimos Gan e Vernon (2001) e estimamos um modelo não-paramétrico para a participação dos gastos com alimentos na soma dos gastos com alimentos e um bem relativamente mais público (gastos com moradia), w_f^{bfs+f} , e os gastos com moradia e alimentos per capita, em logaritmos ($\ln[(bfs + f)/n]$), para diferentes tipos de famílias. Os resultados obtidos são apresentados na Figura 3.

Na Figura 3 observa-se que prevalecem relações negativas entre w_f^{bfs+f} e $\ln[(bfs + f)/n]$ para todos os tamanhos para o tipo de família composto somente por adultos, com exceção de parte da curva referente às famílias com dois adultos. Porém, ao manter constante $\ln[(bfs + f)/n]$ os resultados são inconclusivos sobre a relação de w_f^{bfs+f} com o número de membros, o que não corrobora o modelo de Barten. Além disso, não são todas as curvas de Engel estimadas que apresentam uma relação negativa entre w_f^{bfs+f} e o $\ln[(bfs + f)/n]$.

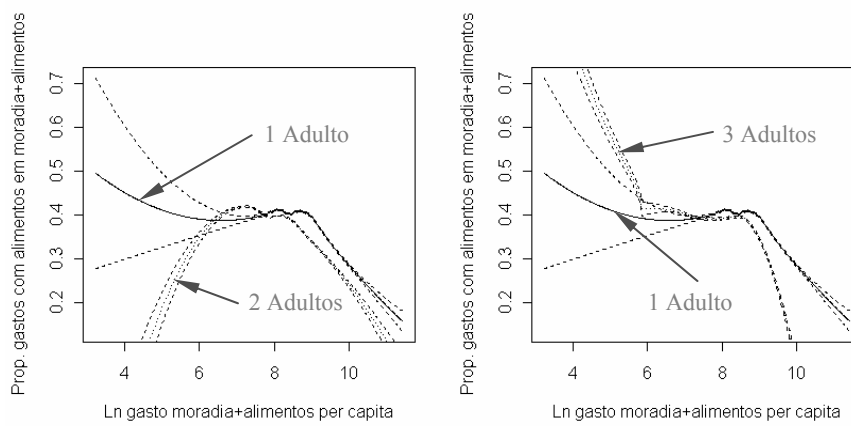


Figura 3 - Brasil: estimação não-paramétrica das Curvas de Engel com intervalos de confiança de 95% – famílias com por proporções iguais entre adultos sem crianças. Base: gastos com moradia e alimentos

Nas Figuras 2 e 3, as curvas de Engel estimadas não estão em linha com o modelo que Barten, apesar de todos os gráficos da Figura 3 apresentarem alguns intervalos em que famílias com maior número de membros dispõem de w_f^{bfs+f} maior do que as famílias com maior número de membros. Como esses resultados não corroboram o modelo, conclui-se que ele não é adequado para medir as economias de escala no consumo familiar para os dados brasileiros.

A apresentação dos resultados através de gráficos pode trazer dificuldades na interpretação, pois são vários os momentos em que as curvas se cruzam. Assim como em Deaton e Paxson (1998), Gan e Vernon (2001) e Valderrama (2002), foram computadas as médias ponderadas das proporções de gastos com alimentos w_f e w_f^{bfs+f} , como indicado na equação (15). Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 – Brasil: médias ponderadas pela densidade de Kernel para o logaritmo do gasto *per capita* da participação de gastos com alimentação

	Base: Gasto total ^a	Base: Moradia + Alimentos ^a
Tipos de famílias	\hat{w}_f	$\hat{w}_f^{b/s+f}$
1 adulto, 0 criança	0,273	0,348
2 adultos, 0 criança	0,210	0,253
3 adultos, 0 criança	0,180	0,234
1 adulto, 1 criança	0,202	0,246
2 adultos, 2 crianças	0,204	0,267
3 adultos, 3 crianças	0,102	0,040
2 adultos, 1 criança	0,195	0,259
4 adultos, 2 crianças	0,045	-0,329
1 adulto, 2 crianças	0,247	0,332
2 adultos, 4 crianças	0,110	0,025

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: ^a Os valores dados para a função densidade de Kernel foram ajustados para que sua soma desse um.

A maioria dos resultados apresentados na Tabela 2¹ confirmam os resultados comentados anteriormente. Para a maioria dos tipos de famílias, a proporção dos alimentos no gasto, dada por w_f e $w_f^{b/s+f}$, ponderados pela densidade estimada dos respectivos gastos *per capita* diminuem conforme aumentamos o número de membros, mantendo os gastos *per capita* constantes. A exceção está na transição das famílias com um adulto e uma criança para as famílias com dois adultos e duas crianças, para ambas médias ponderadas.

4.2 Estimações paramétricas

Apesar das estimações não-paramétricas fornecerem informações relevantes quanto à relação entre a participação dos alimentos no gasto total da família e o número de membros da família, esse método não permite controlar por características das famílias que influenciam no seu gasto com alimentação como a idade, o sexo, a região geográfica, o estrato geográfico ou se os membros da família exercem algum trabalho remunerado ou não.

Para lidar com essas características, que variam de família para família, é necessário lançar mão de modelos paramétricos. Neste estudo, o modelo paramétrico estimado é semelhante àqueles utilizados por Lanjouw e Ravallion (1995), Deaton e Paxson (1998), Gan e Vernon (2001) e Valderrama (2002). O ponto de partida desse modelo é a forma funcional de Working-Leser, dada por:

$$(13) \quad w_f = \alpha + \beta \ln\left(\frac{x}{n}\right) + \gamma \ln n + \sum_{j=1}^{J-1} \eta_j \frac{n_j}{n} + \zeta v + \mu,$$

¹ Nos estudos de Deaton e Paxson (1998), Gan e Vernon (2001) e Valderrama (2002), os desvios-padrão para as médias ponderadas da participação de gastos com alimentação foram calculadas pelo método de *Bootstrap*. Neste trabalho, porém, os desvios-padrão não foram estimados devido a problemas computacionais que inviabilizaram o cálculo através desse método.

em que α , β , γ , η_j e ζ são os parâmetros a serem estimados, w_f é a *participação do gasto total com alimentação no total dos gastos domiciliares*, x/n é o *gasto total per capita*, n é o *número de membros da família*, n_j/n são categorias demográficas criadas de acordo com os sexos e as idades dos membros da família em questão e o vetor v inclui variáveis como *dummies* para cada região brasileira e para diferentes estratos geográficos, além da proporção dos adultos que trabalham com relação ao total de membros da família, a idade e o número de anos de estudo da pessoa de referência da família.

Cada categoria demográfica é definida pela razão entre o número de membros da família pertencentes à determinada categoria, que por sua vez é definida de acordo com os gêneros e as idades dos membros, com o número total de membros da família. Assim, foram criadas dez categorias compostas por grupos de membros masculinos e femininos com idades de até cinco anos, entre seis e onze anos, entre doze e dezessete anos, entre dezoito e sessenta e quatro anos e com maiores que sessenta e cinco anos.

Foram criadas *dummies* para as regiões geográficas (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul) e para os estratos geográficos pesquisados pela POF 2002-2003 (rural, urbano, capital e região metropolitana). Adicionalmente, em alguns modelos, foram inseridas *dummies* de declividade para o logaritmo do *número de membros da família*, $\ln n$. Com isso, é possível diferenciar os efeitos da variação do número de membros da família na w_f para cada uma das regiões.

A variável *proporção de adultos da família que trabalham* foi incluída no modelo pois ela pode influenciar a participação dos gastos com alimentos de várias formas. Trabalhadores adultos podem (i) alimentar-se em lugares fora de seu domicílio; (ii) gastar mais com alimentos, pois pagam também pelo serviço extra que os restaurantes cobram, fazendo com que a participação dos alimentos nos gastos aumente; e (iii) trabalhar em setores da economia que exigem maior ou menor níveis de requerimentos nutricionais e calóricos (DEATON; PAXSON, 1998).

Os parâmetros-chave dessa análise são o γ e os parâmetros das *dummies* de declividade, resultado da multiplicação das *dummies* das regiões geográficas e de $\ln n$.

Apesar da simplicidade da forma funcional de Working-Leser e das evidências de seu bom ajustamento aos dados, deve-se salientar a estimação da equação (13) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), envolve alguns problemas de ordem prática, tal como exposto por Deaton e Paxson (1998). O principal problema está relacionado com a quase inevitável correlação entre os erros (não-observáveis) em w_f e $\ln x/n$, pois a fonte dessas duas variáveis é a mesma: o orçamento familiar. Por consequência, o estimador de MQO do parâmetro β será viesado e inconsistente. Não é possível verificar de antemão a direção do viés pois isso dependerá das informações sobre os erros de medida relativos aos gastos com produtos alimentícios e aos gastos com produtos não-alimentícios e da importância relativa de cada um desses conjuntos de gastos no orçamento familiar total. Além disso, devido à relação negativa entre x/n e n , é provável que γ também seja viesado devido à correlação dos erros em $\ln x/n$ e n . Para contornar este problema a equação (13) será estimada também por Variáveis Instrumentais (VI) usando como instrumento para $\ln x/n$ o logaritmo do *rendimento anual líquido per capita*¹ ($\ln r/n$).

Nas tabelas abaixo estão representados os valores estimados para o parâmetro γ da equação (13) pelos métodos de MQO e por VI, considerando a participação dos alimentos com relação ao gasto total (w_f) e com relação ao gasto com moradia e alimento ($w_f^{b/s+f}$). Os resultados da

¹ Para evitar possíveis problemas nos termos erráticos, tanto na renda como no consumo, quando valores relativos a autoconsumo são imputados simultaneamente nessas variáveis, considerou-se somente a renda em dinheiro e em benefícios.

estimação da equação (13) por MQO e VI estão sumariados nas tabelas abaixo, que mostram a soma dos coeficientes estimados do logaritmo do tamanho da família (γ) com as *dummies* de declividade de cada região brasileira (τ_r) e para o Brasil. Todos os coeficientes, para ambas estimações, são estatisticamente significantes a 1%.

Tabela 3 – Brasil e regiões: soma dos coeficientes estimados do logaritmo do tamanho da família (γ) com as *dummies* de declividade (τ_r) (x 100). Base: gasto total.

	Brasil ^a	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sul	Sudeste
MQO						
$\gamma + \tau_r$	-1,8	0,5	-0,8	-3,2	-2,7	-2,4
VI						
$\gamma + \tau_r$	-4,3	-1,8	-3,3	-5,2	-4,8	-4,7

Fonte: Estimacões do autor.

Notas: ^a Os coeficientes para o Brasil, tanto para as estimacões por MQO quanto por VI, foram obtidos deixando de levar em consideracão as *dummies* para as Regiões e as *dummies* de declividade.

Analisando os resultados apresentados na Tabela 3, notamos que os coeficientes estimados das *dummies* regiões geográficas são todos menores para o método VI que aqueles obtidos pelo método de MQO. Já o coeficiente para o Brasil foi maior na estimacão por VI do que na estimacão por MQO. Além disso, observamos que os coeficientes são negativos, indicando que um aumento no tamanho da família, com o gasto *per capita* constante, está associado a uma menor participacão dos alimentos no gasto total, com exceçã da Região Norte na estimacão por MQO. Tais resultados estã de acordo com os resultados obtidos através dos modelos não-paramétricos estimados anteriormente e não suportam o resultado básico do modelo de Barten. No entanto, é importante lembrar que este resultado depende da hipótese de que $\sigma_h > \sigma_f$, de modo que não os resultados não implicam necessariamente uma contradicão do modelo de Barten.

Para tornar mais claro a relacão entre $\ln n$ em w_f , é conveniente descrever os efeitos de variações do tamanho da família através da elasticidade de w_f com relacão ao tamanho da família (n), mantendo constante x/n , que é dada por:

$$(14) \quad \frac{\partial w_f}{\partial n} \cdot \frac{n}{w_f} = \frac{\gamma + \tau_r}{n} \cdot \frac{n}{w_f} = \frac{\gamma + \tau_r}{w_f},$$

em que τ_r é o coeficiente das *dummies* de declividade para a região r . As elasticidades calculadas a partir do modelo estimado são apresentadas na Tabela 4.

Assim, dobrando o tamanho e os gastos totais das famílias da Região Nordeste, por exemplo, haverá uma diminuicão de 10,3% no gasto *per capita* com alimentacão. Para a Região Sudeste, essa diminuicão será de 21,4%. Para o Brasil, a diminuicão será de 17,2%. É possível observar na Tabela 4 que as maiores variações irã ocorrer nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Uma possível explicacão para as diferenças entre os baixos percentuais das Regiões mais pobres (Norte e Nordeste) e os altos percentuais das Regiões mais ricas (Sul e Sudeste) na Tabela 4, pode ser o baixo valor da elasticidade preço por alimentos, em módulo, para as Regiões mais pobres com relacão às Regiões mais ricas, devido aos alimentos serem produtos essenciais e possuírem poucos substitutos em Regiões mais pobres.

Tabela 4 – Brasil e regiões: elasticidade de w_f com relação a n , com x/n constante

Brasil/Região	$\gamma + \tau_r$ ^a (x100)	w_f (média)	Elasticidade ^b (%)
Norte	-1,8	0,32	-5,6
Nordeste	-3,3	0,32	-10,3
Centro-Oeste	-5,2	0,23	-22,6
Sul	-4,8	0,23	-20,9
Sudeste	-4,7	0,22	-21,4
Brasil^c	-4,3	0,25	-17,2

Fonte: Cálculos do autor.

^a Coeficientes da estimação por VI.

^b Valores aproximados.

^c Os valores de τ_r para o Brasil são zero.

O valor para o coeficiente de $\ln n$ para Brasil e para os valores da soma dos coeficientes de $\ln n$ e das *dummies* de declividade para as Regiões Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste, levando-se em conta a estimação por VI, parecem ser bastante próximos dos valores encontrados por Deaton e Paxson (1998) para os países mais pobres por ele analisados (Tailândia, Paquistão e África do Sul). O contrário ocorre com o valor para a Região Norte que parece se aproximar mais dos resultados de países mais ricos. Tais comparações, no entanto, devem ser vistas com cuidado já que as famílias de diferentes países não possuem as mesmas funções de utilidade e os mesmos parâmetros de preferência entre si.

Adicionalmente, os resultados na Tabela 4 oferecem evidência de que famílias mais pobres apresentam valores de γ , ou $\gamma + \tau_r$, maiores que para as famílias mais ricas, mantendo $\ln x/n$ constante, tal como previsto pelo modelo de Barten.

Assim como nas regressões não-paramétricas, foram estimados também modelos em que se considera a participação dos gastos com alimentos na soma dos gastos com alimentos e um bem relativamente mais público (gastos com moradia), $w_f^{b/s+f}$. Na Tabela 5, os coeficientes das *dummies* de Região obtidos por VI são todos menores que aqueles obtidos por MQO, tal como constatamos na Tabela 4. Todos os coeficientes são estatisticamente significantes a 1%.

Tabela 5 - Brasil e regiões: soma dos coeficientes estimados do logaritmo do tamanho da família (γ) com as *dummies* de declividade (τ_r) (x 100). Base: gasto com moradia e alimentos.

	Brasil ^a	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sul	Sudeste
MQO						
$\gamma + \tau_r$	5,7	8,6	7,5	4,0	4,6	5,4
VI						
$\gamma + \tau_r$	0,6	4,7	3,2	0,3	0,8	1,2

Fonte: Estimações do autor.

Notas: ^a Os coeficientes para o Brasil, tanto para os MQO quanto para o método por VI, foram obtidos deixando de levar em consideração as *dummies* para as Regiões e as *dummies* de declividade.

Ao contrário dos resultados obtidos anteriormente, observar-se que, neste caso, os coeficientes são todos positivos, indicando que um aumento no tamanho da família, mantendo

constante o gasto *per capita*, está associado a uma maior participação dos alimentos no gasto total. Tais resultados estão de acordo com o que foi previsto pelo modelo de Barten e, portanto, oferecem alguma evidência a favor da consistência deste modelo com os dados brasileiros.

É interessante notar que os resultados obtidos através dos modelos não-paramétricos e dos modelos paramétricos para w_f^{bfs+f} são contraditórios. Enquanto nos modelos não-paramétricos essa relação é negativa, nos modelos paramétricos essa relação é positiva. Uma possível explicação para isto pode ser a ausência, no método não-paramétrico, de variáveis que permitam controlar pelas características das famílias que influenciam na sua preferência no consumo de bens alimentares como a idade, o sexo, a região geográfica, o estrato geográfico ou se os membros da família exercem algum trabalho remunerado ou não.

Analisando a relação entre $\ln n$ e w_f^{bfs+f} , mantendo $\ln[(bfs + f)/n]$ constante, a Tabela 6 descreve os efeitos de variações de n na elasticidade de w_f^{bfs+f} com relação ao tamanho da família, mantendo constante.

Tabela 6 – Brasil e regiões: elasticidade de w_f^{bfs+f} com relação à n , com $(bfs + f)/n$ constante

Brasil/Região	$\gamma + \tau_r$ ^a (x100)	w_f^{bfs+f} (média)	Elasticidade^b (%)
Norte	4,7	0,51	9,2
Nordeste	3,2	0,52	6,2
Centro-Oeste	0,3	0,39	0,8
Sul	0,8	0,40	2,0
Sudeste	1,2	0,37	3,2
Brasil^c	0,6	0,43	1,4

Fonte: Cálculos do autor

^a Coeficientes da estimação por VI.

^b Valores aproximados.

^c Os valores de τ_r para o Brasil são zero.

Dobrando o tamanho e os gastos totais das famílias da Região Norte, por exemplo, haverá um aumento de 9,2% no gasto *per capita* com alimentação. Para a Região Sul, essa diminuição será de 2%. Para o Brasil, o aumento será de 1,4%. Ainda é possível observar na Tabela 6 que as maiores variações irão ocorrer nas regiões Norte e Nordeste. Tal resultado também está de acordo com o modelo de Barten.

A explicação para as diferenças entre os altos percentuais das Regiões mais pobres (Norte e Nordeste) e os baixos percentuais das Regiões mais ricas (Sul e Sudeste), descritos na Tabela 6, pode ser não apenas o baixo valor da elasticidade preço por alimentos, em módulo, para as Regiões mais pobres com relação às Regiões mais ricas, mas também ao fato de que bens alimentares, relativamente à soma do consumo em alimentos e moradia, são bens mais privados do que os bens associados aos gastos com moradia ($\sigma_{bfs} > \sigma_f$).

Os resultados na Tabela 6, assim como na Tabela 4, comprovam outra predição do modelo de Barten: que famílias mais pobres apresentam valores de γ , ou $\gamma + \tau_r$, maiores que para as famílias mais ricas, mantendo $\ln x/n$ constante. Tal comparação pode ser feita pois ainda está sendo considerado que as famílias brasileiras possuem as mesmas funções de utilidade e os mesmos parâmetros de preferência entre si.

Com relação à teoria estatística, além do problema relacionado à correlação entre os erros em w_f e $\ln x/n$, tem-se os possíveis problemas quanto à homocedasticidade. Para evitar o problema de heterocedasticidade as estimações apresentadas foram realizadas com o estimador de *Huber/White* para a variância ao invés do cálculo tradicional.

Com o objetivo de analisar a variação na participação de outros produtos em comparação à variação da participação dos alimentos no gasto total familiar, além de investigar possíveis padrões entre os países considerados, Deaton e Paxson (1998) estimam a equação ((13)), por MQO, para parcelas de gastos alocados em outros grupos de bens, como vestuário e calçados, moradia (em um sentido mais amplo do que o abordado neste estudo), recreação e entretenimento, álcool e tabaco, parcela dos alimentos consumidos dentro do domicílio e parcela dos alimentos consumidos fora do domicílio.

Assim como Gan e Vernon (2001), investigar-se-á os dois últimos grupos estudados por Deaton e Paxson (1998). Mais especificamente, será analisado um componente público no consumo dos alimentos: as economias de escala na preparação de refeições dentro do domicílio. Segundo Gan e Vernon (2001), se a preparação de refeições para n pessoas não levar n vezes o tempo de preparo para uma pessoa, uma família com maior número de pessoas faz diminuir o custo com a preparação de refeições, mantendo os custos em fazer refeições fora do domicílio constantes. Adicionalmente à predição acima, ainda deve-se levar em consideração os efeitos na parcela de custo da alimentação realizada fora do domicílio devido ao componente de serviço que os fazem ainda mais suscetíveis à substituição por refeições preparadas dentro do domicílio quando o tamanho da família aumenta. É esperado, portanto, que a parcela da alimentação realizada fora do domicílio diminua conforme o tamanho da família aumenta.

Enquanto a análise feita por Gan e Vernon (2001) levou em consideração apenas as famílias com mais de um adulto, Deaton e Paxson (1998) levaram em consideração tanto famílias com mais de um adulto quanto o conjunto de todas as famílias. A análise para o caso brasileiro levará em conta famílias com mais de um adulto e o conjunto de todas as famílias separadamente, pois supõe-se que famílias compostas somente por um adulto tenha uma parcela maior dos seus gastos direcionados à alimentação fora de se domicílio e, portanto, beneficiariam-se mais que outros tipos de famílias dos fatores relacionados às economias de escala na preparação de refeições e dos menores custos relacionados ao componente de serviço.

Assim como em Gan e Vernon (2001), considerou-se os gastos com bebidas alcoólicas na proporção dos gastos com alimentos fora do domicílio além da proporção dos gastos com alimentos fora do domicílio sem bebidas alcoólicas. A razão está no fato de que as bebidas alcoólicas também servem de fontes de calorias e, portanto, seu consumo pode ser considerado substituto para o consumo de alimentos.

Na tabela abaixo, estão os resultados para os coeficientes de $\ln n$ das estimações por VI da equação para (13) para a proporção dos gastos em alimentos, em alimentos dentro do domicílio e em alimentos fora do domicílio (com e sem bebidas alcoólicas) para o Brasil e para suas Regiões geográficas.

Todas as estimações da Tabela 7 foram realizadas com o estimador de *Huber/White* para a variância ao invés do cálculo tradicional para evitar o problema, a heterocedasticidade.

Tabela 7 - Brasil e regiões: coeficiente dos logaritmos do tamanho da família (x 100) – Base: gasto total.

Todas as famílias						
Proporção dos gastos alocados em ($\gamma + \tau_r^a$):	Brasil ^b	Norte	Nordeste	Centro- Oeste	Sul	Sudeste
Alimentos	-4,3	-1,8	-3,3	-5,2	-4,8	-4,7
Alimentos dentro do domicílio	-4,9	-1,5	-4,0	-5,3	-5,7	-5,4
Alimentos fora do domicílio (sem bebidas alcoólicas)	-2,2	-3,2	-2,9	-2,9	-1,9	-1,8
Alimentos fora do domicílio (com bebidas alcoólicas)	-2,3	-3,3	-2,8	-2,9	-1,6	-2,0
Famílias com mais de um adulto						
	Brasil ^b	Norte	Nordeste	Centro- Oeste	Sul	Sudeste
Alimentos	-3,1	-0,3	-2,5	-4,2	-4,1	-3,7
Alimentos dentro do domicílio	-4,8	-0,7	-4,3	-5,3	-5,9	-5,7
Alimentos fora do domicílio (sem bebidas alcoólicas)	-0,8	-2,3	-1,1	-1,2	-0,9	-0,1
Alimentos fora do domicílio (com bebidas alcoólicas)	-0,3	-1,8	-0,7	-1,0	-0,3	0,3

Fonte: Estimacões do autor.

^a Coeficientes da estimacão por VI.

^b Os coeficientes para o Brasil foram obtidos deixando de levar em consideracão as *dummies* para as Regiões e as *dummies* de declividade.

Todos os coeficientes são estatisticamente significantes a 1%. Os coeficientes relativos à proporçã dos gastos em alimentacão fora do domicílio (com e sem bebidas alcoólicas) possuem, com exceçã do coeficiente para a Região Sudeste, sinais negativos, ou seja, conforme o tamanho da família aumenta, menor será o montante destinado à alimentacão realizada fora do domicílio.

É possível notar que os valores dos parâmetros para proporçã dos gastos em alimentacão fora do domicílio (com e sem bebidas alcoólicas) para todos os tipos de famílias são maiores que para as famílias com mais de um adulto em sua composicão. Tal resultado também comprova o que foi colocado com relacão às famílias compostas somente por um adulto.

Os resultados comprovam as predições feitas anteriormente, com relacão aos gastos com alimentacão fora do domicílio, e ajudam a explicar o paradoxo colocado por Deaton e Paxson (1998) para os dados brasileiros, apesar de não resolvê-lo.

6 CONCLUSÕES

A comparacão de padrões de vida entre famílias com diferentes características demográficas, como em estudos de mensuracão da pobreza, deve levar em consideracão o efeito da composicão das famílias por membros com características e necessidades diferentes, além das economias de escala envolvidas no aumento do número de membros vivendo em conjunto. As escalas de equivalência, cujos principais componentes são a unidade de consumo equivalente e as economias de escala, são índices relativos que procura refletir esses fatores.

A estimacão das economias de escala pode ser feita através do método de Engel ou do chamado modelo de Barten. Nessas duas abordagens, a participacão relativa dos alimentos no orçamento familiar é utilizada como indicador de bem estar. Porém, no método de Engel, esse indicador se relaciona negativamente com o número de membros da família, ou seja, conforme o

tamanho da família aumenta, mantendo constante o gasto total *per capita*, a participação relativa dos alimentos diminui e o bem-estar familiar aumenta. Já no modelo de Barten, a mesma relação é positiva, ou seja, conforme o tamanho da família aumenta, mantendo constante o gasto total *per capita*, a participação relativa dos alimentos aumenta e o bem-estar familiar aumenta.

Os modelos paramétricos foram estimados tanto por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) como por Variáveis Instrumentais (VI), devido à correlação entre os erros em w_j e $\ln x/n$. Os resultados do parâmetro de interesse, o parâmetro de $\ln n$, foram todos eles negativos tanto para o Brasil quanto para suas Regiões (com exceção da Região Norte), o que confirma os resultados paradoxais descritos nas estimações não-paramétricas.

As evidências empíricas para o caso brasileiro obtidas neste trabalho, parecem favorecer o método de Engel. Tanto as estimações não-paramétricas quanto as paramétricas apontam para uma relação negativa entre a participação relativa dos alimentos no orçamento familiar e o tamanho da família, mantendo o gasto total *per capita* constante. Os mesmos resultados paradoxais foram obtidos por Deaton e Paxson (1998), Gan e Vernon (2001) e Valderrama (2002). Este resultado se mantém mesmo considerando a proporção de gastos com alimentação com relação ao gasto com bens mais públicos, tal como sugerido por Gan e Vernon (2001).

No entanto, cumpre notar que os resultados obtidos corroboram a segunda predição do modelo Barten para o caso brasileiro. As diferenças entre os baixos valores, em valores absolutos, dos coeficientes de $\ln n$ para Regiões mais pobres (Norte e Nordeste) se comparado com os valores das Regiões mais ricas (Sul e Sudeste) demonstram o baixo valor da elasticidade preço por alimentos, em módulo, para as Regiões Norte e Nordeste com relação às Regiões Sul e Sudeste, devido aos alimentos serem produtos necessários e possuírem poucos substitutos em Regiões mais pobres.

Finalmente, para verificar a possível contribuição da alimentação fora do domicílio para explicar o paradoxo foram estimados também modelos incluindo essa variável. Os resultados obtidos indicam que, com exceção da Região Sudeste nos modelos para famílias com mais de um adulto, os coeficientes de $\ln n$ são todos negativos, confirmando o pressuposto que há substituição para refeições preparadas dentro do domicílio quando o tamanho da família aumenta. Logo, podemos concluir que há alguma evidência de que a parcela de alimentação realizada fora do domicílio ajuda a explicar o paradoxo.

Após os resultados desse e de outros trabalhos, surgem dúvidas quanto à utilização da participação relativa dos alimentos no orçamento familiar. Não é possível afirmar que a hipótese desse trabalho foi confirmada, ou seja, não é possível afirmar que as famílias brasileiras apresentam economias de escala devido à presença de bens públicos no consumo familiar. Nesse sentido, estudos futuros podem ser direcionados para a utilização de modelos de economias de escala para bens específicos, nos moldes de Nelson (1988) e Kakwani e Son (2005), em que a hipótese de que a participação dos alimentos é um bom indicador de bem-estar é deixada de lado em favor da adoção de economias de escalas específicas para cada bem ou categoria de bens.

REFERÊNCIAS

- BELLUZZO, W.; TENUTA, L. M. A. *Escalas de equivalência para o custo criança no Brasil*. Não publicado. Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, 2003.
- BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. The information content of equivalence scales. *Journal of Econometrics*. ,vol. 50, nº 1-2 , p. 49-68, Oct. 1991.
- DEATON, A. S. *The Analysis of household surveys: A microeconomic approach to development policy*. Baltimore: John Hopkins University Press, 1997.

_____; MUELLBAUER, J. N. J. On measuring child costs: with applications to poor countries. *The Journal of Political Economy*. Chicago, vol. 94, n° 4, p. 720-744, Ago. 1986.

_____; PAXSON, C. Economies of scale, household size, and the demand of food. *The Journal of Political Economy*. Chicago, vol. 106, n° 5, p. 897-830, Oct. 1986.

GAN, L.; VERNON, V. Testing the Barten model of economies of scale in household consumption: toward resolving a paradox of Deaton and Paxson. *Journal of Political Economy*. Chicago, vol. 111, n° 6, p.1361-1377, May 2001.

GIBSON, J. Why does the Engel method work? Food demand, economies of size and household survey methods. *Oxford Bulletin of Economics and Estatistics*. Oxford, vol. 64, n° 4, Sep. 2002.

KAKWANI, N; SON, H.H. Economies of scale in household consumption: with application to Australia. *Australian Economic Papers*. Adelaide, vol. 44, n° 2, p. 134-148, Jun. 2005.

LANJOUW, P.; RAVALLION, M. Poverty and household size. *The Economic Journal*. Vol. 105, n° 433, p. 1415-1434, Nov. 1995.

NELSON, J. A. Household economies of scale in consumption: theory and evidence. *Econometrica*. Evanston (EUA), vol. 56, n° 6, p. 1301-1314, Nov. 1988.

PESQUISA de orçamentos familiares 2002-2003. *Primeiros resultados: Brasil e Grandes regiões*. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

POLLAK, R. A.; WALES, T. J. Welfare comparisons and equivalence scales. *American Economic Review*. Pittsburgh, vol. 69, n° 2, Papers and proceedings of the ninety-first annual meeting of the American Economic Association, p. 216-221, May 1979.

ROCHA, S. Renda e pobreza – medidas per capita vesus adulto-equivalente. Rio de Janeiro. IPEA-Seção Textos para Discussão, n° 609, Nov. 1998.

VALDERRAMA, F. J. L. Economías de escala en los hogares y pobreza. Departamento Nacional de Planeación. Bogotá Archivos de Economía, Documento 212, 42p., 2003.