

RENDA, COMPOSIÇÃO DA FAMÍLIA E FATORES SOCIAIS COMO VARIÁVEIS NUM MODELO DE DISPÊNDIOS: O CASO BRASILEIRO¹

SÔNIA MILAGRES TEIXEIRA²

RESUMO - Este estudo apresenta uma análise dos vários fatores que influenciam as tendências de consumo por famílias em três cidades brasileiras - Rio de Janeiro, Recife e Porto Alegre. É desenvolvido com base nos resultados da Tese de Doutorado da autora, na Universidade de Purdue, em 1979. O trabalho foi desenvolvido com base nos dados de 1968, coletados numa pesquisa pela Fundação Getúlio Vargas e Brookings Institution. Estes dados não foram desde então analisados e nenhum outro conjunto de informações com características similares era então disponível. Desenvolve-se um procedimento para examinar os efeitos de composição da unidade familiar na demanda por bens de alimentos específicos e por várias categorias não alimentares.

Termos para indexação: composição da família, processo interativo, adulto equivalente, dispêndios, bens alimentares.

INCOME, FAMILY COMPOSITION AND SOCIAL FACTORS AS VARIABLES IN AN EXPENDITURE MODEL: THE CASE OF BRAZIL

ABSTRACT - This study analyses the various factors that affect household expenditure patterns in three Brazilian cities. It was developed from research results reported in the author's doctoral dissertation at Purdue University in 1979. The study was based on data acquired in 1968, in a survey by the Fundação Getúlio Vargas and the Brookings Institution. These data have not heretofore been analysed in the fashion undertaken in this study and no comparable data have since been available. A framework for examining the influence of family composition on the demand for specific food and several non-food categories is developed.

Index terms: family composition, interactive process, family expenditure, family nutrition.

INTRODUÇÃO

O problema de estimação dos efeitos de variáveis sócio-econômicas no consumo se torna complexo ao se verificar que tais efeitos diferem de bem para bem e se modificam como resultado de alterações nas outras variáveis, tornando-se difícil isolar tais efeitos das diversas variáveis no consumo de um dado bem. Renda recebida pela família é tomada como fator relevante no total de dispêndios e é necessário incluir variações outras ao se proceder a inferências. Especificamente, os

¹

Aceito para publicação em 11 de novembro de 1981.

²

Econ. Rural, Ph.D., Pesquisador da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária/ Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EMBRAPA/EPAMIG), Caixa Postal 515, CEP 30000 - Belo Horizonte, MG.

efeitos de fatores sociais, seja nível educacional, profissão ou situação ocupacional dos membros, devem ser incluídos, uma vez que se relacionam ao efeito renda ao determinar padrões de consumo.

O propósito maior desta pesquisa é apresentar um procedimento de estimação de tais efeitos no consumo de 16 classes de bens pelas famílias de três cidades brasileiras. Os efeitos da composição da família são estimados através de uma escala de adulto equivalente, que não só aumenta a confiança das estimativas dos outros fatores de consumo, como permite relacionar a família à unidade clássica de decisão na teoria econômica - o consumidor.

O estudo é dividido em três partes. A primeira enfoca aspectos teóricos do modelo e literatura relacionada. A segunda é uma análise dos dados utilizados no processo de estimação, seguida dos resultados e conclusões, que compõem a terceira parte, com implicações de medidas políticas que afetam as regiões em estudo. Sugestões para pesquisas posteriores com respeito à técnica utilizada e aspectos específicos dos resultados completam o trabalho.

Justificativa para o estudo

A alocação de recursos agrícolas e alimentícios para atender a demandas na demanda, que resultam da expansão da população, é preocupação maior entre países em desenvolvimento. A análise de políticas governamentais dirigidas a este fim envolve implicações econômicas de distribuição de recursos entre os vários setores da economia e o impacto de políticas alternativas em diferentes grupos sociais. A preocupação específica deste estudo é prover os legisladores e formuladores de políticas desenvolvimentistas de informações nos aspectos sociais e econômicos, relevantes na demanda por vários bens, por diferentes grupos sócio-econômicos do Brasil.

Políticas de desenvolvimento no Brasil têm enfatizado e expansão da produção como meio de atingir crescimento na pressuposição de que efeitos resultantes serão expandidos à sociedade como um todo.

Desenvolvimento requer a orientação de forças político-sociais e redistribuição de renda, de forma que a participação de todos os setores da população nas instituições sociais e políticas possa ser atingida. Objetivos de crescimento de produção serão transformados de um simples crescimento de renda (exemplo, através do crescimento de exportações) a uma maior ênfase em satisfazer preferências do consumidor (Hassan & Johnson 1977).

Problemas de desenvolvimento relacionados ao bem-estar da sociedade, tais como desigualdades e pobreza, podem ser atacados e resolvi-

dos, se padrões de consumo são determinados. Esses padrões devem levar em conta os vários aspectos do comportamento das famílias como ditados por suas necessidades, e condicionados a rendas disponíveis, preço dos bens, composição das famílias e aspectos sociais de suas ações. Para evitar que os benefícios do processo de desenvolvimento se apliquem apenas a poucas unidades da sociedade, políticas devem se basear nas respostas da sociedade a possíveis preços e rendas e impactos distributivos de tais mudanças nos vários grupos da sociedade. Informações precisas sobre as respostas dos vários grupos sócio-econômicos a mudanças políticas e econômicas fornecem a base para alcançar o objetivo de garantir que o crescimento econômico beneficie todos os segmentos da sociedade.

A preocupação com a distribuição de renda gera políticas visando crescente igualdade e bem-estar do consumidor. Se o comportamento dos consumidores é propriamente quantificado, levando em consideração respostas a preços, níveis de renda e fatores sociais relevantes, tomadores de decisão podem usar essa informação no sentido de atingir os objetivos sociais desejados.

O estudo

Este trabalho procura obter estimativas dos efeitos no consumo em diferentes regiões do País, como relações entre dispêndios e fatores sociais, tais como: educação formal do chefe de família, situação ocupacional da dona-de-casa e composição em termos de sexo e idade dos seus componentes que afetam as tendências a consumir pelas famílias.

Em geral, o consumo de vários bens pela família com uma dada renda é afetado por um membro da família de qualquer idade e sexo, de duas formas: uma consiste de influência direta da família a comprar bens que não obteria se não fosse a presença de um membro específico de dado sexo e idade que requer consumo de determinado bem para seu desenvolvimento. Tal influência é específica a bens individuais e é também expressa em escalas específicas. O segundo efeito no consumo é indireto e é resultante da redução da renda por um membro da família. Esta segunda influência afeta todos os bens simultaneamente e é expressa por uma escala de renda, definida como a quantidade de renda real necessária para um membro da família. Geralmente os dispêndios em bens específicos pelas famílias são afetados por ambas as escalas, específica e de renda (Dadd 1973).

Estudos anteriores mostraram que a composição da família é importante para explicar consumo de quase todos os bens (Allen 1942, Friedman 1952 e Muellbauer 1974). Composição da família é conside-

rada aqui como o número de membros de cada idade e sexo.

Uma escala de adulto equivalente é um índice que expressa o efeito no consumo por um membro específico da família, de idade e sexo particulares, como proporção do efeito de um adulto masculino. Por exemplo, se uma jovem de quinze anos faz o consumo de carne da família crescer três-quartos do causado por um adulto masculino, o valor da escala de adulto equivalente é de 0,75. As escalas de adulto equivalentes não medem o consumo de um bem por um membro da família relativo a um membro adulto masculino. Elas medem apenas como o consumo total da família é afetado pela presença de um membro, de uma idade e sexo, em particular, relativo a um adulto masculino. Também há uma escala diferente para cada bem.

Ao desenvolver o modelo neste estudo tentar-se-á responder às seguintes perguntas:

- Qual é a natureza de mudanças no consumo de várias categorias de bens, quando renda, composição da família e fatores sociais mudam em diferentes regiões no Brasil?
- Como a composição da família afeta o consumo de diferentes grupos de bens?
- Quais são os impactos no consumo de diversos bens, de impostos e programas de bem-estar, que mudam a distribuição de renda?
- Que fatores sociais (se algum) precisam ser considerados quando são tomadas decisões políticas afetando alocação de bens?

Com base nestas perguntas, as seguintes hipóteses serão testadas:

1. Níveis de renda e composição da família exercem influência importante nas proporções em que uma unidade de renda é alocada entre diferentes grupos de bens.
2. Variáveis sócio-econômicas afetam significativamente o consumo de diferentes bens.
3. Economias de tamanho, expressas pela composição da família, referem-se a famílias grandes, de forma que dispêndios para subsistência por adulto equivalente são menores do que para famílias pequenas.
4. A percentagem de um crescimento na renda, gasta com alimentos, é maior em estágios iniciais do ciclo de vida e é negativamente relacionada a níveis de renda, tamanho da família e presença de crianças.

Para gerar um esquema no qual os objetivos deste estudo possam ser atingidos, seguem considerações teóricas do modelo e revisão da literatura, antes de descrever o processo de estimação para as equações de demanda.

Funções de demanda são derivadas na teoria do consumidor considerando o comportamento de maximização de preferência, sujeito a restrições econômicas e não-econômicas. Fatores sociais são incorporados

na função de utilidade e o problema pode ser descrito:

$$\text{Max } U(X) \text{ sujeito a } \sum P_i X_i \leq Y \quad (1)$$

para o conjunto de bens X a preços P_i com $U(X)$ a função de utilidade a ser maximizada sob restrições de disponibilidade de renda Y .

Funções utilidade, geralmente descritas por relações de preferência, são normalmente descritas e desenvolvidas com base em axiomas incluindo reflexividade, transitividade e monotonicidade. Axiomas adicionais, tais como continuidade e convexidade, são importantes para garantir a existência e unicidade de um conjunto de bens escolhidos pelo consumidor (Philips 1972, Malinvaud s.d.) ou Varian (1978). Para um dado conjunto de bens $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ é possível gerar demanda como função de preços e renda disponível à unidade de decisão.

A análise a ser apresentada neste estudo considera a família como a unidade de decisão composta dos vários membros e suas características. Considera-se que a decisão de consumo é baseada na maximização de utilidade restrita à renda total disponível para a família.

O problema de maximização de utilidade proposto na equação (1) pode ser resolvido com valores ótimos de X_i obtidos em termos de preços e renda. Da expressão de Lagrange para maximização, calcula-se X_i função de preços e renda; substituindo-se em $U(X_i)$, obtém-se a função de utilidade indireta que é a função maximizada em termos de preços e renda. Este procedimento foi largamente utilizado, principalmente em trabalhos de Muellbauer (1975), Brown & Deaton (1972), Houthakker (1960), Pollack & Wales (1969), Samuelson (1965), Dejanvry et al. (1972), Christensen & Manser (1972) e Strotz (1959). As funções de demanda são funções derivadas da utilidade indireta e podem ser como demandas de mercado ou demandas marshallianas. As equações de dispêndio, que são as relações estimadas neste estudo, referem-se ao dispêndio total nos vários bens pelas unidades de consumo a serem derivadas neste trabalho. O sistema de dispêndios é gerado pela multiplicação de demandas por P_i . Em tal situação, o valor total gasto com o bem X_i é a variável relevante ao invés da atual quantidade X_i comprada pelo consumidor.

Embora a estimação de funções de demanda tenha mostrado progresso significativo nos anos, uma revisão causal dos estudos mais recentes é desejável para ilustrar a variabilidade nos enfoques. Uma razão maior para isto é que a teoria econômica não revê critérios exigentes para a escolha de formas funcionais para as funções de demanda.

George & King (1971) resumiram os quatro enfoques básicos usados na maioria dos estudos:

Linear: $X = a + bY + cp + u$

Semilogarítmico: $X = a + b \log Y + c \log p + u$

Bilogarítmico: $\log X = a + b \log Y + c \log p + u$

Logarítmico inverso: $\log X = a + bY + cp + u$

onde:

X= consumo per capita do bem;

Y= renda per capita;

p= preço do bem;

u= distúrbância aleatória e

a,b,c = coeficientes a serem estimados

A maioria dos estudos econométricos recentes para equações de demanda são baseados nas formas mencionadas por George & King (1971). Estudos desenvolvidos por Hassan & Johnson (1977), Prais & Houthakker (1955), George & King (1971), Brown & Deaton (1972) e Stone (1954) utilizam formas funcionais explicitadas acima.

Hassan & Johnson (1977) selecionaram a forma semilogarítmica, argumentando que:

“para fornecer uma descrição satisfatória de dispêndios para a maioria dos alimentos, a análise foi baseada em dados detalhados de dispêndios, e observações zero ocorreram freqüentemente para a variável dependente, eliminando o uso da forma bilogarítmica. A forma semilogarítmica permite uma aproximação adequada do consumo num intervalo considerado para as variáveis explanatórias; a função semilogarítmica implica que a elasticidade varia inversamente com o nível de consumo” (Hassan & Johnson 1977).

Na estimação de relações de demanda, George & King usaram a forma bilogarítmica da função; uma das características de tal formulação é que:

“é possível obter diretamente elasticidade de preço e elasticidades cruzadas com respeito a todos os bens, no mesmo grupo, para uma dada equação de demanda” (George & King 1971).

Estudos por Brown & Deaton (1972), Stone (1954), Lluch (1973) e Pollack & Wales (1969) estimam a forma linear de equações de demanda e sistemas de dispêndios. No trabalho de Pollack & Wales, foi observado que a maioria dos estimadores dos parâmetros se mostraram teoricamente plausíveis; outras características do sistema linear são discutidas, tais como simplicidade e conveniência da estimação. Os trabalhos de Parks (1969) e Lluch et al. (1977) são extensões do sistema linear que, junto às propriedades mencionadas acima, tornam-no escolha satisfatória para este estudo.

O modelo

As funções de demanda para o bem X_i podem ser especificadas:

$$X_i = \left[\beta_i \left[Y - \sum_{j=1}^N P_j \gamma_j \right] + P_i \gamma_i \right] 1/P_i$$

e as funções de dispêndios seriam então:

$$E_i = P_i X_i$$

$$E_i = \beta_i \left[Y - \sum_{j=1}^N P_j \gamma_j \right] + P_i \gamma_i \quad (23)$$

onde:

E_i = dispêndio no bem i , j representando outros bens

P = preços

Y = renda disponível.

Equações de demanda são homogêneas de grau zero em preços e renda e satisfazem critérios de adição global, simetria de Slutsky e agregação de Engel, uma vez que:

$$\sum_{i=1}^N \beta_i = 1 \quad (24)$$

Condições de segunda ordem serão satisfeitas, se:

$$Y - \sum_{j=1}^N P_j \gamma_j > 0 \quad \text{e} \quad 0 < \beta_j < 1 \quad \text{para todo } j.$$

Essas condições impõem restrições nos parâmetros das funções de dispêndio e podem ser usadas para chegar à validade das estimativas. Houthakker & Taylor (1970) indicaram que a forma aditiva da função utilidade restringe a forma das elasticidades.

Na situação de equilíbrio, o dispêndio no i -ésimo bem pela família é expressa então por:

$$E_{ik} = \alpha_{ik} + \theta_{ik} A_{ijk} + \beta_Y + \beta_i \sum_{i=1}^n \gamma_i P_i + u_{ik} \quad (25)$$

A um dado tempo, dispêndio do bem é função da composição da família e A_{ij} é a escala de adulto equivalente, expressa como função de variações de idade e tamanho. Renda auferida pela família e preços do bem i são assumidos constantes para todas as famílias de dada região e refletirão variações regionais no termo interseção (α_{ik}) da equação.

A equação (25) é então modificada para incluir variações regionais e de renda, junto com especificações de composição da família. Apesar de fatores sociais também influenciarem a função dispêndio, todas essas fontes de variação não podem ser isoladas e a análise será limitada à especificação de fatores, tais como nível de educação, situação ocupacional e emprego do chefe e esposa no sentido de aproximar a posição social da família. Todos os fatores, que são supostamente inúmeros, são

assumidos ser individualmente de pouca importância, e dão origem ao termo distúrbio que é introduzido também na equação (25).

Aqui, a equação (23) pode ser então expressa:

$$E_{ikq} = \alpha_{ikq} + \beta_{kq} Y_{kq} + \theta_{ikq} A_{ikq} + \delta_{kq} S_{kq} + U_{ikq} \quad (26)$$

onde:

E_{ikq} = dispêndio do bem i pela família k da região q

Y_{kq} = renda da k -ésima família da q -ésima região

A_{ikq} = composição da k -ésima família como especificada por A_{ij} , a escala de adulto equivalente desenvolvida em Teixeira (1979)

S_{kq} = os fatores sociais envolvidos para a família k da região q

α_{ikq} , β_{kq} e δ_{kq} = os coeficientes a serem estimados

U_{ikq} = o termo da distúrbio.

Neste ponto, o conjunto de equações foi considerado linear em todos os parâmetros. Entretanto, foi colocado como hipóteses que economias de tamanho podem ocorrer, implicando que a equação de dispêndios não é exatamente linear em composição da família, isto é, à medida que a família cresce em tamanho, dispêndios não são proporcionais ao número de membros adicionais, mas possivelmente mostrem diferentes tendências.

O modelo final a ser estimado neste estudo irá, então, incorporar um termo quadrático para a variável A_{ij} para medir os efeitos de economia de tamanho nos dispêndios.

A equação (26) então assume a seguinte forma:

$$E_{ikq} = \gamma_{ikq} + \beta_{kq} Y_{kq} + \theta_{ikq} A_{ikq} + \gamma_{ikq} A_{ikq}^2 + \sum_{v=1} \delta_{kqv} + U_{ikq} \quad (27)$$

onde:

E_{ikq} = dispêndio do bem i pela família k da região q ,

$q = 1$ - Rio de Janeiro, $q = 2$ - Porto Alegre, $q = 3$ - Recife

A_{ikq} = a composição da família,

S_{kqv} = fatores sociais especificados como³:

$v = 1$ - educação formal do chefe da família

$v = 2$ - ocupação da dona-de-casa

$v = 3$ - ocupação do chefe da família.

Em suma, é importante enfatizar que o modelo desenvolvido está baseado na teoria do consumidor. A especificação das escalas para composição da família requer um conjunto completo de equações de demanda que são derivadas de funções clássicas de utilidade. A composição da família é incorporada no modelo com base num conjunto de pressuposições relacionadas à forma funcional e permitindo variações de sexo e idade. Devido a economias de tamanho no consumo, o parâmetro da escala de adulto equivalente é considerado ter forma linear e quadrática.

³

As várias classes consideradas estão listadas no Apêndice A.

OS DADOS E O PROCESSO DE ESTIMAÇÃO

Os dados

Os dados analisados neste estudo são baseados numa pesquisa aplicada a famílias do Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, no ano de 1968, pela Brookings Institution, Washington, e Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro. É uma série cruzada de dados com informação em dispêndios, renda, características das famílias, seus membros e bens. A informação contida nos dados foi organizada e colhida no Programa ECIEL (Estudos Conjuntos de Integração Econômica Latino-Americana) para seis países da América Latina: Brasil, Colômbia, Venezuela, Chile, Equador e Peru. O objetivo principal do estudo ECIEL foi analisar a renda e dispêndios de famílias urbanas nos seis países.

A amostra foi composta de 2.452 famílias entrevistadas nas três cidades, distribuídas com base numa estratificação determinada. O tamanho da amostra foi determinado para cada cidade, de acordo com o tamanho e heterogeneidade da população estudada. O tamanho da amostra foi também restrito pela disponibilidade de recurso para o estudo e análise, pela estrutura de amostragem utilizada e, em parte, pelo tamanho da cidade. O número de famílias entrevistadas nas diversas cidades foi de: 1.000 no Rio de Janeiro, 726 em Porto Alegre e 726 em Recife.

Os questionários usados na entrevista foram preparados pela Fundação Getúlio Vargas, seguindo um esquema comum determinado pelo grupo ECIEL para os diversos países. Apesar de questões específicas levantadas na pesquisa ECIEL variarem entre países, toda informação de questionários de países, tomados individualmente, foi convertida a um Código comum designado para comparabilidade máxima dos parâmetros entre países⁴.

Para este trabalho, dispêndios foram agregados em 16 categorias e são descritas com detalhes abaixo:

- 1 - Derivados de leite e ovos - leite, manteiga, queijo, outros derivados e ovos.
- 2 - Grãos - arroz, milho, trigo, aveia, centeio, feijão, outros cereais e produtos de padaria.

⁴ A Survey consistiu de 557 variáveis de dispêndio que foram categorizadas como: 1) 509 itens detalhados de consumo; 2) 34 variáveis subtotais; e 3) 14 variáveis grupo para classes de bem específicas. Adicionalmente outras 54 variáveis foram gravadas com informações de renda, subdivididas em três categorias: 1) renda salarial; 2) renda por origem; e 3) renda pela mudança em estoques e poupança.

- 3 - Carnes e marinhos - frango, outras aves, carneiro, porco, gado, outros animais, peixes frescos e enlatados e outros marinhos.
- 4 - Vegetais e frutas - raízes, tubérculos, legumes, outros vegetais frescos, frutas tropicais, citros, frutas secas e enlatadas e outras frutas.
- 5 - Miscelâneos (alimentos) - óleos, açúcar, sorvetes, doces, salgados, condimentos, alimentos de bebê, comida de restaurante, café, chá, refrescos e e bebidas quentes.
- 6 - Bebidas quentes e tabaco - cerveja, vinho, cachaça, tequila, scotch, gin e outros, cigarros, charutos, cachimbos e outros.
- 7 - Habitação - despesas de propriedade de casa, serviços, limpeza, itens de energia, aluguel.
- 8 - Vestuário - toda roupa e sapatos.
- 9 - Saúde - serviços médicos, seguros de saúde, equipamentos médicos.
- 10 - Cuidados pessoais e recreação - serviços de cabeleireiros, manicures, cosméticos, saunas, cinemas, concertos, clubes, esportes, jogos e serviços fotográficos.
- 11 - Educação e leitura - jornais, periódicos, revistas, livros, matrícula, manutenção na escola, livros-textos, classes de dança, música, línguas e outros, cursos de curta duração, transporte à escola e outros serviços.
- 12 - Itens de energia fora habitação - gasolina, óleo, graxas e outros produtos.
- 13 - Transporte - transporte pessoal, reparos e manutenção do carro, seguro, licenças e outros serviços, transporte público.
- 14 - Seguros - sociais, de vida, assistência mútua etc.
- 15 - Impostos - de renda, locais e de propriedade.
- 16 - Diversos - juros, serviços bancários, despesas legais, dinheiro perdido, casamentos, enterros, contribuições filantrópicas, doações, presentes, manutenção de crianças de outros, viagens, papéis, mobília e equipamentos e amortizações.

Uma análise preliminar foi conduzida para familiaridade com a informação e verificação de consistência de fidedignidade dos dados. Este está-

gio incluiu, não apenas a edição das observações inexistentes, revisão de subtotaís e totais das várias categorias, mas também computação de tabelas e estimação de curvas de Engel.

O processo de estimação

O processo de estimação usado no estudo baseia-se na pressuposição de que a variável de composição da família, a escala de adulto equivalente, não pode ser observada *a priori*, e entra no modelo tanto linear como não-linearmente.

A primeira parte descreve como, não considerando os efeitos quadráticos da escala para composição da família, o modelo poderia ser estimado através de mínimos quadrados ordinários, dadas as pressuposições impostas pelo modelo como na segunda parte.

É apenas pela introdução de A_{ikq}^2 na equação (25) que a estimação não-linear é necessária, pela necessidade de impor restrições nas estimativas.

A segunda parte descreve o processo de estimação propriamente dito e mostra por que a emissão do termo quadrático em A_{ikq} no modelo estimado resulta em estimativas viesadas dos coeficientes. Evidência empírica da necessidade de incluir A_{ikq}^2 no modelo é também oferecida nesta parte.

A terceira parte descreve o processo iterativo usado na estimação por este estudo no sentido de incluir os efeitos não-lineares da escala de adulto equivalente.

Processo para resolver a não-linearidade nos coeficientes do modelo

Na especificação de dispêndios pelas famílias como na equação (25), o parâmetro escala de adulto equivalente é supostamente viável de bem a bem. Essencialmente, a especificação permite que membros individuais da família tenham efeitos relativos diferentes nos dispêndios de bem a bem. Entretanto, a medida de adulto equivalente por família não é observável; precisa ser estimada explicitamente no modelo.

A variável composição da família, tomada como forma contínua de idade e sexo dos membros é desenvolvida em Teixeira (1970) e, incorporada na equação (26), resulta em equações completas de dispêndios com parâmetros de composição e aspectos sócio-econômicos a serem estimados.

$$E_{ikq} = \alpha_{ikq} + \beta_{kq} \gamma_{kq} + \theta_{ikq} [1 + \gamma (0,0092593 a_j^2 + 0,000342936 a_j^3) + \epsilon (2 - 0,01836 a_j^2 + 0,0068 a_j^3) + (a_j - 0,111111 a_j^2 - 0,0030864 a_j^3) +$$

$$+ \zeta (a_j - 0,111111 a_j^2 + 0,0030864 a_j^3) + \mu (0,0092593 a_j^2 - 0,000342936 a_j^3) + \nu (0,0092593 a_j^3 - 0,000342936 a_j^3) + \zeta \gamma (0,0092593 a_j^2 - 0,000342936) + \delta_{kq} S_{kq} + E_{ikq} \quad (28)$$

A equação (28) mostra como a variável para composição da família entra no modelo final, apenas em sua forma linear nos coeficientes.

Observe-se que a estimação dos parâmetros $\gamma, \epsilon, \delta, \zeta, \mu$ e ν na equação (28) resulta de cálculos envolvendo o coeficiente de A_{ikq} em (26) θ_{ikq} . Ao multiplicar θ_{ikq} por todos os valores incluídos nos [] da equação (28), um problema de não-linearidade nos coeficientes aparece. Tal problema se torna apenas aparente quando se verifica que, para o primeiro termo em A_{ikq} , o coeficiente θ_{ikq} é estimado e cada estimativa, $\hat{\gamma}, \hat{\epsilon}, \hat{\delta}, \hat{\zeta}, \hat{\mu}$ e $\hat{\nu}$, pode ser calculada por simples fração, por exemplo,

$$\hat{\gamma} = \frac{\widehat{\theta_{ikq} \gamma}}{\hat{\theta}_{ikq}}$$

o que torna possível eliminar a não-linearidade dos coeficientes estimados. Uma vez que cada um dos parâmetros acima pode ser estimado para cada bem específico, a variável A_{ikq} pode também ser estimada.

Uma vez que os coeficientes na estimação não são independentes dos coeficientes de A_{ikq} , a variância estimada também precisa ser ajustada para as frações dos coeficientes, como acima. Kmenta (1971) apresenta a seguinte fórmula (p.p.444), baseada em desenvolvimento da série de Taylor, para a variância de uma estimativa que é função de outras estimativas:

$$\text{Var.}(\hat{\sigma}) \approx \sum_k \left[\frac{\partial f}{\partial \beta_k} \right] \text{Var.}(\hat{\beta}_k) + 2 \sum_{j < k} \left[\frac{\partial f}{\partial \beta_{ij}} \right] \left[\frac{\partial f}{\partial \beta_k} \right] \text{Cov.}(\hat{\beta}_j, \hat{\beta}_k)$$

(j, k = 1, 2, ..., K; j < k)

Por exemplo, tomando o coeficiente da expressão $(0,0092593 a_j^2 + 0,000342936 a_j^3)$ da equação (28) como $\beta_k = \theta_{ikq} \gamma$ temos,

$$\gamma = \frac{\hat{\beta}_k}{\hat{\theta}_{ikq}}$$

Pela fórmula de variância acima, temos:

$$\text{Var.} \hat{\gamma} \approx \left[\frac{1}{\hat{\theta}_{ikq}} \right]^2 \text{Var.} \hat{\beta}_k + \left[\frac{\hat{\beta}_k}{\hat{\theta}_{ikq}^2} \right]^2 \text{Var.} \hat{\theta}_{ikq} - 2 \left[\frac{1}{\hat{\theta}_{ikq}} \right] \left[\frac{\hat{\beta}_k}{\hat{\theta}_{ikq}^2} \right]$$

$$\text{Cov.}(\hat{\theta}_{ikq}, \hat{\beta}_k)$$

Introdução de A_{ikq} ²

A relação linear em hipótese na equação (26) produz estimativas não viesadas⁵ para os coeficientes, utilizando processo de mínimos quadrados ordinários, apenas se o termo A_{ikq} pode ser assumido na forma linear. Entretanto, se o efeito de adulto equivalente é linear, presume-se que a mudança em dispêndios em alimentos por adulto equivalente é independente do tamanho da família.

Estudos anteriores, feitos por Buse & Salathe (1978), Price (1967) e Benus et al. (1972), oferecem evidência à imposição de forma quadrática de A_{ikq} , para estabelecer composição da família na especificação da função de dispêndios. Buse & Salathe incluem o número de adulto equivalente ao quadrado, como variáveis explanatórias, baseados em resultados de Price (1967) que sugere que o impacto de um número adicional em dispêndios decresce com o crescente tamanho da família. Benus et al. (1972) observaram que para permitir qualquer tipo de economias (ou deseconomias) de escala em dispêndios, equações de dispêndios deveriam ser tomadas como:

“função quadrática do número de membros da família ao invés de uma função simplesmente linear” (Benus et al. 1972).

Em estudo de Buse & Salathe, o coeficiente da variável quadrática foi estatisticamente diferente de zero, em geral, levando a concluir que os efeitos de tamanho da família existem.

Se, como pesquisas anteriores indicam, se deve tomar a escala de adulto equivalente no consumo familiar em forma linear e quadrática, ignorando a última, não apenas resultaria em especificação errônea do modelo, mas também provocaria vies para os estimadores dos coeficientes das variáveis na análise 9. No sentido de trabalhar o problema e não utilizar métodos complexos de estimação⁶, um método iterativo de duas etapas foi aplicado na estimação. Apesar de o procedimento poder ser considerado *ad hoc* por natureza, um argumento a favor é o de que será possível eliminar assintoticamente os problemas associados à omissão de A_{ikq} . Como em Theil (1971), o vies resultante da omissão do termo quadrático no modelo pode ser estimado. A expansão da série de Taylor do termo omitido é apenas, também, uma aproximação ao valor quadrado em si mesmo.

5

Uma vez que os coeficientes em A_{ikq} são funções não-lineares das estimativas, outras propriedades como eficiência e consistência dos estimadores de mínimos quadráticos ordinários não prevalecerão. Mesmo se A_{ikq} não entre na função, pode-se afirmar apenas que tais estimativas são sem vies, as demais propriedades deverão ser testadas, se necessárias.

6

Em geral, as propriedades das distribuições para modelos lineares não se aplicam a modelos não-lineares, e algoritmos específicos para estimação não-linear.

O primeiro passo do processo iterativo consiste no processo de regressão de dispêndio de cada bem e variáveis explanatórias no modelo, equação (28): renda, fatores sociais e os componentes de A_{ikq} . Os coeficientes para a equação são obtidos e usados para computar valores de A_{ikq} . No segundo passo do processo iterativo, A_{ikq} é calculado e introduzido, junto com A_{ikq} composto dos mesmos parâmetros e mesmas variáveis sócio-econômicas. Esse processo gera um novo conjunto de coeficientes estimados a serem usados para calcular um segundo conjunto de valores para A_{ikq} como na equação (22).

Os passos subseqüentes do processo iterativo constituem-se de repetições dos passos um e dois; quando A_{ikq}^2 é introduzido, novos coeficientes para os parâmetros em A_{ikq} podem ser calculados, resultando em novos valores para a equação (22). O procedimento é repetido até que os coeficientes convirjam.

Se o modelo é estimado por processo de mínimos quadrados ordinários, não se pode garantir que, por exemplo, $(\hat{\gamma}^2) = (\hat{\gamma}^2)$.

No sentido de impor tais restrições, uma técnica não-linear deve ser usada. Buse & Salathe (1978) usaram um algoritmo para regressão não-linear, Marquadt Compromise⁷ para estimar dispêndios em bens mentares (Draper & Smith 1966).

RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta estimativas dos coeficientes para o modelo de dispêndios, com respectivos desvios padrão entre parênteses. Para as variáveis renda, educação formal do chefe (YFEDHEAD), educação formal da esposa (YFEDWIFE) e composição da família (A_{ikq}), em geral, os coeficientes estimados apresentam magnitudes superiores aos desvios padrão respectivos, garantindo significância, pelo menos a 5% de probabilidade, dada a dimensão da amostra ($n = 2.452$ famílias). A variável A_{ikq}^2 apresentou cerca de 1/3 dos coeficientes não significativos e os mesmos casos A_{ikq} e se mostrou altamente significativa. Isto confirma a hipótese de que tamanho da família e composição são fatores importantes na especificação dos padrões de consumo pelas famílias.

7

Esse algoritmo não estava disponível como parte do pacote do computador de Purdue, no tempo desse trabalho. O processo iterativo foi desenvolvido como alternativa.

O coeficiente para renda é altamente significativo na formulação. As elasticidades associadas são apresentadas na Tabela 2 e são discutidas mais tarde. Há diferença substancial nas elasticidades dos bens selecionados entre diferentes regiões. Os cálculos de elasticidades usam valores médios de renda e dispêndios para o bem considerado. Os coeficientes para a variável renda são as mudanças estimadas em dispêndios como resultado de mudança na renda, outras coisas constantes. O consumo médio para cada região é também apresentado na Tabela 2. A renda média para os casos considerados na estimativa foi de Cr\$ 1.941,42 para famílias no Rio de Janeiro, Cr\$ 1.599,54 em Porto Alegre e Cr\$ 1.237,55 em Recife. Observe-se que para Rio de Janeiro as elasticidades renda são consistentemente menores que as de Porto Alegre e Recife; em muitos casos, essa diferença é substancial.

As variáveis para considerar educação formal do chefe da família e da esposa, na maioria dos casos, foram significantes a nível de 5%. As variáveis mudas para especificar efeitos de situação ocupacional do chefe e da esposa foram concluídas para todos os bens e nas diversas regiões. Nenhuma categoria de ocupação foi consistentemente significativa na especificação. Categorias INH1 (chefe empregado) e INWS (donade-casa) foram as variáveis mudas omitidas na especificação em cada grupo.

Observe-se na Tabela 1 que o indicador de adequação do modelo, o coeficiente de determinação (R^2), é baixo para a maioria dos casos, mas é preciso considerar que os resultados se referem à estimação baseada numa extensa série cruzada de dados; neste caso, R^2 passa a significar pouco em termos de aplicabilidade do modelo. É também relevante notar que para a variável composição da família, a não ser pressuposições estabelecidas na especificação de A_{ikq} , não há restrição a priori aos coeficientes estimados para A_{ikq} , indicando que dispêndios num dado bem, outras variáveis constantes, podem aumentar ou diminuir com a adição de uma pessoa de determinada classe de idade e sexo.

Os resultados vêm mostrar que: a variável composição de família tem efeito direto (positivo) em dispêndios; economias de tamanho indicam que um aumento no tamanho da família, sua composição, causa um acréscimo em dispêndios a taxas decrescentes. Então, os coeficientes para A_{ikq}^2 são presumivelmente negativos. Os sinais para variáveis sociais não são previamente determinados. Em geral, os resultados deste estudo concordam com os de Buse & Salathe (1978), Dadd (1973), George & King (1971) e Hassan & Johnson (1976).

TABELA 1. Coeficientes estimados para as variáveis no modelo de dispêndios para dezesseis classes de bens, pesquisa ECIEL para famílias urbanas do Rio de Janeiro, Porto Alegre e Recife, 1968 (%).

Variáveis	Lente, derivados e ovos			Grãos			Carnes e marinhos		
	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife
A_{ikq}	5.190 (3.980)	14.499 (4.885)	2.769 (1.087)	26.526 (3.959)	-12.061 (3.558)	31.779 (5.830)	-.674 (.188)	-.331 (.132)	.171 (.074)
A^2_{ikq}	.546 (.393)	-1.294 (.523)	-.037 (.048)	-.317 (.300)	2.067 (.331)	-1.595 (.622)	.051 (.022)	-.013 (.015)	-.014 (.010)
Renda	.002 (.0005)	.014 (.0014)	.027 (.0024)	.002 (.0005)	.006 (.0017)	.016 (.0026)	.00026 (.00009)	.00192 (.00024)	.00112 (.00020)
YFEDHEAD	3.531 (.585)	2.262 (.499)	3.417 (.825)	2.619 (.608)	.412 (.568)	-.203 (.887)	.806 (.102)	-.050 (.084)	.111 (.071)
YFEDWIFE	3.204 (.751)	1.176 (.698)	1.848 (.892)	-.436 (.780)	-1.165 (.743)	1.128 (.955)	.072 (.131)	.336 (.108)	.176 (.076)
Variáveis	Vegetais e frutas			Miscelâneos			Bebidas alcoólicas e tabaco		
	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife
A_{ikq}	23.468 (12.672)	21.515 (8.837)	25.763 (11.177)	18.675 (17.522)	0.675 (11.679)	5.050 (4.605)	13.804 (2.964)	6.540 (1.252)	4.530 (1.253)
A^2_{ikq}	-1.109 (4.515)	-.799 (1.011)	-1.476 (.496)	-.855 (2.523)	-.721 (1.497)	.039 (.549)	-1.652 (.644)	2.113 (.429)	1.189 (.452)
Renda	.007 (.001)	.030 (.002)	.058 (.004)	.007 (.002)	.020 (.003)	.027 (.003)	.001 (.006)	.018 (.0017)	.017 (.002)
YFEDHEAD	8.388 (1.341)	1.549 (1.106)	2.174 (1.465)	4.314 (1.983)	1.609 (1.003)	1.323 (1.120)	.816 (.712)	-.375 (.614)	-.519 (.811)
YFEDWIFE	3.131 (1.721)	1.549 (1.106)	.171 (1.582)	5.114 (2.542)	-.451 (1.300)	1.406 (1.204)	1.376 (.917)	-.528 (.790)	-.146 (.873)

TABELA 1. Continuação.

Variáveis	Habitação			Vestuário			Saúde		
	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife
A _{ikq}	-8.435 (2.372)	-9.730 (4.193)	-19.525 (6.095)	-.11 (.006)	-.917 (.694)	-.737 (.398)	9.692 (8.292)	3.397 (1.263)	3.809 (.742)
A ² _{ikq}	-.312 (.120)	-.973 (1.101)	-.860 (2.234)	.000002 (.00004)	.164 (.120)	.105 (.093)	-.995 (1.384)	-.058 (.213)	-.289 (.214)
Renda	.010 (.003)	.064 (.008)	.047 (.007)	.00007 (.00004)	.00007 (.0002)	.001 (.0003)	.005 (.0008)	.056 (.002)	.030 (.002)
YFEDHEAD	12.695 (3.590)	4.724 (2.582)	10.582 (2.565)	.101 (.045)	.086 (.074)	-.061 (.108)	7.873 (.863)	-1.434 (.811)	1.037 (.724)
YFEDWIFE	14.964 (4.621)	2.741 (3.317)	2.229 (2.754)	.009 (.058)	.039 (.094)	.001 (.006)	4.424 (1.105)	2.324 (1.043)	.328 (.780)
	Cuidados pessoais e recreação			Leitura e educação			Itens de energia		
A _{ikq}	3.158 (2.287)	10.890 (4.618)	2.988 (1.150)	85.545 (12.694)	20.660 (5.430)	18.425 (4.774)	1.097 (2.059)	-8.290 (2.228)	-2.105 (.875)
A ² _{ikq}	-.132 (.431)	-.924 (1.674)	-.476 (.383)	-11.866 (2.636)	-1.899 (1.289)	-2.360 (.997)	-.175 (.197)	1.005 (.410)	.059 (.177)
Renda	.003 (.001)	.023 (.003)	.018 (.003)	.003 (.001)	.034 (.003)	.007 (.003)	.005 (.007)	.027 (.002)	.019 (.002)
YFEDHEAD	5.424 (1.210)	5.529 (1.192)	.722 (.957)	10.150 (1.195)	1.319 (1.177)	1.031 (.902)	5.419 (.823)	.730 (.781)	.108 (.546)
	2.009 (1.544)	.533 (1.546)	1.113 (1.030)	2.350 (1.506)	3.323 (1.539)	-.093 (.971)	1.250 (1.065)	3.011 (1.010)	4.990 (.589)

TABELA 1. Continuação.

Variáveis	Transportes			Seguros			Importos		
	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife
A _{ikq}	29.714 (10.531)	3.169 (1.208)	-.00004 (.00008)	25.640 (9.397)	6.062 (1.549)	.216 (1.163)	-2.780 (.887)	-3.185 (1.287)	3.892 (1.247)
A ² _{ikq}	-3.216 (1.984)	-.486 (.206)	-.258 (.459)	-1.989 (2.123)	-1.097 (.516)	-.003 (.637)	.133 (.081)	.083 (.068)	.292 (.205)
Renda	.007 (.001)	.030 (.003)	.013 (.002)	.004 (.001)	.045 (.002)	.025 (.002)	.003 (.001)	.039 (.003)	.007 (.001)
YFEDHEAD	3.329 (1.130)	-.050 (1.133)	-.137 (.592)	6.256 (.956)	.528 (.884)	3.749 (.705)	2.461 (.819)	2.503 (1.246)	.337 (.459)
YFEDWIFE	3.669 (1.446)	4.585 (1.503)	1.100 (.637)	5.066 (1.226)	3.002 (1.139)	-.470 (.176)	2.653 (1.054)	-5.960 (1.605)	.025 (.495)
Diversos									
A _{ikq}	22.712 (8.617)	15.464 (17.422)	7.585 (3.931)						
A ² _{ikq}	.700 (2.233)	-3.507 (6.538)	-1.266 (.150)						
Renda	.024 (.005)	.102 (.013)	.074 (.014)						
YFEDHEAD	8.115 (5.221)	6.446 (4.562)	-7.446 (5.077)						
YFEDHEAD	12.205 (6.685)	-7.102 (5.870)	11.659 (5.490)						

Fonte: dados básicos da pesquisa.

(*) Desvio padrão entre parênteses.

TABELA 2. Elasticidades renda do sistema linear de dispêndios para valores médios de consumo de classes de bens no Rio de Janeiro, Porto Alegre e Recife, Brasil, 1968.

	Leite, derivados e ovos			Grãos			Carnes e marinhos		
	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife
Coefficiente da renda	.002	.014	.027	.002	.006	.016	.007	.030	.547
Consumo médio (**)	75.847	73.482	69.306	107.185	97.902	117.663	175.711	165.184	174.060
Elasticidade (*)	.052	.302	.486	.034	.095	.166	.080	.286	3.886
Fração do consumo da média total	.051	.052	.053	.073	.070	.090	.119	.118	.133

	Vegetais e frutas			Micelâneos			Bebidas alcoólicas e tabaco		
	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife
Coefficiente da renda	.0003	.002	.001	.007	.020	.027	.001	.018	.017
Consumo médio (**)	3.355	3.358	1.196	130.779	105.287	84.108	49.624	45.324	37.240
Elasticidade (*)	.151	.914	1.165	.105	.311	.396	.048	.621	.549
Fração do consumo na média total	.002	.002	.001	.089	.075	.064	.034	.032	.028

	Transporte			Habitação			Itens de energia		
	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife
Coefficiente da renda	.006	.030	.013	.010	.064	.047	.005	.027	.019
Consumo médio (**)	188.535	144.414	104.974	182.530	284.700	159.000	75.564	78.093	49.325
Elasticidade (*)	.068	.263	.154	.109	.556	.364	.136	.545	.469
Fração do consumo na média total	.128	.103	.080	.124	.132	.121	.051	.056	.038

TABELA 2. Continuação.

	Vestuários			Saúde			Cuidados pessoais e recreação		
	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife
Coefficiente da renda	.00007	.00007	.001	.005	.056	.030	.003	.023	.018
Consumo médio (**)	49.181	52.691	27.212	69.665	58.986	74.020	41.170	94.403	48.110
Elasticidade (*)	.003	.002	.064	.142	1.526	.510	.147	.846	.467
Fração do consumo da média total	.033	.038	.021	.047	0.49	.056	.028	.032	.037
	Leitura e educação			Seguros			Impostos		
Coefficiente da renda	.003	.034	.037	.004	.045	.025	.003	.038	.007
Consumo médio (**)	64.938	64.221	55.469	74.908	79.986	76.528	18.509	26.056	36.381
Elasticidade (*)	.082	.840	.821	.092	.908	.397	.359	2.380	.228
Fração do consumo na média total	.044	.046	.042	.051	.057	.057	.013	.019	.028
	Diversos								
Coefficiente da renda	.024	.102	.074						
Consumo médio (**)	168.429	178.733	197.552						
Elasticidade (*)	.282	.911	.461						
Fração do consumo na média total	.114	.121	.151						

Fonte: dados básicos da pesquisa.

(*) Calcule-se $\delta E/\delta Y$. \bar{Y} e \bar{E} são renda e dispêndio médios, respectivamente.

(**) Para o número de famílias na estimação apenas, eliminando observações incompletas.

TABELA 3. Coeficientes estimados para o modelo de dispêndios para gastos de investimentos e poupança para famílias do Rio de Janeiro, Porto Alegre e Recife, Brasil, 1968 (*).

Cidades	A_{ikq}	A^2_{ikq}	Renda	YFEDHEAD	YFEDWIFE	Elasticidade renda
Rio de Janeiro	-9,811 (12,427)	0,109 (0,552)	0,909 (0,009)	-7,889 (9,390)	-5,123 (1,208)	2,412
Rio de Janeiro	-4,601 (4,089)	0,490 (4,378)	0,470 (0,012)	-18,098 (4,180)	-3,922 (5,426)	1,677
Recife	-3,047 (6,793)	0,101 (0,301)	0,547 (0,014)	-16,413 (5,076)	-12,094 (5,401)	1,751

Fonte: dados básicos da pesquisa.

(*) Desvios padrão entre parênteses.

TABELA 4. Coeficientes para o modelo de dispêndios por famílias no Rio de Janeiro, quando cinco de rendas muito altas são excluídas, ECIEL, Brasil, 1968.

Classes de bens	A_{ikq}	A^2_{ikq}	Renda	YFEDHEAD	YFEDWIFE
Leite e derivados	3.259 (3.803)	.575 (.368)	.013 (.001)	1.837 (.594)	1.965 (.721)
Graós	25.750 (3.903)	-.315 (.314)	.007 (.001)	1.737 (.636)	-1.167 (.781)
Carnes e marinhos	17.879 (11.583)	2.457 (1.442)	.038 (.003)	3.560 (1.314)	-.805 (1.612)
Vegetais e frutas	.435 (.265)	.025 (.017)	.002 (.0002)	.589 (.109)	-.802 (.133)
Miscelâneos	-9.272 (19.787)	2.737 (2.787)	.049 (.005)	-2.024 (1.975)	.295 (2.424)
Bebidas alcoólicas e tabaco	12.304 (2.893)	-1.653 (.680)	.012 (.002)	-.723 (.737)	.180 (.908)
Habitação	-8.214 (2.253)	.305 (.125)	.082 (.008)	5.071 (98.476)	87.594 (36.062)
Vestuário	-.009 (.006)	-.0000004 (-.00004)	.0001 (.0001)	.108 (.048)	.006 (.059)
Saúde	2.506 (6.945)	1.744 (1.290)	.031 (.002)	3.908 (.781)	1.293 (.958)
Cuidados pessoais e recreação	3.442 (2.204)	-.028 (.461)	.022 (.003)	2.431 (1.255)	.087 (1.537)
Leitura e educação	76.356 (12.102)	-11.366 (2.504)	.027 (.028)	6.614 (1.208)	-.171 (1.481)
Itens de energia	.236 (1.883)	-.086 (1.180)	.021 (.002)	3.043 (.793)	-.681 (.985)
Transporte	22.789 (9.828)	-2.960 (1.866)	.027 (.003)	.464 (1.120)	1.437 (1.369)
Seguros	17.973 (8.373)	-1.602 (1.886)	.023 (.002)	3.507 (.902)	3.042 (1.108)
Impostos	-2.512 (.801)	.137 (.073)	.018 (.002)	.443 (.766)	1.243 (.947)
Diversos	15.465 (7.727)	-1.375 (2.006)	.111 (.011)	-5.586 (4.919)	.96 (6.028)

Fonte: dados básicos da pesquisa.

(*) Desvio padrão entre parênteses.

TABELA 5. Dispêndio médio, coeficiente da variável renda, elasticidade, e fração do consumo de dezesseis classes de bens, pelas famílias do Rio de Janeiro quando cinco de rendas muito altas são excluídas da amostra. ECIEL, 1968.

Classes de bens	Dispêndio médio em Cr\$	Coeficiente da renda	Elasticidade renda	Fração do total de dispêndios
Leite, derivados e ovos	75,509	0,013	0,301	0,060
Grãos	106,806	0,007	0,122	0,085
Carnes e marinhos	174,384	0,038	0,385	0,139
Vegetais e frutas	3,321	0,002	0,829	0,003
Miscelâneos	129,914	0,049	0,657	0,103
Bebidas alcoólicas e tabaco	49,624	0,012	0,408	0,039
Habituação	188,213	0,082	0,759	0,150
Vestuário	0,954	0,00008	0,155	0,001
Saúde	74,500	0,031	0,728	0,059
Cuidados pessoais recreação	48,512	0,022	0,803	0,039
Leitura e educação	56,624	0,027	0,821	0,045
Itens de energia	40,102	0,021	0,928	0,032
Transporte	63,080	0,027	0,761	0,050
Seguros	74,080	0,023	0,600	0,059
Impostos	17,544	0,018	1,825	0,014
Diversos	155,356	0,111	1,255	0,123

Média de dispêndios totais= Cr\$ 1.258,52

Fonte: dados básicos da pesquisa.

TABELA 6. Valores calculados de F quanto à exclusão das variáveis A_{ikq} e A_{ikq}^2 do modelo de dispêndios.

Classes de bens	Rio de Janeiro	Porto Alegre	Recife
Leite e derivados	57,14*	42,52*	16,48*
Grãos	247,24*	60,86*	79,71*
Carnes e marinhos	114,69*	27,07*	15,24*
Vegetais e frutas	6,98*	4,52	2,74
Miscelâneos	12,45*	16,29*	4,72
Bebidas alcoólicas e tabaco	15,47*	16,80*	9,86*
Habituação	6,42*	5,09*	9,11*
Vestuário	8,67*	0,93	2,21
Saúde	22,04*	8,36*	20,22*
Cuidados pessoais e recreação	1,41	1,06	4,96
Leitura e educação	37,55*	14,96*	12,09*
Itens de energia	0,62	7,66*	5,69
Transporte	10,09*	11,42*	0,10
Seguros	17,64*	15,13*	5,60*
Impostos	6,19*	3,21	8,02*
Diversos	3,98	0,42	3,68

Fonte: dados básicos da pesquisa.

(*) Significativo ao nível de 5%.

A variável renda

Uma análise mais detalhada das estimativas apresentadas na Tabela 2 deste trabalho revela que as propriedades usuais do conceito de elasticidade não se aplicam. A agregação de Engel determina que a soma das elasticidades ponderadas pela parcela de dispêndio sobre a renda deve ser um. Foram calculados os pesos e as elasticidades ponderadas, mostradas na Tabela 2, nas três últimas linhas. As 16 classes de bem representam o total de gastos pela família, exclusive um item que até agora não foi considerado: dispêndios em poupanças, que também é disponível no conjunto de dados. Entretanto, as tendências a investir e poupar pelas famílias da amostra precisam ser também avaliadas, uma vez que exercem influência considerável na decisão de consumo como ponte de disponibilidade da renda e em vista aos processo inflacionários vigentes.

Pode-se observar que, enquanto a renda média para as famílias incluídas na análise, no Rio de Janeiro, era de Cr\$ 1.941,42 para o trimestre, a média total de dispêndios era de Cr\$ 1.274,36. Em Porto Alegre, a média de renda era de Cr\$ 1.599,54, enquanto os dispêndios médios eram de Cr\$ 1.189,68. Para Recife, a renda média calculada foi de Cr\$ 1.237,54, enquanto que a média de consumo foi de Cr\$ 904,80.

Uma vez que, no agregado, poupança e investimento podem ser tomados na mesma classe, uma 17ª categoria de despesa foi analisada no mesmo esquema. A estimação está apresentada na Tabela 3.

A média de gastos em poupança e investimento ficou em torno de Cr\$ 732,19 no Rio de Janeiro, Cr\$ 467,65 em Porto Alegre e Cr\$ 386,53 para as famílias de Recife. Observe-se que a variável renda foi altamente significativa na especificação. A escala de adulto equivalente apresentou relação inversa às despesas de investimento e poupança, indicando que quanto maior a família menor a possibilidade de poupar ou investir; ao mesmo tempo, o coeficiente da variável A_{ikq}^2 , apesar de não-significante, foi não-negativo, indicando que a relação inversa cresce com o tamanho da família.

O próximo passo do trabalho foi analisar efeitos da distribuição de renda no consumo. O fato de resultados para Rio de Janeiro apresentarem coeficientes para a variável renda consideravelmente diversos de outras cidades, despertou a necessidade de analisar melhor a amostra daquela cidade: cinco das 1.000 famílias da amostra receberam renda mais alta que Cr\$ 1.000,00. Este fato resultou em desvios padrão muito altos para a média da variável renda e foi tomado como hipótese que a eliminação desses casos modificaria consideravelmente os resultados. A Tabela 4 mostra um novo conjunto de coeficientes obtidos para

a amostra do Rio de Janeiro, para todos os bens, quando as observações das cinco famílias são eliminadas. Em termos dos sinais das relações não há diferença notável, como se poderia esperar. A mudança mais nítida foi na magnitude dos coeficientes, fato que traz implicações em termos do cálculo das elasticidades renda estimadas. Pode-se observar que, especialmente para os bens de consumo alimentar, a propensão a consumir, como parte da renda é muito pequena para famílias de renda muito alta, o que veio, no global, resultar em elasticidade, para a amostra total, muito menor que nas outras duas cidades. As estimativas dos coeficientes para a nova amostra, sem as cinco observações, são apresentadas na Tabela 5. A renda média passou a ser Cr\$ 1.752,86 como desvio padrão de Cr\$ 1.443,09 e pode ser observado que as estimativas para elasticidades, em termos de médias, são muito maiores. Comparações das Tabelas 5 e 2 evidenciam a melhoria dos valores estimados das elasticidades renda. Apesar de diferenças regionais serem observadas, as discrepâncias para a amostra do Rio de Janeiro, como na Tabela 2, não são tão exageradas.

A variável composição da família

Analizamos aqui os efeitos de exclusão da variável A_{ikq} do modelo, o que implicará a importância relativa de considerar o tamanho da família, sua composição, como fator relevante ao avaliar consumo ou dispêndios totais auferidos pela família. Em Johnston (1963), o teste pode ser descrito como F, a fração da diferença da variação explicada pelo modelo e soma dos quadrados dos resíduos, quando o modelo, incluindo A_{ikq} (irrestrito), é considerado.

$$F = \frac{[RSS_{UNR} - RSS_{RES}] \div (Q - K)}{ESS_{UNR} \div (N - Q)} \sim F(Q - K, N - Q)$$

onde:

RSS - soma dos quadrados da regressão

ESS - soma dos quadrados dos erros

UNR - irrestrito, referente ao modelo de $Q > K$ variáveis, todas incluídas

RES - restrito, a especificação que exclui A_{ikq} e A_{ikq}^2

A Tabela 6 mostra o resultado dos cálculos de F depois da exclusão da variável. Uma vez que $Q - K = 2$ e $N - Q$ é acima de 120 em todas subamostras, os valores críticos tabelados de $F(2, 120) = 4,79$. Os resultados na Tabela 6 mostram que três quartos dos valores de F são significantes. Este resultado indica que a variável A_{ikq} deve ser incluída na especificação.

A indicação se obtém, uma vez que valores de F inferiores aos tabelados resultam em insuficiente evidência da rejeição da hipótese nula subentendida pelo teste H_0 : o modelo irrestrito é essencialmente o mesmo quando as variáveis são excluídas.

Observe-se que, para a maioria dos casos, os valores de F foram maiores que o tabelado, indicando que a hipótese pode ser rejeitada.

Para algumas classes de bens, principalmente não-alimentares, A_{ijkq} e A_{ikq}^2 podem não ter apresentado resultados altamente significantes. A implicação é intuitiva. Despesas com vestuário, habitação, cuidados pessoais e recreação podem não ser afetadas pela composição, em termos da idade e sexo dos membros da família em proporção, tais como ocorre para bens de consumo alimentar. É bem possível que a forma funcional para a escala não tome a configuração tomada como hipótese no trabalho, para esses bens de consumo não-alimentar.

O efeito da variável educação

A inclusão da variável educação formal dos indivíduos da família no modelo de dispêndios tem sido amplamente analisada na literatura. Primeiro, há a descoberta intuitiva de que os níveis de educação formal são implícitos nos indivíduos e que as atividades desenvolvidas serão afetadas por esses níveis. Segundo, resultados de vários estudos de séries cruzadas revelam que os níveis de educação afetam o consumo de uma forma determinada.

“Educação intensifica a produtividade e o consumo de bens, e despesas em bens de mercado devem mover-se no sentido de bens de luxo” (Michael 1972).

Estudos anteriores como os de Becker (1965), Lancaster (1966) e Muth (1966) sugerem um novo enfoque para a teoria do consumidor, argumentando que o ato de consumir é, de fato, uma atividade produtiva, na qual o consumidor usa ambos os bens de mercado e seu próprio tempo, como fatores de produção de bens de consumo. Níveis de educação são então vistos entre fatores afetando a eficiência de tal processo produtivo.

Como nesse estudo, o referido enfoque trata bens adquiridos como itens diretamente incluídos na função de utilidade do consumidor, na premissa de que bens adquiridos não resultam em utilidade direta para o consumidor, mas são, de outra forma, fatores na produção de bens de consumo, e a demanda pelo fator é uma demanda derivada da função de utilidade indireta.

Uma análise dos resultados da estimação neste estudo confirma descobertas anteriores, uma vez que os coeficientes YFEDHEAD e

YFEDWIFE (educação formal do chefe e da esposa, respectivamente), na Tabela 1, na maioria dos casos, mostra significância ao nível de 5%. Isto implica que, para as amostras consideradas no estudo, níveis de educação são fatores importantes na especificação de funções de dispêndios. Seguindo a sugestão de Michael (1972) de que índices mais elevados de educação levam o consumidor a bens de luxo, observa-se que, aqui, bens, tais como vegetais e frutas, habitação, cuidados pessoais e recreação e seguros, aparecem com propensões a consumir mais altos coeficientes (indicados na magnitude dos coeficientes) que bens tais como grãos, bebidas alcoólicas e tabaco e vestuário que mostram coeficientes relativamente mais baixos. Estes resultados parecem intuitivos e razoáveis, baseados no que é geralmente observado na economia brasileira.

É importante observar que, como especificado no Apêndice A, os níveis de educação são quantificados através de uma variável **proxy** que relaciona níveis de educação codificados para refletir continuidade no processo e, ao mesmo tempo, a separação entre níveis (Ex.: 0 — nenhuma, 10 — primária, 20 — secundária etc.). O problema com o esquema de codificação na pesquisa é que maiores números na escala não implicam níveis mais altos de educação. Conseqüentemente, os coeficientes da variável educação não são interpretados como usualmente em termos de mudança unitária na variável independente, resultando em modificações nas tendências a consumir. Entretanto, os resultados da Tabela 1 indicam que educação é fator importante ao explicar comportamento de consumo.

CONCLUSÕES

Esta pesquisa procura responder à crescente preocupação no sentido de estender os efeitos de atividades político-econômicas no dispêndio por famílias de três capitais brasileiras. Instituições de pesquisa para desenvolvimento agrícola no País enfatizam sistemas de produção como meio de fazer crescer o produto final da economia como um todo. Pouco esforço tem sido dedicado a estudar o aspecto da demanda e seus determinantes, estudos que enfatizem o comportamento do consumidor como meio de incrementar e a controlar a demanda agregada.

Esta é uma das primeiras tentativas de fornecer informação que não apenas indique implicações gerais sobre os fatores que afetam as tendências a consumir, mas também antecipe a necessidade de conhecer os aspectos relevantes do comportamento do consumidor. É necessário reconhecer que, como tomadores de decisão, a família ou o consumidor é um elemento importante do sistema econômico.

O estudo analisa os possíveis fatores influenciando dispêndios pelas famílias de uma amostra estratificada para as cidades do Rio de Janeiro, Porto Alegre e Recife. As variáveis renda e composição da família foram consideradas muito relevantes para explicar o comportamento das famílias como unidade de consumo. A composição da família foi medida através do uso de um parâmetro, escala de adulto equivalente que substitui medidas per capita usuais para relacionar a unidade de decisão na sociedade (a família) à unidade de decisão da teoria clássica (o consumidor).

Entre as especificações do modelo de dispêndio foi selecionado neste estudo o sistema linear de dispêndios, cujos resultados da estimação foram apresentados e discutidas as implicações de decisões políticas e atividades econômicas para melhoria do bem-estar das populações que devem considerar a distribuição da renda, diferenças regionais, composição da família, níveis de educação e emprego das unidades de decisão na família.

Reconhece-se que muito mais pesquisa é necessária antes de inferir as mudanças nas condições de vida e de consumo das famílias; o esquema neste estudo pode não ser considerado o mais apropriado; entretanto, conduz às seguintes afirmativas, com base nas hipóteses testadas:

- Como o modelo especifica, fatores, como renda, composição da família, níveis de educação e emprego das unidades de decisão são fatores relevantes ao explicar o comportamento das famílias na amostra.
- Bens, como leite e ovos, carne e marinhos, habitação, itens de energia, cuidados pessoais e habitação, resultaram em altas elasticidades de renda, indicando que o consumo desses bens varia substancialmente quando a renda varia.
- Há, em geral, uma relação direta e significativa entre renda e despesas, o que é consistente com a lei de Engel.
- Níveis de educação exercem influência positiva em despesas com leite e ovos, vegetais e frutas, habitação, cuidados pessoais e recreação, educação e seguro. O efeito de educação é inversamente relacionado a bebidas alcoólicas e tabaco para famílias em Porto Alegre. Educação da esposa exerce influência inversa ao consumo de grãos para a amostra do Rio de Janeiro e Porto Alegre.
- Há considerável diferença entre estimativas entre regiões, em parte, devido à informação de algumas famílias muito ricas na amostra do Rio de Janeiro; depois de eliminar tais famílias a magnitude da diferença é menor.
- Das estimativas para os coeficientes da variável renda na Tabela 1, é possível avaliar o impacto no consumo de vários bens, causado por taxas ou programas de bem-estar que mudam a distribuição de renda.

Verifica-se também que valores baixos do coeficiente de determinação (R^2) podem indicar que outras variáveis sócio-econômicas melhorariam a capacidade de explicação da variação pelo modelo.

Entretanto, para séries cruzadas extensas, o coeficiente R^2 passa a exercer papel irrelevante na aplicabilidade do modelo.

A pesquisa foi desenvolvida com base em considerações teóricas apresentadas primeiramente. Uma discussão de dados coletados por uma instituição americana (Brookings), em conexão com a FGV, foi desenvolvida com ênfase nas variáveis a serem usadas no modelo. A estimação do modelo teórico foi apresentada, seguida por interpretações dos resultados e uma análise das implicações. Uma análise detalhada da variável renda foi desenvolvida. Pode-se extrair as seguintes conclusões do trabalho realizado:

- Programas dirigidos para populações como um todo, tais como provisão de ofertas adequadas de bens, programas de preços mínimos, promoção de campanhas para melhoria de valor nutritivo da alimentação, programas de alimentação escolar, precisam se basear em diferenças regionais, em classes de renda e nos fatores sociais envolvidos para os diversos grupos.

- Sistemas de taxações precisam ser organizados de forma que características regionais das populações sejam consideradas. Este estudo mostrou que a composição geográfica, bem como diferenças na renda, composição da família e níveis de educação, diferem entre regiões e exercem influência considerável no conjunto de despesas. Uma vez que programas de taxações e impostos modificarão a disponibilidade de renda da família, os efeitos precisam ser considerados em termos dos efeitos simultâneos de outros fatores sócio-econômicos.

- Os resultados deste estudo fornecem a medida de propensão a consumir, a partir de uma renda disponível para cada um das 17 classes consideradas no trabalho; poupança e investimento foram incluídos como a 17ª categoria analisada. Estas informações são oferecidas nas Tabelas 2 e 3 para a última. As elasticidades renda foram calculadas, e o cálculo foi baseado nas médias de consumo do bem e da renda. Acredita-se que tais medidas, como representantes das médias da amostra estratificada, representam as populações envolvidas, bem como outras cidades brasileiras, cujas famílias tenham características afins.

- O fato de notável diferença quando cinco famílias de renda muito alta foram eliminadas da amostra, do Rio de Janeiro, oferece evidência de que medidas de bem-estar promovidas pelo Governo precisam ser direcionadas a grupos específicos da sociedade com o conjunto de prioridade elaborado de forma que as atividades sejam efetivas em melhorar as condições gerais de bem-estar das populações envolvidas.

- Comparações de melhoria de bem-estar só serão possíveis com base no uso de séries temporais. Reconhece-se que análises de efeitos de políticas para melhoria de bem-estar necessitam mais que uma base de comparação de rendas, para mais de um período considerado. As análises e conclusões deste trabalho tornar-se-iam mais confiáveis se se dispusesse de informação adicional das tendências de consumo, dos diversos fatores envolvidos e da renda obtida no intervalo de tempo. Então, pode-se afirmar que este estudo representa apenas um primeiro passo a ser utilizado numa série cruzada e temporal de dados para um enfoque mais abrangente e conclusões mais seguras.

SUGESTÕES PARA ESTUDOS POSTERIORES

A experiência obtida neste trabalho levanta situações que podem servir de sugestões para outros estudos na área. Muitas idéias para melhorar o procedimento utilizado, principalmente relacionadas à variável renda e composição da família, surgem diretamente dos resultados da análise.

Uma análise de séries cruzadas variando no tempo enriqueceria os resultados e atenderia de forma mais direta aos objetivos propostos por este estudo.

A variável renda requer análises posteriores. É necessário desenvolver estudos e comparações com outros trabalhos que incluam os fatores sócio-econômicos envolvidos, mas que também analisem as diversas medidas para as diferentes classes de renda. Este trabalho indicou claramente que amostras muito grandes, classes genéricas para explicar o comportamento, não são suficientes para referir-se a grupos específicos.

Análises mais detalhadas do comportamento de investimento e poupança são também necessárias. A inflação afeta os vários grupos da sociedade de forma distinta; preços insistentemente crescentes podem levar a comportamentos pouco usuais, como o uso de crédito para investimentos que não foi considerado neste trabalho.

A variável composição da família expressa pela escala de adulto equivalente não apresentou, para classes de bem não-alimentar, resultados esperados. Isto pode ser porque a especificação da escala não incorpora a relação correta entre os diversos parâmetros. Estes resultados sugerem que maior consideração deva ser dada para testar diferentes formas de função para a escala.

- APÊNDICE A -

Especificação das variáveis para fatores sociais incluídos no modelo (*)

- V = 1 - Educação formal do chefe da família e da esposa
- 00 - Nenhuma sem especificar
- 05 - Nenhuma, analfabeto
- 09 - Nenhuma, lê e escreve
- 10 - Primária
- 11-18 - Primário incompleto com número de anos especificado 2º dígito
- 20 - Secundário incompleto
- 21-28 - Secundário incompleto (número de anos como 2º dígito)
- 29 - Secundário completo
- 30 - Técnico incompleto
- 31-38 - Técnico incompleto, número de anos especificados
- 39 - Técnico completo
- 40 - Universidade incompleta
- 41-48 - Universidade incompleta com número de anos especificados
- 49 - Universidade completa
- 50 - M.S. incompleto
- 51-58 - M.S. incompleto com número de anos especificados
- 59 - M.S. completo
- 99 - Sem resposta
- V = 2 - Situação ocupacional do chefe e da esposa
- 1 - Empregado
- 2 - Temporariamente empregado

AGRADECIMENTOS

Aos professores James K. Binkley, Jon A. Brandt e Rueben Buse, pela orientação dada.

REFERÊNCIAS

- ALLEN, R.G.D. Expenditure patterns of families of different types. In: LAUGE, D.; McINTYRE, F. & YNTEMA, O., ed. **Studies in mathematical economics and econometrics**. University of Chicago Press, Chicago, 1942, p.190.
- BARTEN, A.P. Family composition, prices and expenditure patterns. **Netherlands Reprint Series**, (95) 277-292, 1964.
- BECKER, G.S. A theory of the allocation of time. **Economic Journal**, September 1965.

(*) A especificação segue o esquema de codificação em ECIEL.

- BENUS, J.; KMENTA, J. & SHAPIRO, H. The dynamics of household budget allocation to food expenditures. *The Review of Economics and Statistics*, **58**:129-138, may 1972.
- BLOKLAND, J. *Continuous consumer equivalent scales - item specific effects of age and sex of household members in the budget allocation model*. Leiden, Stenfert Kroese, 1976.
- BLOKLAND, J. & SOMERMEYER, W.H. Effects of family size and composition on family expenditure according to an allocation model. Amsterdam, Netherland Scholl of Economics, Econometric Institute, 1970. (Report 7020).
- BROWN, J.A.C. The consumption of food in relation to household consumption and income. *Econometrica*, **23**:444-460, October 1954.
- BROWN, J.A.C. & DEATON. Survey in applied economics; model of consumer behavior. *The Economic Journal*, **82**:1145-1236, December 1972.
- BUSE, C. & SALATHE, E. Adult equivalent scales; an alternative approach. *American Journal of Agricultural Economics*, **60**(3), August, 1978.
- CHRISTENSEN, L.R. & MANSER, H.E. Estimating U.S. consumer preferences for meat with a flexible utility function. *Journal of Econometrics*, (SSIR Discussion Paer No. 7520), 1977.
- DADD, C.M. *Estimating the influence of household size and composition patterns by adult equivalent scales for urban households, in Brazil, 1960-1970*. Madison, University of Winconsin, 1973. (Tese Ph.D.).
- DRAPER, N.R. & SMITH, H. *Applied regression analysis*. New York, John Wiley and Sons, 1966.
- JANVRY, A.; BIERI, J. & NUNES. Estimation of demand parameters under consumption budgeting; an application to Argentina. *American Journal of Agricultural Economics*, **54**(3), August 1972.
- FRISHER, J. Income, spending and patterns of consumer units in different age groups. In: *Studies in income and wealth*. vol. 15, New York, National Bureau of Economic Research, 1952.
- FORSYTHE, F.G. The relationship between family size and family expenditure. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, **12**:367-393, 1960.
- FRIEDMAN, M. A method of comparing incomes of families of differing compositions. In: *Studies of income and wealth*. New York, 1952. vol. 15. National Bureau of Economic Research.
- GEORGE, P.S. & KING, G.A. *Consumer demand for food commodities in U.S. with projections for 1980*. California, 1971 (Gianini Foundation Monograph No. 26).
- HASSAN, F.A. & JOHNSON, S.R. *Urban food consumption patterns in Canada*. Ottawa, Economic Branch, Agriculture Canada, 1977 (Economic Branch Publication).
- HASSAN, F.A. & JOHNSON, S.R. *Consumer demand for major foods in Canada*. Ottawa, Economic Branch, Agriculture Canada, 1976 (Economic Branch Publication No. 7612).
- HOLANDA, N. *Perspectivas do desenvolvimento no Brasil*. Recife, Banco do Nordeste do Brasil, 1978.
- HOUTHAKKER, H.S. Additive preferences. *Econometrica*, **28**(2), April 1960.
- HOUTHAKKER, H.S. & TAYLOR, L.D. *Consumer demand in the United States; analysis and projections*. Cambridge, Massachusetts, Havard University Press, 1970. pp.127-142.
- JOHNSTON, J. *Econometric methods*. New York, McGraw Hill, 1963.

- KMENTA, J. **Elements of econometrics**. New York, Macmillan, 1971.
- LANCASTER, K. A new approach to consumer demand. **Journal of Political Economy**, April 1966.
- LANGONI, C.G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro. Expressão e Cultura, 1973.
- LLUCH, C. The tended linear expenditure system. **European Economic Review**, pp. 21-32, 1973.
- LLUCH, C.; POWELL, A.A. & WILLIAMS, R.A. **Patterns in household demand and savings**. Washington, World Bank Research Publication, 1977.
- MALINVAUD, E. Lectures on microeconomic theory. In: BLISS, C.J. & INTRILIGATOR, M.D., ed. **Advanced test-books in economics**.
- MARTIN, M.A. **The modernization of Brazilian agriculture; an analysis of unbalanced development**. West Lafayette, Indiana, Purdue University, 1976. (Tese Ph.D.).
- MICHAEL, R. **Effect of education of efficiency in consumption**. New York, 1972, (NBER Occasional Paper, Paper Number 116).
- MUELLBAUER, J. Household composition, Engel Curves and welfare comparisons between households; a duality approach. **European Economic Review**, 5: 103-122, 1974.
- MUELLBAUER, J. Identification and consumer unit scales. **Econometrica**, 43 (4), 1975.
- MUTH, R. Household production and consumer demand functions. **Econometrica**, July 1966.
- PARKS, R.W. System of demand equations; an empirical comparison of alternative functional forms. **Econometrica**, 37:621-650, 1969.
- PHILIPS, L. A dynamic version of the linear expenditure model. **Review of Economics and Statistics**, 54:450-458, 1972.
- PHILIPS, L. **Applied consumption analysis**. Amsterdam, Oxford, North Holland Publishing Company, 1974. vol. 5.
- POLLAK, R.A. & WALES, T.J. Estimation of the linear expenditure system. **Econometrica**, 37:611-628, 1969.
- PARIS, S.J. The estimation of equivalent adult scales from family budgets. **Economic Journal**, 63:791-810, 1953.
- PARIS, S.J. & HOUTHAKKER, H.S. **The analysis of family budgets**. London, Cambridge University Press, 1955.
- PRICE, D.N. Unit equivalent scales for specific food commodities. **American Journal of Agricultural Economics**, 52:224-233, 1970.
- PRICE, D.N. **Specifying the effects of household composition on United States food expenditures**. East Lansing. Michigan Agricultural Experiment Station, Bulletin No. 16, 1967.
- SAMUELSON, P.A. Using full duality to show that simultaneously additive direct and indirect utilities implies unitary price elasticity of demand. **Econometrica**, 33(4):781-796, 1965.
- SINGH, B. & NAGAR, A.L. Determination of consumer unit scales. **Econometrica**, 41(2), March 1973.
- STONE, R.A. Linear expenditure systems and demand analysis; an application to the pattern of british demand. **Economic Journal**, 64:511-527, September 1954.
- STROTZ, R.H. The utility tree; a correction and further appraisal. **Econometrica**, 37(3), July 1959.

- TEIXEIRA, S.M. **Income, family composition and social factors as variables in an expenditure model; the case of Brazil.** West Lafayette, Indiana, Purdue University 1979 (Tese Ph.D.).
- TEIXEIRA FILHO, A.R. & YEGANIANZ, L. **Economic analysis, agricultural research and food crisis.** Nairobi, Kenya, Conference of the International Association of Agricultural Economics, 1976.
- THEIL, H. **Principles of econometrics.** Chicago, Center for Mathematical Studies in Business and Economics, The University of Chicago, 1971.
- VARIAN, H.R. **Microeconomic analysis.** New York: W.W., Norton, 1978.
- WOLD, H. & JUREEN, L. **Demand analysis.** New York: John Wiley, 1953.