

Estimação de uma Escala de Equivalente Adulto para Alimentação

JOSÉ CARLOS GRIJÓ

Tese apresentada à UFRGS, em
cumprimento aos requisitos exigidos
para habilitação à Livre Docência.

PORTO ALEGRE

1976

A P R E S E N T A Ç Ã O

O presente trabalho originou-se de observações do autor ao longo do tempo e que podem ser resumidas nos três seguintes pontos: a) inexistência de escalas de equivalente adulto estimadas para o Brasil (pelo menos que sejam do conhecimento do autor); b) significação de tais escalas em estudos de natureza econômica, tendo sido usadas, por pesquisadores da área, escalas elaboradas por outros países, cuja adequação às nossas estruturas de consumo é questionável; c) disponibilidade de dados sobre orçamentos familiares no Centro de Estudos e Pesquisas Econômicas (IEPE) que apresentam boa fidedignidade.

Resultou daí o interesse pelo assunto e, em consequência, a decisão em utilizar dados locais na estimação de uma escala de equivalente adulto para alimentação.

Simultaneamente com esta apresentação, por razão de justiça, devo consignar uma palavra de agradecimento a todos aqueles que, de uma forma ou de outra, contribuíram para que este trabalho pudesse ser realizado. Em particular ao IEPE, nas pessoas de seu ex-diretor Professor Maurício Filchtiner e de seu atual diretor Professor Eli de Moraes Souza, pelo incentivo e apoio de infraestrutura. Aos colegas do IEPE e do Departamento de Estatística (do Instituto de Matemática-UFRGS) pelas sugestões, que apresentaram. Ao Sr. Arnildo Konzen pelo valioso auxílio na parte de processamento dos dados e à Srta. Laura Maria Goulart pelo trabalho de datilografia.

Agradeço, de modo especial, aos colegas Herbert Guarini Carlhão, Carlos Augusto Crusius e Edgar Augusto Lanzer pela extraordinária e sempre presente participação na discussão dos problemas enfrentados, bem como na procura das soluções mais adequadas aos propósitos deste estudo.

.....

Agradeço, também, a colaboração que recebi do Professor Laudelino Teixeira de Medeiros.

Os possíveis erros ou omissões que ocorrerem são, entre tanto, de minha única e exclusiva responsabilidade.

Por fim, o autor deseja expressar o seu agradecimento à sua esposa, Vera, pelo estímulo e dedicação ao atendimento das múltiplas atividades da família, durante o período de elaboração deste trabalho.

S U M Á R I O

APRESENTAÇÃO

CAPÍTULO I

INTRODUÇÃO	1
------------------	---

CAPÍTULO II

2.1. ESCALAS ESPECÍFICAS DE EQUIVALENTE ADULTO E ESCALA RENDA	4
2.2. RELAÇÃO ENTRE ESCALAS ESPECÍFICAS DE EQUI- VALENTE ADULTO E ESCALA RENDA	8

CAPÍTULO III

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	12
-----------------------------	----

CAPÍTULO IV

METODOLOGIA	21
-------------------	----

CAPÍTULO V

5.1. OS DADOS	28
5.2. OS DADOS UTILIZADOS	32
5.3. FORMAÇÃO DOS GRUPOS SEXO-IDADE E DOS TIPOS DE FAMÍLIA	33
5.3.1. GRUPOS SEXO-IDADE	33
5.3.2. TIPOS DE FAMÍLIA	35

CAPÍTULO VI

6.1. O MODELO LOG-LOG PARA CADA TIPO DE FAMÍLIA	38
6.2. COMPARAÇÃO DAS ELASTICIDADES	41
6.3. ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DA ESCALA DE EQUIVALENTE ADULTO PARA ALIMENTAÇÃO	44

CAPÍTULO VII

7.1. CONCLUSÕES	49
7.2. COMENTÁRIOS E SUGESTÕES	51

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	53
ANEXO 1	55
ANEXO 2	56

L I S T A D E T A B E L A S

TABELA 1 - FAMÍLIAS SEGUNDO O NÚMERO DE COMPONENTES	29
TABELA 2 - DESPESAS FAMILIARES, EM PERCENTAGEM DAS DESPESAS TOTAIS, POR ITEM DE CONSUMO E SEGUNDO O NÚMERO DE COMPONENTES DA FAMÍ- LIA	31
TABELA 3 - FAMÍLIAS SEGUNDO O NÚMERO DE COMPONENTES	32
TABELA 4 - COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO ENTRE OS GRU- POS SEXO-IDADE E NÚMERO DE OBSERVAÇÕES EM CADA CASO	35
TABELA 5 - TIPOS DE FAMÍLIA	36
TABELA 6 - ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA REGRESSÃO (31), VARIÂNCIAS RESIDUAIS (s_r^2), COEFI- CIENTES DE DETERMINAÇÃO (R^2) E VALORES DE F_c	39
TABELA 7 - SOMA DE QUADRADOS DAS VARIAÇÕES NÃO EX- PLICADAS E GRAUS DE LIBERDADE	41
TABELA 8 - SOMA DE QUADRADOS DAS VARIAÇÕES NÃO EX- PLICADAS E GRAUS DE LIBERDADE	43
TABELA 9 - MÉDIAS DO NÚMERO DE PESSOAS POR GRUPO SE- XO-IDADE E DO NÚMERO TOTAL DE PESSOAS SE- GUNDO OS TIPOS DE FAMÍLIA, ESCALA ADOTA- DA SEGUNDO GRUPOS SEXO-IDADE	45
TABELA 10 - VALORES DE a'_j , b_j , d_j e a_j	46
TABELA 11 - ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DA REGRES- SÃO (30) E SEUS RESPECTIVOS ERROS PADRÃO	46
TABELA 12 - ESCALA DE EQUIVALENTE ADULTO PARA ALIMEN- TAÇÃO	48

TABELA 13 - ESCALA ESTIMADA POR BROWN	56
TABELA 14 - ESCALA ESTIMADA POR PRICE	57

C A P Í T U L O I

INTRODUÇÃO

O estudo dos efeitos da composição da família, segundo o sexo e a idade de seus membros, tem merecido particular atenção por parte dos pesquisadores, mormente quando da estimação dos parâmetros das funções que representam as relações entre despesa da família e renda.

De um lado, tem sido adotado, na estimação das elasticidades renda do consumo de bens específicos (ou conjunto de bens), despesa per capita com esses bens (ou conjunto de bens) e renda per capita como variáveis explicada e explicativa, nas funções de Engel que representam o efeito da renda sobre o comportamento do consumo.

De outro lado, tem-se considerado a despesa com o bem específico (ou conjunto de bens) como variável explicada e, como explicativas, a renda e o número de pessoas da família, procurando-se absorver no coeficiente desta última variável o efeito da variação no tamanho da família expresso pelo número de seus componentes.

Em ambos os casos, entretanto, os efeitos da variação na composição sexo-idade dos membros da família não são levados em consideração.

A despesa per capita com um bem específico, referida apenas ao número de pessoas da família, pressupõe igualdade entre as necessidades relativas das pessoas, para com o consumo do referido bem, independentemente do sexo e da idade das mesmas. Significa dizer que, tanto homens e mulheres com 20 anos ou mais, quanto crianças com menos de 4 anos, são equivalentes no que se refere ao consumo do bem.

.....

Utilizar despesa per capita e renda per capita é relevante quando for estabelecido um critério de dimensionamento do tamanho da família capaz de considerar os efeitos das variações na composição sexo-idade dos membros da família.

Representa grande utilidade, portanto, a estimação de indicadores que possam reunir condições de serem usados na determinação do tamanho da família, referindo-o a algum padrão fixado. A condição básica na estimação está em considerar que pessoas de sexo e idade diferentes têm necessidades relativas diferenciadas para a maioria dos bens do consumo familiar.

A "escala de equivalente adulto" para um bem específico (ou conjunto de bens), tem como objetivo refletir, através de seus coeficientes, o efeito, sobre o consumo da família, das necessidades relativas de uma pessoa de determinado grupo sexo-idade, tendo como referência o efeito das necessidades relativas de um dos membros da família tomado como padrão. Os indicadores de que precisamos são, portanto, os próprios coeficientes da escala.

Uma vez disponível a escala de equivalente adulto para um bem específico (ou conjunto de bens), o tamanho da família pode ser expresso em unidades de equivalente adulto ou unidades adultas de consumo ou, ainda, unidades consumidoras em relação ao bem (ou conjunto de bens) considerado.

Como o Centro de Estudos e Pesquisas Econômicas (IEPE), da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, possui dados sobre orçamentos familiares em Porto Alegre que apresentam boa confiabilidade, decidimos proceder a estimação de uma escala de equivalente adulto para alimentação, considerando em conjunto os bens que a integram, a partir das informações fornecidas pela pesquisa realizada em 1970.

.....

O objetivo fundamental deste trabalho é obter estimativas dos coeficientes componentes da escala de equivalente adulto para ali mentação, com dados de orçamentos familiares referentes a famí-lias de operários empregados na indústria de transformação em Porto Alegre.

O plano do trabalho desenvolve-se da maneira que segue:

O Capítulo II trata de considerações sobre escalas de equivalente adulto, escala renda e suas relações. No Capítulo III é feita uma revisão bibliográfica com base nas publicações que conseguimos obter acêrca do assunto. O Capítulo IV aborda a metodologia utilizada neste trabalho. No Capítulo V é apresentada uma síntese da pesquisa realizada no IEPE em 1970 sobre orçamentos familiares em Porto Alegre, bem como um comentário a respeito dos dados que embasaram as estimativas aqui realizadas. O Capítulo VI trata da análise e dos resultados, enquanto o Capítulo VII apresenta as conclusões do trabalho e sugestões para futuras pesquisas nessa área.

C A P Í T U L O I I

2.1. ESCALAS ESPECÍFICAS DE EQUIVALENTE ADULTO E ESCALA RENDA

Em termos per capita, onde o número de pessoas da família é o indicador de seu tamanho, a relação entre despesa da família com um bem k e a renda, pode ser expressa por uma curva de Engel segundo:

$$\frac{D_{ki}}{n_i} = f_k \left(\frac{R_i}{n_i} \right) \quad (1)$$

onde D_{ki} representa a despesa da família i com o bem k , R_i a renda da família i , n_i o número de pessoas da família i ($i=1,2,\dots,I$ e $k=1,2,\dots,K$).

A função f_k pode ser representada por várias formas funcionais, sendo a seleção da forma mais adequada um tópico importante quando da análise de orçamentos familiares.

Vamos considerar a existência de T grupos sexo-idade caracterizando uma composição familiar variada como, por exemplo, homens com 20 anos ou mais, mulheres com 20 anos ou mais, homens de 15 a 19 anos, crianças de 6 a 10 anos, etc.

Admitamos que sejam diferentes as necessidades relativas das pessoas segundo o sexo e a idade no que diz respeito ao consumo de um bem k , mas equivalentes para as pessoas do mesmo grupo sexo-idade. As variáveis da relação (1) podem, então, ser modificadas, a fim de levarem em conta os efeitos das variações na composição da família, de acordo com a idade e o sexo de seus membros.

A modificação das variáveis depende da determinação do tama-

.....

nho da família a partir de uma escala apropriada, que reflita a importância relativa das pessoas de cada grupo sexo-idade, tendo como referência a importância relativa de um de seus membros¹, quando considerado o bem k. Depende, por conseguinte, da existência de uma escala de equivalente adulto elaborada para esse bem, e denominada por PRAIS e HOUTHAKKER² de "escala específica", que podemos aqui chamar de escala específica de equivalente adulto.

Para a variável despesa em (1), resulta uma nova variável. quando no primeiro membro o denominador for substituído pelo tamanho da família em unidades consumidoras para o bem k.

Seja b_{kt} o valor do t-ésimo grupo sexo-idade ($t=1,2,\dots,T$) na escala específica de equivalente adulto para o bem k. O número de unidades consumidoras da família i para esse bem é representado por

$$n_i^* = \sum_t b_{kt} n_{it} \quad (2)$$

e a despesa da família por unidade consumidora expressa por meio de

$$D_{ki}^* = \frac{D_{ki}}{n_i^*} \quad (3)$$

Como se pode depreender, a escala adotada para exprimir o tamanho da família em unidades consumidoras adiciona informações con

¹Usualmente é considerado o homem adulto como padrão de referência.

²PRAIS, S. J. & HOUTHAKKER, H. S. The Analysis of Family Budgets. London, Cambridge University, 1971. p. 128.

forme referido anteriormente, pois (3) representa a despesa da família considerando as variações na composição sexo-idade das pessoas. A partir de (3) as comparações das despesas com um bem k entre famílias de diversas composições torna-se bem mais realista, assim como o estudo do comportamento das despesas em relação à renda pode ser melhor avaliado.

Sejam, por exemplo, duas famílias nas seguintes condições: uma família A com 5 adultos e despesa com alimentação de CR\$ 500,00 por semana; uma família B com 2 adultos e 3 crianças com menos de 6 anos cada uma, e despesa com alimentação de CR\$ 300,00 por semana.

As despesas semanais, referidas ao número de pessoas da família, são de CR\$ 100,00 e CR\$ 60,00 respectivamente para a primeira e segunda famílias. Está implícito aí, que tanto adultos quanto crianças foram colocados no mesmo nível de importância relativa no que concerne ao consumo com alimentação.

Se, mais realisticamente, admitirmos que uma criança com idade inferior a 6 anos represente, em alimentação, $1/3$ do efeito das necessidades relativas de um adulto, tomado este como padrão de referência a cujo coeficiente na escala é atribuído o valor 1, a família A possui 5 unidades consumidoras e a família B apenas 3.

Em conformidade com (3), a despesa semanal com alimentação de cada família é de CR\$ 100,00 por unidade consumidora. Isto significa dizer que as famílias têm os mesmos gastos semanais com alimentação, quando são levados em consideração os efeitos das diferentes composições sexo-idade.

Na equação (1), que expressa o comportamento da despesa com um bem k em relação à renda para um conjunto de I famílias, a trans

.....

formação de D_{ki} é feita conforme (3). Entretanto, é necessário dispor de outra escala que possa, de forma compatível, ser utilizada para obter a renda em termos de unidades consumidoras, e que seja independente do bem k . Trata-se da "escala renda"³ que é relacionada com as escalas específicas para os bens $k=1,2,\dots,K$.

Seja b_{ot} o valor de t -ésimo grupo sexo-idade na escala renda. O número de unidades consumidoras da família i , em relação a essa escala, vem dado por

$$n_i^{**} = \sum_t b_{ot} n_{it} \quad (4)$$

e a renda por unidade consumidora da família expressa através de

$$R_i^* = \frac{R_i}{n_i^{**}} \quad (5)$$

Dispondo agora de D_{ki}^* e R_i^* a relação (1) resulta, envolvendo essas novas variáveis, em:

$$D_{ki}^* = f_k (R_i^*) \quad (6)$$

ou

$$\frac{D_{ki}}{\sum_t b_{kt} n_{it}} = f_k \left(\frac{R_i}{\sum_t b_{ot} n_{it}} \right) \quad (7)$$

que representa, de maneira mais adequada, o comportamento das despesas das famílias com o bem k em relação aos níveis de renda, pois os efeitos das variações nas composições sexo-idade estão considerados.

³PRAIS, S. J. & HOUTHAKKER, H. S. The Analysis of Family Budgets. London, Cambridge University, 1971. p. 128.

Partindo das escalas específicas de equivalente adulto, PRAIS e HOUTHAKKER⁴ fornecem uma linha de argumento que se baseia em admitindo que as escalas específicas do ponto de vista intuitivo podem ser consideradas como medindo os efeitos das necessidades relativas de diferentes grupos sexo-idade para os bens k , o julgamento do padrão de vida das famílias de diferentes composições de ve, de algum modo, ser baseado em uma soma ponderada dos efeitos das necessidades relativas das pessoas para com os diversos bens do consumo das famílias.

O padrão de vida da família é representado, então, pela escala renda que independe da escala específica de um bem k , conforme indicado anteriormente. Os coeficientes dessa escala são referidos, como nas escalas específicas de equivalente adulto, a um membro da família como padrão⁵.

2.2. RELAÇÃO ENTRE ESCALAS ESPECÍFICAS DE EQUIVALENTE ADULTO E ESCALA RENDA

Considerando o conjunto de curvas de Engel em (7) para a totalidade dos bens do consumo familiar, isto é, para $k=1,2,\dots,K$, a restrição de a soma das despesas ser igual à renda deve ser satisfeita. Então, decorrem duas implicações.

⁴PRAIS, S. J. & HOUTHAKKER, H. S. The Analysis of Family Budgets. London, Cambridge University, 1971. p. 129.

⁵Usualmente um homem adulto.

2.2.1 - Se a renda se altera de uma pequena quantidade, permanecendo constante a composição da família, essa quantidade será absorvida pela consequente alteração nas despesas, tal que

$$\sum_k \frac{\partial D_{ki}}{\partial R_i} = 1 \quad (8)$$

2.2.2 - Se a renda permanece constante mas a composição da família se altera, então os resultados nas alterações das despesas devem atender a

$$\sum_k \frac{\partial D_{ki}}{\partial n_{it}} = 0 \quad (9)$$

Considerando em (7) as implicações (8) e (9), temos:

a.1. Com relação a (8)

$$\frac{\partial D_k}{\partial R} = \frac{\sum_t b_{kt} n_t}{\sum_t b_{0t} n_t} f'_k$$

e

$$\sum_k \frac{\partial D_k}{\partial R} = \sum_k \frac{\sum_t b_{kt} n_t}{\sum_t b_{0t} n_t} f'_k = 1$$

ou

$$f'_k B_{kT} = B_{0T} \quad (10)$$

onde

$$\sum_t b_{kt} n_t = B_{kT}$$

$$\sum_t b_{0t} n_t = B_{0T}$$

$$\sum_k f'_k B_{kT} = f'_k B_{kT}$$

.....

a.2. Com relação a (9)

$$\frac{\partial D_k}{\partial n_t} = b_{kt} f_k - \frac{b_{0t} R B_{kT}}{B_{0T}^2} f'_k$$

$$e \quad \sum_k \frac{\partial D_k}{\partial n_t} = \sum_k b_{kt} f_k - \frac{b_{0t} R}{B_{0T}} \sum_k \frac{f'_k B_{kT}}{B_{0T}} = 0$$

Conforme (10),

$$\sum_k b_{kt} f_k - \frac{b_{0t} R}{B_{0T}} = 0 \quad (11)$$

Então, o coeficiente b_{0t} na escala renda é obtido através de

$$b_{0t} = \sum_k \left[\frac{B_{0T}}{R} \left(b_{kt} f_k \right) \right]$$

ou, segundo (7),

$$b_{0t} = \sum_k \left[b_{kt} \left(\frac{D_k}{R} \right) \left(\frac{B_{0T}}{B_{kT}} \right) \right] \quad (12)$$

Os coeficientes da escala renda, b_{0t} , resultam, por conseguinte, como uma média ponderada dos coeficientes das escalas específicas de equivalente adulto para os bens $k=1,2,\dots,K$.

Quando assumimos $B_{0T}/B_{kT} = 1$, as ponderações decorrem da participação relativa na renda, das despesas com os bens $k=1,2,\dots,K$.

A relação (12) pode, por simples substituição, ser apresentada da seguinte maneira:

$$b_{0t} = \sum_k b_{kt} \left[\frac{D_k / \sum_t b_{kt} n_t}{R / \sum_t b_{0t} n_t} \right] \quad (13)$$

.....

Observamos aí uma das grandes dificuldades para a estimação dos coeficientes das escalas. Simultaneamente não é possível realizar a estimação, pois de modo circular uma depende da outra. Entretanto, é viável uma estimação sucessiva por meio de métodos iterativos, onde os coeficientes de uma delas, ou de ambas, são considerados iguais a 1 no início do processo. Isso representa iniciar com despesa per capita com o bem k e renda per capita, ou seja, despesa e renda referida ao número de pessoas da família.

Uma interpretação mais rigorosa da relação (12) é, conforme sugerem PRAIS e HOUTHAKKER⁶, a seguinte: dada uma família na qual não existem pessoas do tipo t , então a adição de uma pessoa desse tipo com coeficiente específico b_{kt} ($k=1,2,\dots,K$) é exigida para haver um coeficiente renda dado pela média ponderada (12).

⁶PRAIS, S. J. & HOUTHAKKER, H. S. The Analysis of Family Budgets. London, Cambridge University, 1971. p. 130.

C A P Í T U L O I I I

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A maior dificuldade inicial para realizar este trabalho foi, sem dúvida, reunir material bibliográfico de qualidade, que tratasse do assunto com clareza e suficiente detalhe. Não obstante, conseguimos uma bibliografia que se nos afigura de bom nível, e em condições de orientar satisfatoriamente estudos dessa natureza.

3.1. PRAIS & HOUTHAKKER⁷ com um importante trabalho a respeito da análise de orçamentos familiares, investigam formas alternativas para as funções de Engel, selecionando estatisticamente a semi-log e a log-log como melhores aproximações. Supondo que as relações que expressam despesa por unidade consumidora em função da renda por unidade consumidora sejam especificadas por essas funções, os autores obtêm estimativas das escalas de equivalente adulto para classes de bens que integram a alimentação, e para esta como um todo.

Tendo em vista que os resultados para as escalas são bastante semelhantes para as duas funções, vamos aqui considerar apenas a forma log-log para caracterizar o procedimento dos autores na estimação das escalas.

Adotando a forma log-log para f_k em (7), temos:

$$\log \left(\frac{D_k}{\sum_t b_{kt} n_t} \right) = \log a_k + e_k \log \left(\frac{R}{\sum_t b_{ot} n_t} \right) \quad (14)$$

ou

$$\frac{D_k}{\sum_t b_{kt} n_t} = a_k \left(\frac{R}{\sum_t b_{ot} n_t} \right)^{e_k} \quad (15)$$

⁷PRAIS, S. J. & HOUTHAKKER, H. S. The Analysis of Family Budgets. London, Cambridge University, 1971. cap. 7 e 9.

onde a_k é uma constante, e_k a elasticidade renda do consumo do bem k e os demais símbolos representam o que já foi indicado no capítulo anterior.

Partindo dessa formulação, a estimação dos coeficientes da escala de equivalente adulto para o bem k é feita com o pressuposto $b_{ot} = 1$, para $t=1,2,\dots,T$. Significa dizer que as pessoas, independentemente do sexo e da idade, são equivalentes em relação à escala renda.

Reescrevendo (15), onde $b_{ot} = 1$ e $\sum_t n_t = n$, vem:

$$\frac{D_k}{\sum_t b_{kt} n_t} = a_k \left(\frac{R}{n}\right)^{e_k} \quad (16)$$

e

$$D_k \left(\frac{R}{n}\right)^{-e_k} = \sum_t a_k b_{kt} n_t \quad (17)$$

Com base em (17), os autores sugerem um método iterativo para estimar os coeficientes da escala de equivalente adulto para o bem k . Consiste o método em atribuir valores a e_k , obtendo em cada caso o coeficiente de correlação múltipla da regressão expressa por (17). Procede-se iterativamente até obter um e_k que conduza a um máximo para o coeficiente de correlação múltipla, tomando como melhores estimativas para $a_k b_{kt}$ os valores resultantes da regressão que corresponda a esse máximo.

Fixando como padrão de referência um homem adulto cujo coeficiente na escala é, por definição, igual a 1, isto é, $a_k b_{k1} = 1$, os demais coeficientes resultam de $a_k b_{kt} / a_k b_{k1}$, para $2 \leq t \leq T$.

O termo constante a_k está confundido com os b_{kt} , não sendo necessário, portanto, estimá-lo isoladamente.

.....

A Figura 1⁸ ilustra o método utilizado pelos autores, mostrando que 20 iterações foram realizadas.

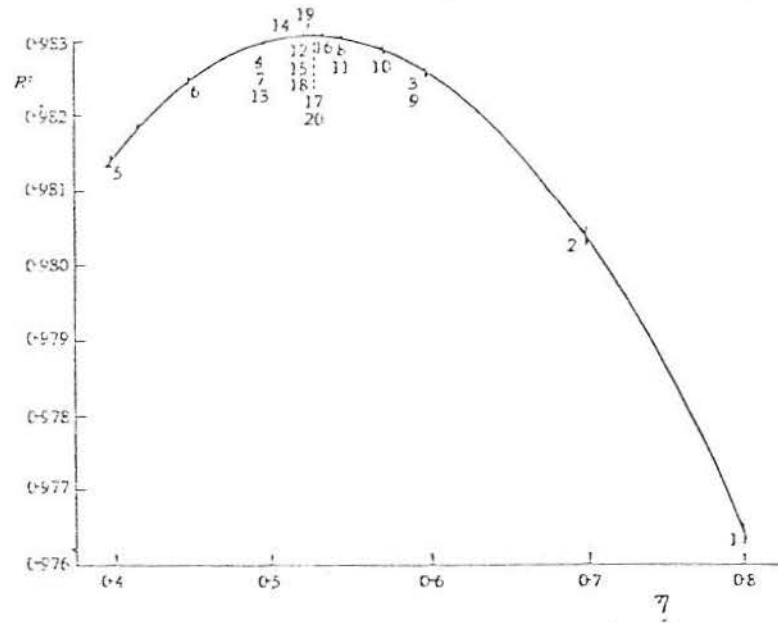


Figura 1. A convergência do procedimento iterativo ($\eta = e_k$).

As escalas foram estimadas dessa maneira para 6 classes de bens de alimentação e para esta como um todo, com 8 grupos sexo-idade.

⁸ PRAIS, S. J. & HOUTHAKKER, H. S. The Analysis of Family Budgets. London, Cambridge University, 1971. p. 142.

3.2. BROWN⁹ a fim de estimar uma escala de equivalente adulto para alimentação, tratou de obter uma estimativa da elasticidade renda do consumo com essa classe de bens, independentemente da composição sexo-idade das famílias.

Inicialmente, estabeleceu tipos de família de composição aproximadamente constante, em um total de 16 e, adotando a forma log-log para f_k em (7), estimou as elasticidades renda para cada tipo de família. Verificou, a seguir, que as elasticidades renda do consumo em alimentação entre os vários tipos de família não eram significativamente diferentes, assim como eram homogêneas as variâncias residuais.

Os resultados mostraram, portanto, que para a situação estudada, parece legítimo concluir, no que tange à alimentação, que todos os tipos de família reagiam às variações na renda com aproximadamente a mesma elasticidade.

Com essas informações tomou a elasticidade comum para todas as famílias e, considerando $b_{ot} = 1$ em (15), estimou os coeficientes da escala de equivalente adulto para alimentação, referentes a 4 grupos sexo-idade.

O autor preocupou-se, como se verifica, em analisar o comportamento das famílias de diferentes composições em relação ao consumo com alimentação e à renda, a fim de detectar a adequacidade da adoção de uma elasticidade comum para todas as famílias.

⁹BROWN, J, A. C. The Consumption of Food In Relation To Household Composition and Income. Econometrica, v. 22, 1954. p. 444/60.

3.3. PRICE¹⁰ realizou estimativas da escala de equivalente adulto para alimentação estabelecendo, como Brown, tipos de famílias com composição sexo-idade aproximadamente constante, mas adicionando ao modelo log-log, também por ele utilizado, mais uma variável explicativa. Essa variável representa o número de refeições comidas em casa por semana.

O modelo proposto pelo autor para o i-ésimo tipo de família é o seguinte:

$$\frac{D_{hi}}{\sum_t b_t n_t} = a_i \left(\frac{R_{hi}}{\sum_t b_{ot} n_t} \right)^{e_{1i}} \left(\frac{M}{\sum_t n_t} \right)^{e_{2i}} \quad (18)$$

onde

D_{hi} = despesa em alimentação da h-ésima família do tipo i;

R_{hi} = renda da h-ésima família do tipo i;

a_i = coeficiente constante para o i-ésimo tipo de família;

b_t = coeficiente do t-ésimo grupo sexo-idade na escala de equivalente adulto;

b_{ot} = coeficiente do t-ésimo grupo sexo-idade na escala renda;

n_t = número de pessoas do t-ésimo grupo sexo-idade da h-ésima família;

M = número de refeições comidas em casa semanalmente por família do tipo i;

e_{1i} = elasticidade renda para o i-ésimo tipo de família;

e_{2i} = coeficiente do número de refeições comidas em casa para o i-ésimo tipo de família.

¹⁰PRICE, D. W. Specyfing The Effects Of Household Composition On United States Food Expenditures, Michigan Agr. Exp. Sta. Bul. 16, 1967.

O autor constatou que as variâncias residuais para os diferentes tipos de família não eram homogêneas, bem como as elasticidades renda eram significativamente diferentes.

Como decorrência, enfatiza a possibilidade de estimar a escala de equivalente adulto, embora com elasticidades renda diferentes entre os tipos de família e coeficientes constantes (a_i) também diferentes.

Estimados os parâmetros a_i , e_{1i} e e_{2i} e fazendo $b_{ot} = 1$ para todo t , obteve por uma modificação de (18), os coeficientes da escala de equivalente adulto considerando todas as famílias. É importante dizer que, para cada tipo de família, as despesas foram ajustadas levando em consideração a renda da família e as correspondentes estimativas dos parâmetros.

Em seu trabalho o autor definiu 13 tipos de família e 8 grupos sexo-idade e para estes a escala foi estimada.

Outros três modelos foram estudados por PRICE¹¹ e cujas especificações são as seguintes:

$$\frac{D}{\sum_t b_t n_t} = a \left(\frac{R}{\sum_t b_{ot} n_t} \right)^e \quad (18 a)$$

$$\frac{D_{hi}}{\sum_t b_t n_t} = a_i \left(\frac{R_{bi}}{\sum_t b_{ot} n_t} \right)^{e_i} \quad (18 b)$$

$$\frac{D_{hi}}{\sum_t b_t n_t} = a_i \left(\frac{R_{hi}}{\sum_t b_{ot} n_t} \right)^{e_{1i}} \left(\frac{M}{\sum_t n_t} \right)^{e_2} \quad (18 c)$$

¹¹PRICE, D. W. Specyfing The Effects Of Household Composition On United States Food Expenditures, Michigan Agr. Exp. Sta. Bul. 16, 1967.

O modelo (18 a) é o mesmo adotado por PRAIS e HOUTHAKKER¹², que envolve elasticidade constante para todas as famílias. O (18 b) leva em conta, para cada tipo de família, um coeficiente constante e uma elasticidade renda. Com relação a (18 c) considera o autor que o coeficiente do número de refeições é constante para todas as famílias, deixando variar apenas a elasticidade renda e o termo constante da regressão.

Com os quatro modelos foi possível uma análise comparativa das escalas, concluindo o autor que os resultados obtidos não permitem indicar o melhor, mas que pode-se argumentar que o ajustamento das despesas pelo número de refeições é tão importante quanto pela renda.

3.5. SINGH & NAGAR¹³ sugerem um método alternativo ao descrito em 3.1., com o propósito de serem obtidas estimativas tanto para as escalas específicas quanto para a escala renda, com informações da mesma amostra de famílias.

Foram definidos pelos autores 19 itens de consumo e 10 formas funcionais como especificações para f_k em (7). A partir daí um método iterativo é sugerido por eles, com base nas seguintes fases:

a.1 - Tomando a equação (7) e impondo aos coeficientes b_{kt} as restrições $0 \leq b_{kt} \leq 1$, $\sum_t b_{kt} = 1$ e supondo, como ponto de

¹²PRAIS, S. J. & HOUTHAKKER, H. S. The Analysis of Family Budgets. London, Cambridge University, 1971. p. 142.

¹³SINGH, B. & NAGAR, A. L. Determination of Consumer Unit Scales. Econometrica, v. 41. p. 348/55, 1973.

partida, que $b_{ot} = 1$ e $b_{kt} = 1$, as regressões especificadas são estimadas para cada k . Selecionando-se as melhores em cada caso.

Incorporando em (7) as restrições acima, vem a forma básica para o primeiro passo do processo, ou seja,

$$\frac{D_{ki}}{n_i} = f_k \left(\frac{R_i}{n_i} \right) \quad (19)$$

a.2 - Identificadas as melhores f_k , obtem-se \hat{f}_k para cada k e a seguir com as regressões

$$\frac{D_{ki}}{\hat{f}_k \left(\frac{R_i}{n_i} \right)} = \sum_t b_{kt} n_t \quad (20)$$

as estimativas \hat{b}_{kt} de b_{kt} são os coeficientes da escala de equivalente adulto para cada k . Em função dos \hat{b}_{kt} decorrem as estimativas \hat{b}_{ot} dos coeficientes da escala renda ao considerar que \hat{b}_{ot} resulta de uma média ponderada dos \hat{b}_{kt} .

a.3 - Substituindo-se em (7) b_{kt} por \hat{b}_{kt} e b_{ot} por \hat{b}_{ot} , decorre:

$$\frac{D_{ki}}{\sum_t \hat{b}_{kt} n_t} = f_k \left(\frac{R_i}{\sum_t \hat{b}_{ot} n_t} \right) \quad (21)$$

Selecionando-se a melhor forma funcional para f_k e computando-se $\hat{f}_k \left(R_i / \sum_t \hat{b}_{ot} n_t \right)$, a regressão (22) é utilizada.

$$\frac{D_{ki}}{\hat{f}_k \left(R_i / \sum_t \hat{b}_{ot} n_t \right)} = \sum_t \hat{b}_{kt} n_t \quad (22)$$

.....

Os resultados proporcionam novas estimativas \hat{b}_{kt} de b_{kt} que, através de média ponderada, levam às estimativas \hat{b}_{ot} dos coeficientes da escala renda.

a.4 - Substituindo-se \hat{b}_{kt} por \bar{b}_{kt} e \hat{b}_{ot} por \bar{b}_{ot} em (21) o processo é retomado proporcionando novas estimativas para os coeficientes das escalas específicas de equivalente adulto e da escala renda.

a.5 - Repete-se iterativamente esse procedimento até que as diferenças entre as estimativas de b_{kt} e de b_{ot} , em duas iterações consecutivas, sejam inferiores a 10^{-6} , isto é, até que o processo evidencie convergência para os coeficientes.

Os coeficientes daí resultantes são considerados como as melhores estimativas para integrarem as escalas específicas de equivalente adulto e a escala renda, referentes a 4 grupos sexo-idade.

Os autores efetuam, por conseguinte, estimações sucessivas das escalas, chegando a 12 iterações para obterem a convergência dos coeficientes.

C A P Í T U L O I V

METODOLOGIA

Quando da estimação dos coeficientes de uma escala de equivalente adulto para um bem k , um aspecto importante a considerar refere-se ao fundamento básico de que a equação (7) especifica, adequadamente, os efeitos da composição sexo-idade da família sobre a despesa com esse bem.

Acham-se aí envolvidas duas questões, a primeira com relação à forma funcional de f_k e, a segunda, com respeito à elasticidade renda do consumo com o bem k . Isso devido às variações na composição da família, segundo sexo e idade de seus membros, e face ao comportamento das famílias relativo ao consumo desse bem.

Conforme acentua PRICE¹⁴, sendo a forma funcional de f_k a mesma para cada grupo de família cuja composição sexo-idade seja constante, e as diferenças nas declividades das funções entre esses grupos não forem significantes, uma escala de equivalente adulto para o bem k será uma medida adequada dos efeitos das diversas composições sexo-idade.

A metodologia usada neste trabalho tem como orientação os procedimentos de BROWN¹⁵ e de PRICE¹⁶ visando, em primeiro lugar, a possibilidade de adotar uma elasticidade renda comum a todas as famílias, para os gastos com alimentação e, em segundo lugar, a esti

¹⁴PRICE, D. W. Specyfing The Effects of Household Composition On United States Food Expenditures, Michigan Agr. Exp. Sta. Bul. p. 26, 1967.

¹⁵BROWN, J. A. C., op. cit.

¹⁶PRICE, D. W., op. cit.

mação dos coeficientes da escala de equivalente adulto, segundo grupos sexo-idade definidos.

Para analisar o comportamento das despesas com alimentação em relação às variações da renda, as famílias de mesma composição são reunidas em grupos, aqui denominados tipos de família. Com isso, estimativas das elasticidades renda podem ser obtidas independentemente dos efeitos da composição sexo-idade.

Definindo como especificação de f_k em (7) a função log-log, por tratar-se de uma forma funcional que oferece maiores facilidades de operacionalização, a relação entre despesa com alimentação e renda é expressa por:

$$\log \left(\frac{D}{\sum_t b_t n_t} \right) = \log a + e \log \left(\frac{R}{\sum_t d_t n_t} \right) + u \quad (23)$$

sendo 'D' despesa com alimentação, ' b_t ' o coeficiente do t-ésimo grupo sexo-idade na escala de equivalente adulto para alimentação, 'log a' o coeficiente constante, 'e' a elasticidade renda, 'R' a renda, ' d_t ' o coeficiente do t-ésimo grupo sexo-idade na escala renda, ' n_t ' o número de pessoas do t-ésimo grupo sexo-idade e 'u' uma variável aleatória com média zero e variância constante.

Escrevendo (23) de outra maneira, temos:

$$\log D = (\log a + \log \sum_t b_t n_t - e \log \sum_t d_t n_t) + e \log R + u. \quad (24)$$

Considerando J tipos de família, conforme indicado anteriormente, (24) pode ser escrita a fim de representar a curva de Engel para cada tipo j, $j=1,2,\dots,J$, ou seja:

$$\log D_j = (\log a_j + \log \sum_t b_t n_{tj} - e_j \log \sum_t d_t n_{tj}) + e_j \log R_j + u_j \quad (25)$$

.....

onde o índice h referente à família dentro de cada tipo j foi deixado de lado.

Como $\sum_t b_t n_{tj} = b_j$ e $\sum_t d_t n_{tj} = d_j$ para cada tipo de família, (25) assume a seguinte forma:

$$\log D_j = \log \left(\frac{a_j b_j}{d_j^{e_j}} \right) + e_j \log R_j + u_j \quad (26)$$

onde o intercepto reflete o efeito da composição das famílias do tipo j .

Se as elasticidades e_j são iguais para todos os tipos de família definidos, (26) forma um conjunto de linhas paralelas e uma escala de equivalente adulto será capaz de explicar diferenças nos interceptos, mas não diferenças em suas inclinações. Isso significa dizer que em tais condições as equações (26) podem ser combinadas em uma única equação com coeficiente de elasticidade comum a todas as famílias, embora com interceptos diferentes.

Assim, se para cada tipo de família a forma funcional considerada for ajustada com sucesso, e se não existirem diferenças significantes nas elasticidades entre os tipos de família, a escala de equivalente adulto poderá ser presumida como uma adequada medida dos efeitos da composição sexo-idade.

Fazendo $a'_j = \frac{a_j b_j}{d_j^{e_j}}$ e substituindo em (26), temos:

$$\log D_j = \log a'_j + e_j \log R_j + u_j \quad (27)$$

como a regressão cujos parâmetros são estimados por mínimos quadrados para cada tipo de família.

.....

A homogeneidade das variâncias residuais, resultantes da estimação de (27) para cada tipo de família, será testada usando o teste de Bartlett¹⁷ para um nível de significância de 5%.

No que concerne ao teste de igualdade das elasticidades entre os diferentes tipos de família, duas regressões devem ser estimadas. A primeira, tendo a despesa com alimentação como variável explicada, usando uma elasticidade renda comum para todas as famílias e um intercepto para cada tipo de família. A segunda, ainda tomando despesa com alimentação como variável explicada, considerando uma elasticidade renda e um intercepto para cada tipo de família.

Para a especificação de tais regressões foram utilizadas variáveis auxiliares (dummy) da seguinte maneira:

$$\log \hat{D} = \log a'_1 + \sum_{j=2}^J Z_j \log a'_j + e \log R \quad (28)$$

$$\log \hat{D} = \log a'_1 + \sum_{j=2}^J Z_j \log a'_j + e_1 \log R + \sum_{j=2}^J e_j Z_j \log R \quad (29)$$

onde

$$Z_j = \begin{cases} 1 & \text{para o } j\text{-ésimo tipo de família} \\ 0 & \text{para os demais} \end{cases}$$

De acordo com FOOTE¹⁸ o teste de igualdade das elasticidades entre os diversos tipos de família baseia-se em computar a soma de quadrados das variações não explicadas pela regressão com elasti-

¹⁷ Com base em: HALD, A. Statistical Theory with Engineering Applications. New York, 1952. John Wiley. p. 291.

¹⁸ FOOTE, R. J. Analytical Tools For Studying Demand And Price Structures. 1958. U. S. Dept. of Agr., Agr. Handbook N° 146. U. S. Gov. Print. Off., Wash, D. C. p. 180-182.

cidade única, bem como a soma de quadrados das variações não explicadas pela regressão com uma elasticidade para cada tipo de família.

Chamando SQNE1 e SQNE2 as referidas somas de quadrados, sendo GL1 e GL2 seus respectivos graus de liberdade, obtém-se a estatística

$$F_c = \frac{(SQNE1 - SQNE2)/GL}{SQNE2/GL2}$$

onde $GL = GL1 - GL2$.

Impondo um certo nível de significância a decisão envolve o confronto de F_c com o valor tabular de F com GL e $GL2$ graus de liberdade. Se F_c for maior que esse valor de F , a hipótese de igualdade deve ser rejeitada. Trabalhamos com o nível de significância de 5%.

Verificada a adequidade da adoção de uma elasticidade única para todas as famílias, os coeficientes da escala de equivalente adulto são estimados por meio de regressão, onde as despesas com alimentação e os grupos sexo-idade definidos são as variáveis explicada e explicativas.

Substituindo em (29) e_j por e , e expressando a relação em termos de variáveis originais, temos:

$$\left(\frac{D}{a_j}\right) \left(\frac{R}{\sum_t d_t n_t}\right)^{-e} = \left(\sum_t b_t n_t\right) V \quad (30)$$

onde

$$a_j = \frac{a'_j b_j}{d_j^e} \quad e \quad V = 10^u.$$

.....

Como os a_j refletem os efeitos da composição de cada tipo de família, o procedimento seguido por PRAIS e HOUTHAKKER em 3.1, bem como por BROWN em 3.2, não pode ser levado em conta, pois os a_j não sendo considerados iguais, impossibilitam seu confundimento com os b_t .

BROWN¹⁹ em seu trabalho detectou homogeneidade das variâncias residuais para os diversos tipos de família, bem como igualdade das elasticidades entre eles.

Quanto ao trabalho de PRICE²⁰, as conclusões a esse respeito foram exatamente opostas, pois encontrou que estatisticamente as variâncias não eram homogêneas e que as diferenças nas elasticidades entre os tipos de família eram significantes. Aliás, é interessante dizer que, em tais circunstâncias, este autor indica o procedimento para estimar uma escala de equivalente adulto.

A variável renda da família, referida nas considerações anteriores, foi de difícil mensuração a partir dos dados disponíveis.

Para a classe de famílias da qual a amostra foi extraída, parece-nos que seja aceitável empiricamente o postulado de a soma das despesas com a totalidade dos bens de consumo da família ser igual à renda da família. E tal fato é reforçado pelos resultados apresentados pela Fundação Getúlio Vargas, na Pesquisa sobre Orçamentos Familiares (Cidade de Porto Alegre, 1967/1968), onde entre 1 e 8 salários mínimos para o intervalo de variação da renda da família, o postulado é cumprido com grande aproximação.

¹⁹BROWN, J. A. C. The Consumption of Food In Relation To Household Composition and Income. Econometrica, v. 22, 1954. p. 452/53.

²⁰PRICE, D. W. Specyfing The Effects of Household Composition On United States Food Expenditures, Michigan Agr. Exp. Sta. Bul. p. 38/9, 1967.

Os dados do IEPE são baseados em famílias com renda entre 1 e 7 salários mínimos, enquadrando-se nos limites acima referidos.

De outro lado, segundo PRAIS e HOUTHAKKER²¹, o uso da despesa total da família como variável explicativa, em estudos dessa natureza, pode ser justificado sob a suposição de que, enquanto a despesa total pode depender de uma forma complexa da expectativa de renda e dos gastos, a distribuição das despesas entre os vários bens depende somente do nível da despesa total.

Em sendo assim, tomamos a despesa total da família para variável explicativa em todas as fases da análise, procurando operar com informações que se apresentassem de forma mais consistente.

²¹PRAIS, S. J. & HOUTHAKKER, H. S. The Analysis of Family Budgets. London, Cambridge University, 1971. p. 81.

C A P Í T U L O V

5.1. OS DADOS

Em 1970 o Centro de Estudos e Pesquisas Econômicas (IEPE) realizou seu 4º levantamento sobre orçamentos familiares, abrangendo as famílias dos operários empregados na indústria de transformação em Porto Alegre. Sua finalidade era detectar possíveis alterações na composição das despesas familiares, em comparação com os resultados da pesquisa de 1965. Tal procedimento, que tem sido orientação no IEPE desde 1954, objetiva manter atualizada a estrutura básica de seu índice de preços ao consumidor que é calculado mensalmente.

Os dados colhidos indicando mudanças significantes nos componentes integrantes do índice, a estrutura é alterada visando uma melhor representatividade desse indicador de variação média nos preços ao consumidor.

O plano de amostragem foi delineado para execução em duas etapas. Na primeira, a partir de um cadastro de 913 estabelecimentos industriais (indústrias de transformação) no município de Porto Alegre, elaborado com informações fornecidas pela Delegacia da Fundação IBGE, resultou uma amostra de 126 estabelecimentos. Originou-se dessa amostra a composição de um cadastro de operários não solteiros chegando-se a um total de 8.008. Em consequência, 8.008 famílias constituíram a base para a etapa seguinte do plano.

Na segunda etapa, nova amostra foi dimensionada, tendo como referência as informações da fase anterior, chegando-se a 556 famílias como unidades básicas da pesquisa direta.

Após o trabalho de crítica dos questionários ficou decidido que 31 deles deveriam ser rechaçados por apresentarem problemas nas respostas. A Amostra final constou, então, de 525 famílias.

.....

O questionário estava organizado em 15 títulos, abrangendo desde dados gerais das pessoas da família e do domicílio até questões específicas sobre renda e despesa das famílias.

Para informações sobre as despesas cerca de 532 bens ou serviços foram considerados. O item alimentação contou com aproximadamente 256 produtos categorizados em gastos com: alimentos básicos de origem vegetal, carnes e derivados, gorduras e óleos vegetais diversos, leite e derivados, sal, condimentos e especiarias, legumes e outros vegetais, frutas, doces e diversos.

As informações colhidas foram referentes ao mês de abril de 1970, sendo que os dados sobre vestuário e certos bens duráveis diziam respeito ao ano anterior ao da pesquisa.

A equipe de campo (entrevistadores) foi constituída por alunos da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, predominantemente dos Cursos de Ciências Sociais e Ciências Econômicas.

Para ilustrar os resultados da pesquisa alguns dados são aqui apresentados.

As famílias quanto ao número de componentes se distribuíram conforme a Tabela 1.²²

TABELA 1 - FAMÍLIAS SEGUNDO O NÚMERO DE COMPONENTES.

NÚMERO DE COMPONENTES	FAMÍLIAS	TOTAL DE PESSOAS
2	37	74
3	118	354
4	135	540
5	106	530
6 e +	129	944
T O T A L	525	2442

²²MICHEL, N. E. Estudos e Trabalhos Mimeografados N° 13, 1971, IEPE. Pesquisa de Orçamentos Familiares da Classe de Operários da Indústria de Transformação de Porto Alegre - 1970...

A ponderável participação de famílias grandes (sendo o tamanho da família medido pelo número de seus componentes) leva a presumir a existência de composições etárias diversificadas, o que por certo acarretará algumas dificuldades quando da especificação dos tipos de família. Podemos observar, também, que praticamente 45% das famílias possuem 5 ou mais componentes.

Na distribuição por idades²³, a média para as pessoas do sexo masculino (49,8%) foi de 21,64 anos, e de 21,08 anos para as pessoas do sexo feminino (50,2%), com 71% e 77% respectivamente para os coeficientes de variação. A distribuição em cada caso possui grande diversificação quanto as idades. Para o total de pessoas a média foi de 21,35 anos com coeficiente de variação de 73%.

No que diz respeito às despesas, a Tabela 2²⁴ apresenta um resumo dos gastos, de acordo com o número de componentes da família e em percentagem da despesa total.

À medida em que aumenta o número de componentes das famílias os resultados evidenciam maiores gastos relativos com alimentação. Como a amplitude de renda é de 1 a 7 salários mínimos, depreende-se que provavelmente as famílias numerosas tenham suas rendas alocadas prioritária e significativamente na alimentação, após deduzidos os gastos compulsórios. Vale acrescentar, ainda, que a amostra indica pronunciada concentração de famílias com renda entre 1 e 4 salários mínimos.²⁵

²³ MICHEL, N. E. Estudos e Trabalhos Mimeografados N° 13, 1971.
IEPE. Pesquisa de Orçamentos Familiares da Classe de Operários da Indústria de Transformação de Porto Alegre - 1970.
p. 19.

²⁴ Ibid.

²⁵ O salário mínimo na época do levantamento era CR\$ 140,00.

TABELA 2 - DESPESAS FAMILIARES, EM PERCENTAGENS DAS DESPESAS TOTAIS, POR ITEM DE CONSUMO E SEGUNDO O NÚMERO DE COMPONENTES DA FAMÍLIA.

ÍTEM DE CONSUMO	NÚMERO DE COMPONENTES					TODAS AS FAMÍLIAS
	2	3	4	5	6 e +	
Alimentação	39,76	43,43	47,00	50,43	52,03	47,96
Habitação	21,17	17,13	13,41	13,69	11,90	14,27
Vestuário	11,04	10,10	9,78	8,85	7,84	9,19
Saúde e Higiene Pessoal	9,38	8,93	8,29	7,67	8,17	8,32
Fumo e Bebida	6,01	5,32	5,42	4,84	5,26	5,27
Energia e Combustíveis	5,34	5,53	5,55	5,32	5,67	5,52
Transporte Coletivo	5,24	5,78	5,44	5,12	5,53	5,45
Educação e Recreação	2,05	3,78	5,12	4,07	3,59	4,02

FONTE: Elaborado pelo autor com base em MICHEL.

Maiores detalhes sobre os resultados da pesquisa podem ser encontrados no trabalho de MICHEL.²⁶

5.2. OS DADOS UTILIZADOS

Do exame das informações disponíveis em relação à despesa total, despesa com alimentação e número de pessoas, variáveis de interesse imediato, fomos levados a descartar um total de 22 famílias por apresentarem forte discrepância em relação às demais. Como consequência passamos a dispor de dados sobre 503 famílias com aceitável homogeneidade quanto aos hábitos de consumo.

Quanto ao número de componentes, as famílias ficaram distribuídas de acordo com a Tabela 3, onde se considera também o número de pessoas.

TABELA 3 - FAMÍLIAS SEGUNDO O NÚMERO DE COMPONENTES

NÚMERO DE COMPONENTES	FAMÍLIAS	TOTAL DE PESSOAS
2	32	64
3	116	348
4	132	528
5	103	515
6 e +	120	270
T O T A L	503	2325

²⁶ MICHEL, N. E. Estudos e Trabalhos Mimeografados N° 13, 1971. IEPE. Pesquisa de Orçamentos Familiares da Classe de Operários da Indústria de Transformação de Porto Alegre - 1970.

Em relação aos dados da amostra original, apresentados na Tabela 1, verifica-se que não houve substancial alteração na estrutura da distribuição.

Considerando todas as famílias, o total da despesa com alimentação resultou em CR\$ 97.954,22, com média de CR\$ 194,74 por família e variabilidade relativa de 36%. Para a despesa total, soma dos gastos com todos os itens de consumo, CR\$ 210.691,61 com média por família de CR\$ 418,87 e variabilidade relativa da ordem de 36%.

5.3. FORMAÇÃO DOS GRUPOS SEXO-IDADE E DOS TIPOS DE FAMÍLIA

5.3.1 - Grupos sexo-idade

A classificação das pessoas em cada grupo, segundo o sexo e a idade, procurou atender a algumas condições com relação ao número de observações em cada grupo e aos critérios que julgamos adequados para especificar as faixas etárias. Uma outra condição também foi objeto de consideração, trata-se da existência de alta correlação entre adultos na família, conforme referências de PRICE²⁷ e de BROWN²⁸. Para reduzir as correlações entre adultos, incluem o primeiro homem e a primeira mulher da família em um único grupo, esperando que os demais componentes da família ocorram razoavelmente ao acaso.

Em nossa amostra tal medida conduziu a que o primeiro grupo definido ficasse constituído do casal, pois não ocorreram casos em que o primeiro homem e a primeira mulher da família não correspondesse ao casal.

²⁷PRICE, D. W. Specyfing The Effects Of Household Composition On United States Food Expenditures, Michigan Agr. Exp. Sta. Bul. p. 51.

²⁸BROWN, J. A. C. The Consumption of Food In Relation To Household Composition and Income. - Econometrica, V. 22, 1954. p. 450.

Os grupos sexo-idade ficaram constituídos da seguinte maneira:

1. Casal (X_1)
2. Homens com 20 anos ou mais que não o chefe da família (X_2)
3. Mulheres com 20 anos ou mais que não a esposa do chefe da família (X_3)
4. Homens entre 15 e menos de 20 anos (X_4)
5. Mulheres entre 15 e menos de 20 anos (X_5)
6. Homens e mulheres entre 11 e menos de 15 anos (X_6)
7. Homens e mulheres entre 6 e menos de 11 anos (X_7)
8. Homens e mulheres com menos de 6 anos (X_8).

O número de observações em cada grupo, bem como as correlações entre X_i X_j ($i \neq j$ e $i, j = 2, 3, \dots, 8$), fazem parte da Tabela 4.

Os coeficientes de correlação encontrados são indicadores de interdependências entre os grupos sexo-idade definidos, que podem ser admitidas como praticamente desprezáveis. Também é de observar que o número de pessoas assume valores mais altos nos grupos onde as idades são menores do que 15 anos.²⁹

Para os grupos assim definidos, onde o primeiro é constituído apenas do casal, serão estimados os coeficientes da escala de equivalente adulto cuja referência será o grupo 1 e não um homem adulto como é usual.

²⁹ Resultados semelhantes foram encontrados por PRICE em seu trabalho já citado.

TABELA 4 - COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO ENTRE OS GRUPOS SEXO-IDADE³⁰
E NÚMERO DE OBSERVAÇÕES EM CADA CASO

$X_i \backslash X_j$	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	NÚMERO DE OBSERVAÇÕES
X_2	1.000							64
X_3	0,183	1.000						63
X_4	0,175	0,005	1.000					69
X_5	0,138	0,102	0,191	1.000				88
X_6	0,083	0,15	0,247	0,247	1.000			215
X_7	-0,056	-0,034	0,106	0,003	0,192	1.000		350
X_8	-0,159	-0,166	-0,104	-0,151	-0,181	0,081	1.000	470

5.3.2 - Tipos de Família

Conforme assinalado no Capítulo IV, postula-se teóricamente que a amostra seja classificada em tipos de família onde, em cada um deles, a composição sexo-idade se apresente constante. Empiricamente, todavia, esse objetivo não encontra condições favoráveis de ser alcançado, visto as amostras evidenciarem grande diversificação no que diz respeito à composição das famílias, em relação ao sexo e a idade de seus integrantes.

A definição dos tipos de família há de ser feita, então, admitindo que possam participar de cada um deles famílias que não apresentem exatamente a mesma composição. Estamos aceitando, portanto, certa heterogeneidade dentro de cada tipo de família.

³⁰ Não foi considerado o Grupo 1.

Os primeiros tipos de família foram definidos atendendo rigorosamente o postulado teórico. Para os que se seguiram procuramos reunir em cada um aquelas famílias que apresentavam composições semelhantes.

A amostra ficou classificada em 13 tipos de família que são apresentados na Tabela 5, juntamente com o número de famílias, média de pessoas por família e coeficiente de variação para cada um deles.

TABELA 5 - TIPOS DE FAMÍLIA

TIPOS DE FAMÍLIA	NÚMERO DE FAMÍLIAS	MÉDIA DE PESSOAS	COEFICIENTES DE VARIAÇÃO
1. A	32	2,00	-
2. AF ₁	78	3,00	-
3. AF ₂	57	4,28	0,10
4. AE ₁ F ₁ +AE ₁ F ₂	41	4,71	0,19
5. AE ₂ F ₁ +AE ₂ F ₂	32	5,94	0,17
6. AB + AC	25	3,64	0,35
7. AD + AE	41	3,59	0,18
8. ABC+ABD+ACD+ABCD	41	5,15	0,25
9. ABE+ABF+ABEF	30	5,13	0,21
10. ACE+ADE+ACDE	43	5,07	0,22
11. ACF+ADF+ACDF	16	4,81	0,25
12. ACEF+ADEF	31	6,71	0,21
13. Casos Restantes	36	8,17	0,24

A simbologia utilizada para caracterizar a primeira coluna da Tabela 5, corresponde às famílias compostas de:

A = casal

B = uma ou mais pessoas com 20 anos ou mais

C = uma ou mais pessoas entre 15 e menos de 20 anos

.....

- D = uma ou mais pessoas entre 11 e menos de 15 anos
E₁ = uma pessoa entre 6 e menos de 11 anos
E₂ = duas ou mais pessoas entre 6 e menos de 11 anos
F = uma ou mais pessoas com menos de 6 anos
F₁ = uma pessoa com menos de 6 anos
F₂ = duas ou mais pessoas com menos de 6 anos

As variabilidades expressas na última coluna da Tabela 5 indicam que o critério por nós adotado, na definição dos tipos de família, não logrou obter uma composição de perfeita homogeneidade a partir do tipo 3, o que era esperado. Todavia, à exceção do tipo 6, elas não evidenciam forte heterogeneidade a ponto de atingir a descaracterização dos efeitos decorrentes dos postulados metodológicos. Isso porque a quantidade de informação perdida com a agregação é relativamente de pouca expressão.

Alguns dados sobre as variáveis despesa total e despesa com alimentação, para cada tipo de família, são apresentados no Anexo 1.

C A P Í T U L O VI

Neste Capítulo, procura-se analisar a adequacidade, para cada tipo de família, do modelo assumido na parte metodológica, bem como se é plausível adotar uma elasticidade única para todas as famílias, no que diz respeito à relação que expressa a despesa com alimentação e a despesa total.

A partir das evidências daí resultantes são computados os coeficientes da escala de equivalente adulto para alimentação.

6.1. O MODELO LOG-LOG PARA CADA TIPO DE FAMÍLIA

A equação de regressão especificada é da forma log-log e dada por:

$$\log D_j = \log a'_j + e_j \log DT_j \quad (31)$$

onde D_j e DT_j representam respectivamente despesa com alimentação e despesa total, para cada família incluída no j -ésimo tipo.

As estimativas dos parâmetros de (31) foram obtidas por mínimos quadrados e os resultados figuram na Tabela 6 juntamente com as variâncias residuais, os coeficientes de determinação e os valores de F_c^{31} , para cada tipo de família.

F_c^{31} é a estatística representada pela razão entre o quadrado médio das variações explicadas pela regressão e o quadrado médio das variações não explicadas pela regressão, a qual tem distribuição F com m_1 e m_2 graus de liberdade.

TABELA 6 - ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA REGRESSÃO (31), VARIÂNCIAS RESIDUAIS ($S_{r_j}^2$), COEFICIENTES DE DETERMINAÇÃO (R_j^2) E VALORES DE F_c .

TIPOS DE FAMÍLIA	TERMO CONSTANTE	COEFICIENTE DA DESPESA TOTAL (a)		$S_{r_j}^2$	R_j^2	F_c
1	0,411	0,68	(0,107)	0,010	0,58	40,62
2	0,694	0,58	(0,068)	0,008	0,49	72,40
3	0,536	0,66	(0,079)	0,007	0,56	71,30
4	0,449	0,71	(0,087)	0,006	0,62	66,71
5	0,262	0,79	(0,066)	0,002	0,83	143,96
6	0,254	0,75	(0,188)	0,019	0,41	16,16
7	0,246	0,77	(0,080)	0,006	0,70	92,35
8	-0,279	0,96	(0,118)	0,010	0,62	66,53
9	-0,138	0,94	(0,115)	0,008	0,70	67,64
10	0,506	0,68	(0,107)	0,008	0,50	40,21
11	0,145	0,82	(0,133)	0,006	0,72	38,72
12	0,466	0,71	(0,131)	0,010	0,50	29,83
13	0,018	0,88	(0,123)	0,008	0,59	50,77

(a) O erro padrão de cada coeficiente da despesa total é dado entre parenteses.

As informações contidas nessa Tabela permitem verificar, para cada tipo de família, que a regressão estimada apresenta significativo grau de aderência aos dados.³²

Para alguns tipos de família o modelo mostra-se mais adequado que para outros. Neste particular, deve-se destacar o tipo 6 para o qual pode-se constatar que o modelo apresenta-se menos favo-

³² O valor tabular de F com 1 e 14 graus de liberdade é de 4,60, ao nível de significância de 5%, correspondendo ao tipo de família com menor número de observações, ou seja, o tipo 11.

rável, embora com uma significância aceitável. Como para esse tipo de família o coeficiente de variação do número de pessoas é de 0,35, o maior e mais discrepante da Tabela 5, parece que o efeito residual dessa variável não chegou a ser totalmente eliminado.

No que se refere às elasticidades, elas são significantes ao nível de 5% para cada um dos tipos de família, sendo a comparação entre elas objeto de consideração no item 6.2. a seguir.

O teste de Bartlett, para homogeneidade das variâncias residuais, conduz à rejeição dessa hipótese ao nível de significância de 5%. O valor calculado para B^{33} resultou igual a 38,25, que é maior do que o valor tabular (21,0) para qui-quadrado com 12 graus de liberdade ao citado nível de significância. As variâncias residuais são, portanto, heterogêneas.

Pelo exame da Tabela 6 pode-se verificar que os tipos de família de números 5 e 6 estão colocadas em situações exatamente opostas, com respeito aos valores de S_r^2 . O primeiro apresentando o menor valor e o segundo o maior. Parece, por conseguinte, que a esses dois casos pode ser atribuída a rejeição da igualdade das variâncias residuais. Com efeito, comparando os S_r^2 para os outros 11 tipos de família, chega-se a $B = 8,39$ que, em confronto com o valor tabular de qui-quadrado com 10 graus de liberdade, indica a aceitação da hipótese de igualdade das variâncias residuais ao nível de significância de 5%.

A decisão pela rejeição da hipótese de homogeneidade implica na necessidade de introduzir uma correção nos dados, para cada tipo de família, a fim de assegurar, na etapa seguinte da análise, que a componente de erro da equação que reunirá todos os tipos de

³³B tem distribuição qui-quadrado com (J-1) graus de liberdade.

família seja estritamente aleatória.³⁴ Entretanto, como a desigualdade das variâncias residuais pode ser atribuída a apenas dois tipos de família, decidimos não efetuar o ajustamento dos dados, pois ao se perder em rigor no tratamento estatístico, ganha-se em simplicidade operacional. Além disso, espera-se que tal procedimento não deva influir seriamente nos resultados.

6.2. COMPARAÇÃO DAS ELASTICIDADES

De importância fundamental para os nossos propósitos é a comparação das elasticidades entre os diversos tipos de família. O resultado indicará o caminho a ser seguido quando da estimação dos coeficientes da escala de equivalente adulto.

Para testar a igualdade das elasticidades as regressões (28) e (29) foram estimadas, resultando para as somas de quadrados das variações não explicadas a Tabela 7.

TABELA 7 - SOMA DE QUADRADOS DAS VARIAÇÕES NÃO EXPLICADAS E GRAUS DE LIBERDADE:

VARIAÇÕES NÃO EXPLICADAS	SOMA DE QUADRADOS	GRAUS DE LIBERDADE
PELA REGRESSÃO (28)	3,9931	489
PELA REGRESSÃO (29)	3,8627	477

³⁴PRICE, D. W. Specyfing The Effects Of Household Composition On United States Food Expenditures, Michigan Agr. Exp. Sta. Bul. p. 41, 1967.

Então,

$$\begin{aligned} \text{SQNE1} &= 3,9931 \\ \text{SQNE2} &= 3,8627 \\ \text{GL1} &= 489 \\ \text{GL2} &= 477 \\ \text{GL} &= 12 \end{aligned}$$

Para F_c resulta o valor de 1,34 que, em confronto com o valor tabular (1,75) de F com 12 e 477 graus de liberdade, ao nível de significância de 5%, indica aceitação da hipótese de igualdade das elasticidades entre os diferentes tipos de família.

A regressão (28) é, portanto, a melhor escolha e a elasticidade comum (única na equação) para todas as famílias é plausível e sua estimativa decorre dessa equação de regressão. Por conseguinte, a regressão estimada é dada por:

$$\begin{aligned} \log \hat{D} = & 0,276 + 0,021^* Z_2 + 0,072 Z_3 + 0,094 Z_4 + 0,117 Z_5 + \\ & (0,074) \quad (0,019) \quad (0,020) \quad (0,021) \quad (0,023) \\ & + 0,023^* Z_6 + 0,057 Z_7 + 0,053 Z_8 + 0,120 Z_9 + \\ & (0,024) \quad (0,021) \quad (0,022) \quad (0,023) \\ & + 0,080 Z_{10} + 0,099 Z_{11} + 0,124 Z_{12} + 0,123 Z_{13} + \\ & (0,021) \quad (0,028) \quad (0,023) \quad (0,022) \\ & + 0,738 \log DT \quad (31) \\ & (0,029) \end{aligned}$$

onde o erro padrão de cada coeficiente figura entre parenteses.

Conforme se observa em (31), os coeficientes de Z_2 e Z_6 não são significantes ao nível de 5%, podendo-se reunir em um só tipo de família os tipos 1, 2 e 6, cujas evidências sugerem um comportamento não diferenciado. Concomitantemente, também agrupamos os tipos 12 e 13.

.....

Computando as estimativas dos coeficientes de (28) e (29), agora para 10 tipos de família, resulta, para o teste de igualdade das elasticidades, a seguinte Tabela:

TABELA 8 - SOMA DE QUADRADOS DAS VARIAÇÕES NÃO EXPLICADAS E GRAUS DE LIBERDADE.

VARIAÇÕES NÃO EXPLICADAS	SOMA DE QUADRADOS	GRAUS DE LIBERDADE
PELA REGRESSÃO (28)	4,0047	492
PELA REGRESSÃO (29)	3,9026	483

Então,

$$\begin{aligned}
 \text{SNQE1} &= 4,0047 \\
 \text{SNQE2} &= 3,9026 \\
 \text{GL1} &= 492 \\
 \text{GL2} &= 483 \\
 \text{GL} &= 9
 \end{aligned}$$

Resulta para F_c o valor de 1,40 que, em comparação com o valor tabular (1,88) de F com 9 e 483 graus de liberdade, ao nível de significância de 5%, conduz à aceitação da hipótese de que é possível utilizar uma elasticidade comum para todas as famílias.

A regressão estimada, com a qual trabalhamos na etapa seguinte da análise, é dada por:

$$\begin{aligned}
 \log \bar{D} = & 0,289 + 0,056 Z_3 + 0,077 Z_4 + 0,100 Z_5 + \\
 & (0,072) \quad (0,014) \quad (0,016) \quad (0,018) \\
 & + 0,040 Z_7 + 0,036 Z_8 + 0,103 Z_9 + 0,064 Z_{10} \\
 & (0,016) \quad (0,017) \quad (0,018) \quad (0,016) \\
 & + 0,082 Z_{11} + 0,107 Z_{XII} + 0,739 \log DT \quad (32) \\
 & (0,024) \quad (0,014) \quad (0,028)
 \end{aligned}$$

.....

onde Z_{XII} representa o tipo de família composto pelos tipos 12 e 13 anteriormente considerados isoladamente.

6.3. ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DA ESCALA DE EQUIVALENTE ADULTO PARA ALIMENTAÇÃO

A constatação de que é viável adotar uma elasticidade comum para todas as famílias favorece a utilização da regressão (30). Verifica-se, de outro lado, que também é necessário dispor dos coeficientes a_j , assumidos diferentes para os diversos tipos de família. Sua obtenção, todavia, está diretamente na dependência do conhecimento de b_j e de d_j , vale dizer do conhecimento da escala de equivalente adulto e da escala renda, pois $a_j = a'_j d_j^e / b_j$.

Para contornar o problema adotamos um critério que se nos afigurou adequado, visto os tipos de família não possuírem exatamente as qualidades de composição constante. Esse critério tem por base considerar unitários os coeficientes da escala renda e admitir uma suposta escala de equivalente adulto para alimentação. A partir daí, tomando como referência as médias do número de pessoas em cada grupo sexo-idade e do número total de pessoas, b_j e d_j^e foram computados.

Na Tabela 9 figuram os dados para o cálculo de b_j e de d_j , cujos resultados são apresentados na Tabela 10 juntamente com a'_j e a_j . O grupo correspondente ao casal (X_1), por ter média constante em todos os tipos de família deixou de ser incluído na Tabela 9.

.....

TABELA 9 - MÉDIAS DO NÚMERO DE PESSOAS POR GRUPO SEXO-IDADE E DO NÚMERO TOTAL DE PESSOAS SEGUNDO OS TIPOS DE FAMÍLIA, ESCALA ADOTADA SEGUNDO GRUPOS SEXO-IDADE.

TIPOS DE FAMÍLIA	GRUPOS SEXO-IDADE ^(c)							MÉDIA DO NÚMERO DE PESSOAS
	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	
I ^(a)	0,09	0,07	0,04	0,08	-	-	0,58	2,87
3	-	-	-	-	-	-	2,28	4,28
4	-	-	-	-	-	1,00	1,71	4,71
5	-	-	-	-	-	2,31	1,62	5,94
7	-	-	-	-	0,61	0,97	-	3,58
8	0,56	0,41	0,46	0,61	1,10	-	-	5,15
9	0,47	0,80	-	-	-	0,80	1,07	5,13
10	-	-	0,28	0,35	1,02	1,42	-	5,07
11	-	-	0,25	0,37	1,00	-	1,19	4,81
XII ^(b)	0,21	0,18	0,43	0,46	1,27	1,61	1,33	7,41
ESCALA	0,85	0,65	0,80	0,65	0,60	0,55	0,40	-

(a) Representa os tipos 1, 2 e 6

(b) Representa os tipos 12 e 13

(c) Conforme definição dos grupos no item 5.2.

⋮

TABELA 10 - VALORES DE a'_j , b_j , d_j e a_j .

TIPOS DE FAMÍLIA	a'_j	b_j	$d_j^{(c)}$	a_j
I ^(a)	1,95	2,44	2,87	1,74
3	2,21	2,91	4,28	2,24
4	2,33	3,23	4,71	2,27
5	2,46	3,92	5,94	2,34
7	2,14	2,89	3,58	1,90
8	2,11	4,17	5,15	1,66
9	2,47	3,79	5,13	2,14
10	2,25	3,84	5,07	1,93
11	2,35	3,52	4,81	2,14
XII ^(b)	2,49	5,12	7,41	2,14

(a) Representa os tipos 1, 2 e 6

(b) Representa os tipos 12 e 13

(c) Valores da última coluna da Tabela 9.

Os resultados decorrentes do processamento dos dados para es timação dos coeficientes de (30) figuram na Tabela 11.

TABELA 11 - ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DA REGRESSÃO (30) E SEUS RESPECTIVOS ERROS PADRÃO

VARIÁVEIS	COEFICIENTES ESTIMADOS	ERRO PADRÃO DOS COEFICIENTES
X_1	0,9214	0,030
X_2	0,8938	0,076
X_3	0,7294	0,092
X_4	0,7917	0,083
X_5	0,6517	0,072
X_6	0,8166	0,048
X_7	0,5731	0,037
X_8	0,5481	0,036

.....

Deve-se levar em consideração, que sendo multiplicativa a componente aleatória especificada em (30), os valores da variável explicada são heterocedásticos. Dai os resíduos resultarem com heterocedasticidade refletindo na eficiência das estimativas, segundo comentam em seus trabalhos BROWN³⁵ e PRICE³⁶.

A correção dos dados para obter estimativas mais eficientes não foi aqui realizada, devido a que sendo razoavelmente pequeno o erro padrão de cada coeficiente pode-se ter uma aceitável confiabilidade nas estimativas.

Tendo por base a Tabela 11, os coeficientes da escala de equivalente adulto foram computados tomando-se o casal como padrão de referência, cujo coeficiente é igual a 2 por definição.

A Tabela 12 evidencia os resultados obtidos para a composição da escala de equivalente adulto.

³⁵BROWN, J. A. C. The Consumption of Food In Relation To Household Composition and Income. Econometrica, v. 22, 1954.

³⁶PRICE, D. W. Specyfing The Effects Of Household Composition On United States Food Expenditures, Michigan Agr. Exp. Sta. Bul. 16, 1967.

TABELA 12 - ESCALA DE EQUIVALENTE ADULTO PARA ALIMENTAÇÃO

GRUPOS	SEXO-IDADE (a)	COEFICIENTES	ERRO PADRÃO (b)
H e M	< 6 anos	0,59	0,054
H e M	6 a 10 anos	0,62	0,056
H e M	11 a 14 anos	0,89	0,077
M	15 a 19 anos	0,71	0,090
H	15 a 19 anos	0,86	0,105
M	<u>></u> 20 anos	0,79	0,111
H	<u>></u> 20 anos	0,97	0,103
	Casal	2,00	0,030

(a) H = homem e M = mulher.

(b) Calculado admitindo independência entre os coeficientes.

Para ilustrar a configuração da escala estimada, apresentamos no anexo 2 algumas escalas de equivalente adulto para alimentação obtidas em outros países.

C A P Í T U L O VII

7.1. CONCLUSÕES

Da análise levada a efeito, emergem resultados que podem sintetizar certas características das famílias no que tange às despesas com alimentação, como também ressaltam evidências de que o objetivo precípua deste trabalho foi alcançado.

- a. A forma funcional adotada como especificação para a relação entre as variáveis despesa com alimentação e despesa total, evidenciou aceitáveis qualidades de adequação para a totalidade dos tipos de família, dentro da amplitude de variação das observações. Vale acrescentar que para alguns tipos de família a função caracterizou-se por uma melhor aderência aos dados.
- b. Como não existem evidências de diferenças significantes nas elasticidades entre os diversos tipos de família, é plausível a adoção de uma elasticidade comum para todas as famílias. Pode-se inferir, portanto, que em relação aos gastos com alimentação as famílias reagem às variações da despesa total com aproximadamente a mesma elasticidade.
Sendo de 0,74 a estimativa dessa elasticidade, daí decorre a sensibilidade da despesa com alimentação a alterações na despesa total.
- c. As curvas de Engel (que apresentam o comportamento da despesa com alimentação em relação à despesa total) para os vários tipos de família, apresentam-se em diferentes níveis. Essas diferenças são atribuídas às composições das famílias e refletidas nos coeficientes constantes da forma funcional.
- d. A escala de equivalente adulto para alimentação, com base nos dados de orçamentos familiares dos operários empregados na indústria de transformação em Porto Alegre, ficou assim constituída:

.....

GRUPOS	SEXO-IDADE	COEFICIENTES DE EQUIVALÊNCIA
H e M	< 6 anos	0,59
H e M	6 a 10 anos	0,62
H e M	11 a 14 anos	0,89
M	15 a 19 anos	0,71
H	15 a 19 anos	0,86
M	≥ 20 anos	0,79
H	≥ 20 anos	0,97
Chefe da Família e Esposa		2,00

Nos grupos sexo-idade onde figuram homens e mulheres separadamente, os coeficientes de equivalência apresentam-se maiores para as pessoas do sexo masculino. Tal comportamento era esperado uma vez que os dados referem-se a operários.

Para idades menores os coeficientes assumem valores menores. Cabe ressaltar, entretanto, que o coeficiente correspondente ao grupo 11-14 anos não segue a tendência manifestada pela escala e deve merecer posteriormente um cuidadoso exame.

Por último, deve-se enfatizar que a escala estimada reflete como na realidade a composição sexo-idade das pessoas da família influencia em seu padrão de gastos com alimentação.

7.2. COMENTÁRIOS E SUGESTÕES

Para o desenvolvimento deste trabalho, o principal fator limitante foi apresentado pelo tamanho da amostra.

Assim, na formação dos tipos de família, não foi possível obter um número expressivo de unidades básicas (famílias) em cada um deles. Para o tipo 11, por exemplo, ficamos restritos a 16 famílias.

Essa restrição fez-se sentir, também, na composição dos grupos sexo-idade, e daí a definição de grupos de pessoas com 20 anos e mais, ao invés de intervalos de idades com amplitudes menores.

Com respeito aos grupos com idades inferiores a 15 anos, não foi utilizada a classificação segundo o sexo, tomando-se homens e mulheres como equivalentes no que tange ao consumo alimentar.

De outro lado, decidimos trabalhar com estimativas não eficientes como, também, omitir certas correções por razões anteriormente expostas.

As observações que acabamos de fazer, podem ser admitidas como fatores limitantes aos resultados deste estudo, mas não significam que a escala de equivalente adulto aqui estimada seja de reduzida utilidade.

Uma tentativa foi feita no sentido de estimar uma escala com dados reais e locais. Estaremos confortados se conseguirmos com este trabalho despertar o interesse em outros pesquisadores, com vistas à estimação de escalas regionais e nacionais.

Com uma pesquisa mais ampla e abrangendo maior número de fa-

.....

mílias, as dificuldades aqui encontradas poderão ser superadas.

Os grupos sexo-idade devem ser desdobrados, objetivando maior detalhamento na composição da escala.

Outras formas funcionais, para especificação de f_k em (7), devem ser tentadas, procurando-se a mais plausível.

O estudo deve ser estendido a todas as classes de bens integrantes do consumo familiar, com vistas à estimação de escalas específicas para cada uma delas, bem como da escala renda.

Para a consecução desses objetivos existem os dados sobre despesas familiares da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, referentes ao Estudo Nacional de Despesa Familiar (ENDEF), que reúnem, em nosso entendimento, as melhores informações para estudos dessa natureza.

R E F E R Ê N C I A S B I B L I O G R Á F I C A S

1. AIGNER, D. J. Basic Econometrics. New Jersey, Prentice Hall, 1971.
2. BRIDGE, J. I. Applied Econometrics. Amsterdam, North-Holland, 1971. p. 128-38.
3. BROWN, J. A. C. The consumption of food in relation to House hold composition and income. Econometrica, Amsterdam, 22: 440-60, 1954.
4. COFER, E. Family food budgets, revised 1957. Family Economic Review.
5. CRAMER, J. S. Empirical Econometrics. Amsterdam, North-Holland, 1973. p. 146-70.
6. DIXON, W. J. & MASSEY JR., F. J. Introduction to statistical analysis. New York, Mc Graw-Hill, 1969.
7. FRANK, C. R., Jr. Statistics and Econometrics. New York, Holt, Rinehart & Winston, 1971.
8. FOOTE, R. J. Analytical tools for studying demand and price structures. Agricultural Handbook, Departement of Agriculture, 146, p. 180-3.
9. GOLDBERGER, A. S. Econometric theory. New York, John Wiley, 1964.
10. HALD, A. Statistical theory with engineering applications. New York, John Wiley, 1952.
11. HOUTHAKKER, H. S. The econometrics of family budgets. Journal of the Royal Statistical Society, London. 115: 5-15, part I, 1952.
12. NICHOLSON, J. L. Variations in working class family expenditures. Journal of the Royal Statistical Society, 112, série A, part IV, 1949.

.....

13. PRAIS, S. J. Non linear estimates of the Engel curves. Review of Economic Studies, 20: 88-104.
14. PRAIS, S. J. & HOUTHAKKER, H. S. The analysis of family budgets. Cambridge, 1971.
15. PRICE, D. W. Specifying the effects of Household composition on U. S. food expenditures. Michigan Agr. Exp. Sta. Bul., 16, 1967.
16. _____. Unit equivalent scales for specific food commodities. American Journal of Agricultural Economics, Lexington, 52 (2), 1970.
17. SINGH, B. & NAGAR, A. L. Determination of Consumer Unit Scales. Econometrica, Amsterdam, 41: 348-55, 1973.

A N E X O 1

MÉDIAS E COEFICIENTES DE VARIAÇÃO DA DESPESA COM ALIMENTAÇÃO
E DESPESA TOTAL PARA CADA TIPO DE FAMÍLIA

TIPOS DE FAMÍLIA	DESPESA COM ALIMENTAÇÃO		DESPESA TOTAL	
	MÉDIA (CR\$)	COEFICIENTE DE VARIAÇÃO	MÉDIA (CR\$)	COEFICIENTE DE VARIAÇÃO
1	152,98	0,33	384,82	0,45
2	153,09	0,28	361,90	0,37
3	174,83	0,30	366,09	0,33
4	192,52	0,27	390,37	0,32
5	210,83	0,26	410,45	0,28
6	207,02	0,41	510,80	0,33
7	169,06	0,36	364,69	0,38
8	236,68	0,37	561,24	0,29
9	217,99	0,36	411,92	0,32
10	196,01	0,24	416,74	0,31
11	218,65	0,34	450,37	0,34
12	229,82	0,35	443,67	0,33
13	253,08	0,33	504,79	0,28
TODAS AS FAMÍLIAS	194,74	0,36	418,87	0,36

A N E X O 2

As escalas aqui apresentadas referem-se às estimativas feitas por BROWN, com base em dados de pesquisa nacional sobre alimentação realizada na Inglaterra em 1951, e aos resultados obtidos por PRICE, com dados de pesquisa sobre consumo alimentar das famílias nos Estados Unidos em 1955.

TABELA 13 - ESCALA ESTIMADA POR BROWN

GRUPOS SEXO-IDADE	COEFICIENTES
C	2,00
M	0,83
F	0,85
A	0,92
S	0,71
I	0,59

onde

C = primeiro homem e primeira mulher da família com mais de 20 anos;

M = outros homens que não os incluídos em C;

F = outras mulheres que não as incluídas em C;

A = adolescentes com idades entre 14 e 20 anos;

S = crianças com idades entre 5 e 13 anos;

I = crianças com 4 anos e menos.

.....

TABELA 14 - ESCALA ESTIMADA POR PRICE

GRUPOS SEXO-IDADE	COEFICIENTES
Primeiro Homem e primeira Mulher ≥ 20 anos	2,00
H e M < 6 anos	0,48
H e M 6 a 11 anos	0,69
H e M 12 a 14 anos	0,80
H 15 a 19 anos	0,93
M 15 a 19 anos	0,90
H ≥ 20 anos	0,78
M ≥ 20 anos	0,73

ERRATA

PÁGINA	PARÁGRAFO	LINHA	ONDE SE LÊ	LEIA-SE
7	2	1	"... o valor de t-ésimo..."	"... o valor do t-ésimo"
8	1	2	"... linha de argumento..."	"... linha de argumentação..."
8	2	1	"... é representado, então, pela..."	"... é representado pela renda por unidade consumidora usando a..."
15	2	3	"... as elasticidades..."	"... as elasticidades..."
15	3	3	"... reagiam..."	"... reagem..."
18	1	2	"... tipos de famílias..."	"... tipos de família..."
18	Nota de rodapé		"... Specyfying..."	"... Specifying..."
17	Nota de rodapé		"... Specyfying..."	"... Specifying..."
18	1	2	"... cada k. Seleccionando-se..."	"cada k, seleccionando-se..."
21	3	2	"... grupo de família..."	"... grupo de famílias..."
21	3	4	"... não forem..."	"... não sejam..."
21	Nota de rodapé		"... Specyfying..."	"... Specifying..."
21	4	2	"... lugar, a"	"... lugar, à"
21	4	4	"... lugar, a..."	"... lugar, à..."

PÁGINA	PARÁGRAFO	LINHA	ONDE SE LÊ	LEIA-SE
23	2	5	"tipo j."	"tipo j, quando os e_j forem iguais."
25	4	1	"... a dequacidade..."	"... a adequacidade..."
25	5	1	"... (29)..."	"...(27)..."
25	5	4	" $a_j = \frac{a'_j b_j}{d_j^e}$..."	" $a_j = \frac{a'_j d_j^e}{b_j}$ "
26	Nota de rodapé		"... Specyfing..."	"... Specifying..."
28	5	3	"... A Amostra..."	"... A amostra..."
33	4	4	"correspondesse..."	"correspondessem..."
33	Nota de rodapé		"... Specyfing..."	"...Specifying..."
37	1	1	-	"Acrescentar antes do D, E= uma ou mais pessoas entre 6 e menos de 11 anos."
40	4	2	"... estão colocadas em..."	"... estão colocados em..."
40	3	4	"... 12 gra-"	"... 12 graus"
40	3	5	"us de..."	"... de..."
41	Nota de rodapé		"... Specyfing..."	"...Specifying..."
45	Tabela 9 última linha Coluna X_2		"0,85"	"0,90"
45	Tabela 9 última linha Coluna X_4		"0,80"	"0,75"
45	Acrescentar uma nota(d)		O casal tem coeficiente 2, por definição.	
47	Nota de rodapé nº36		"... Specyfing..."	"... Specifying..."