

# ESTIMAÇÃO DE DEMANDA E UM MODELO DE RACIONALIDADE COLETIVA: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL\*

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa ( IPEA e EPGE/FGV )

## Resumo

A teoria neoclássica do consumidor se utiliza do chamado modelo unitário para explicar a racionalidade econômica das escolhas de consumo e oferta de trabalho do indivíduo. O objetivo deste artigo é testar a validade do modelo unitário para solteiros(as) e a validade do modelo de racionalidade coletiva de Browning e Chiappori (1998) para casais no Brasil. Para tanto, foi estimado um sistema de demanda do consumo brasileiro com base no modelo QUAIDS, que apresenta uma estrutura de preferências flexível o suficiente para permitir curvas de Engel quadráticas. As bases de dados utilizadas foram as pesquisas de orçamentos familiares (POFs) para os períodos de 1987/1988 e 1995/1996. Os resultados apontam que a hipótese de simetria não é rejeitada para solteiros e suportam a adequação do modelo de racionalidade coletiva para casais brasileiros.

**Palavras chave:** comportamento do consumidor, sistema de demanda, QUAIDS, modelo de racionalidade coletiva.

**Classificação JEL:** C13, C36, D11, D12, D13.

## ÁREA – MICROECONOMIA APLICADA

## Abstract

Neoclassical theory uses unitary model to explain economic rationality of consumer behaviour. Based on Brazilian data, this paper aims to test the validity of unitary model for singles and the validity of Browning and Chiappori's collective model for couples. We estimate the QUAIDS model, which is based on a flexible preference structure that allows for quadratic Engel curves. The results indicate that the symmetry hypothesis is rejected for singles and supports the collective model for Brazilian couples.

**Keywords:** consumer behavior, demand system, Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS), collective model.

---

\* A autora agradece a Eduardo Pedral Sampaio Fiuza pelas informações disponibilizadas sobre os microdados das POFs e pelos esclarecimentos sobre o índices de preços regionais utilizados neste trabalho e a Carlos Eugênio Ellery Lustosa da Costa pelas críticas e sugestões. Quaisquer erros e omissões remanescentes são de inteira responsabilidade da autora.

## 1 INTRODUÇÃO

A teoria neoclássica do consumidor se utiliza do chamado modelo unitário para explicar a racionalidade econômica das escolhas de consumo e oferta de trabalho do indivíduo. Tal abordagem não leva em conta, portanto, o processo decisório intrafamiliar e pressupõe que as escolhas da família derivam de um processo de maximização de uma função de utilidade, que representa a preferência única da família, sujeita a uma restrição orçamentária conjunta (FERNANDES; SCORZAFAVE, 2009). A família é, portanto, tratada como um único consumidor.

Uma das principais implicações deste arcabouço no que tange aos resultados do processo decisório intrafamiliar é a “hipótese da renda conjunta” ( *income pooling hypothesis* ). Sob tal hipótese, a distribuição da renda da família entre seus membros seria irrelevante nas decisões de alocação de consumo e lazer; isto é, as rendas de todos os membros deveriam ser agregadas em um único montante e a fonte da renda não geraria efeito nas alocações de recursos da família.

A evidência empírica tem rejeitado de forma significativa, não só a hipótese de *income pooling*, bem como várias implicações derivadas do modelo unitário.<sup>1</sup> No que diz respeito às propriedades tradicionais da teoria do consumidor, estudos sobre sistemas de demanda apontam rejeição sistemática de suas restrições.<sup>2</sup> Em particular, a hipótese de simetria da matriz de Slutsky é fortemente rejeitada pelos dados de orçamentos familiares (BLUNDELL;PASHARDES;WEBER, 1993; BROWNING;MEGHIR,1991).<sup>3</sup>

Há, portanto, um consenso na literatura de que a teoria tradicional do consumidor não diz muito sobre o seu comportamento se houver mais de uma pessoa na família (ou no domicílio). A partir da década de 1980, modelos com base em elementos de teoria dos jogos cooperativos, em especial, o modelo de barganha de Nash, surgiram para incorporar preferências individuais na tomada de decisão de alocação de recursos no nível familiar. O principal objetivo destas contribuições era, portanto, considerar o fato de as famílias serem compostas por pessoas com diferentes preferências (MANSER; BROWN,1980; MCENROY; HORNEY, 1981). Chiappori (1988, 1992) e Apps e Rees (1988) desenvolveram uma abordagem alternativa a esses modelos iniciais para acomodar a existência possível de outras preferências e/ou quaisquer heterogeneidades entre os membros de uma família, tornando-se a ferramenta padrão para analisar o comportamento familiar desde então. Os pressupostos básicos desta classe de modelos são os de que os agentes no interior da família têm preferências individuais e que o processo decisório intrafamiliar apresenta um resultado eficiente no sentido de Pareto. Assim, cada família tem uma função de utilidade e suas demandas de consumo e lazer são determinadas por um processo não observável

---

<sup>1</sup> Os estudos de Shultz (1990), Bourguignon *et al.* (1993) e Phipps e Burton (1994) rejeitam fortemente a hipótese de *income pooling*. No contexto brasileiro, Thomas (1990), Tiefenthaler (1999) e Rangel (2006) também sugerem que os dados não são consistentes com esta hipótese.

<sup>2</sup> As propriedades usuais das demandas marshallianas são: *i*) equilíbrio orçamentário ou aditividade (*adding-up*); *ii*) homogeneidade; *iii*) negatividade semi-definida da matriz de Slutsky; e, *iv*) simetria da matriz de Slutsky (DEATON;MUELLBAUER, 1996). As duas primeiras restrições são normalmente impostas em estimações de demanda e a negatividade semi-definida é normalmente não rejeitada pelos dados.

<sup>3</sup> Pereda (2008), Veloso (2006) e Asano e Fiuza (2003) também rejeitam a hipótese de simetria da matriz de Slutsky com base de dados orçamentários para as famílias brasileiras.

dentro do domicílio que produz uma resposta Pareto-Eficiente, tornando-se possível realizar comparações do bem-estar a nível individual e não somente entre famílias. Esse novo desenvolvimento teórico foi chamado de *Collective Model* (Modelos de Racionalidade Coletiva).<sup>4</sup>

O modelo de Browning e Chiappori (1998) é uma generalização dos modelos anteriores na medida em que são derivadas restrições do comportamento familiar passíveis de teste empírico. Tal modelo é um exemplo interessante de como a agregação costuma destruir as propriedades das demandas individuais. A idéia central é a de que a teoria neoclássica da utilidade se aplica a indivíduos e não a famílias, unidades de análise de maior parte das pesquisas de orçamentos; ou seja, o que se observa é o consumo familiar e a teoria foi desenvolvida para o indivíduo. Com base em uma pesquisa de orçamentos familiares canadenses, os autores testam a hipótese de simetria da matriz de Slutsky para amostras distintas no que tange ao tamanho das famílias. Os resultados sugerem que a hipótese de simetria não é rejeitada para solteiros. Quando testada para uma amostra de casais, tal hipótese é fortemente rejeitada, resultado que suporta a tese de que o modelo unitário é adequado somente para indivíduos. O principal resultado teórico do estudo é o de que, embora a simetria da matriz de Slutsky não precise ser verificada no arcabouço coletivo, tal condição pode ser generalizada de uma forma direta: a matriz de Slutsky equivalente para o modelo coletivo (a chamada matriz de pseudo-Slutsky) tem que ser igual à soma de uma matriz simétrica e uma matriz de posto um. Esta forte propriedade teórica é uma consequência direta da hipótese de eficiência.

Estudos sobre modelos de racionalidade coletiva são escassos no Brasil. Com exceção de Fernandes e Scorzavafe (2009), nenhum estudo empírico foi realizado para se testar a adequação do comportamento das famílias brasileiras ao arcabouço teórico de racionalidade coletiva.<sup>5</sup> O objetivo deste estudo é preencher esta lacuna ao investigar, diante de arcabouços teóricos e empíricos, qual o mecanismo por meio do qual as decisões das famílias brasileiras compostas por solteiros(as) e casais são tomadas em relação à demanda por bens e serviços. Em particular, este estudo pretende verificar o grau de adequação empírica do modelo desenvolvido por Browning e Chiappori (1998) para o caso brasileiro. Para tanto, estima-se o sistema de demanda de consumo brasileiro com base no *Quadratic Almost Ideal Demand System* – QUAIDS. Tal modelo possui forma funcional bastante flexível e é deduzido de uma estrutura completa de preferências, consistente com a teoria do consumidor, além de ter a vantagem da não linearidade das curvas de Engel.

---

<sup>4</sup> A tradução segue a denominação adotada em Fernandes e Scorfozave (2009). Os autores fazem uma revisão abrangente sobre a literatura e evolução dos modelos teóricos sobre comportamento familiar. Browning, Chiappori e Lechene (2004) fazem uma elaboração das principais diferenças entre os arcabouços unitário e coletivo.

<sup>5</sup> Em geral, estudos empíricos com base em modelos de racionalidade coletiva seguem duas vertentes: i) efeito sobre a oferta de trabalho dos membros da família; ii) efeito no comportamento de demanda de bens e serviços dos mesmos. Fernandes e Scorzavafe (2009) analisam o comportamento da oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros e testam a validade do modelo de Chiappori, Fortin e Lacroix (2002). Os resultados encontrados indicam que a diferença de idade entre marido e esposa e o chamado *sex ratio* (razão entre o total de homens com as mesmas características do marido e o total correspondente de homens e mulheres de uma determinada região) geram efeitos negativos na oferta de trabalho das mulheres e positivo na dos homens.

Coelho *et al.* (2010), Pereda (2008) e Veloso (2006) estão entre os estudos mais recentes que utilizam o QUAIDS para o caso brasileiro. Por sua vez, Asano e Fiuza (2003) e Payeras-Pintos (2009), apesar de não utilizarem o modelo QUAIDS, e sim o AIDS, estimam um sistema de demanda de consumo completo para o Brasil, cobrindo todas as classes de bens e serviços.

As bases dos microdados utilizadas neste trabalho foram as Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) de 1987/1988 e 1995/1996, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que abarca além de características demográficas e socioeconômicas, informações extremamente detalhadas sobre o consumo das famílias de onze áreas metropolitanas do país. Os dados referentes aos preços dos bens e serviços têm como base os índices de preços regionais construído por Asano e Fiuza (2003). Os autores se preocuparam em calcular índices que refletissem diferenças de preços não só ao longo do tempo, como também entre as regiões analisadas, o que possibilitou maior heterogeneidade entre os preços das categorias e uma maior precisão nas estimativas dos parâmetros.

Além desta introdução, o presente trabalho está organizado em mais cinco seções. A próxima seção descreve o modelo de racionalidade coletiva desenvolvido por Browning e Chiappori (1998). A terceira seção apresenta a forma funcional da equação de demanda (QUAIDS) e os procedimentos econométricos adotados para sua estimação. A quarta seção apresenta a construção da base de dados a partir dos microdados das POFs de 1987/1988 e 1995/1996 do IBGE. Os principais resultados do modelo são apresentados na quinta seção. Por fim, a última seção é dedicada a considerações finais. O apêndice apresenta, além de tabelas com os resultados da estimação das equações reduzidas para a correção da endogeneidade, os coeficientes estimados para as três amostras compostas por solteiros(as) e casais do modelo QUAIDS segundo diversas especificações.

## 2 MODELO TEÓRICO DE BROWNING E CHIAPPORI (1998)

### 2.1 Preferências

O modelo de escolha coletiva de Browning e Chiappori parte de dois pressupostos básicos adotados na maior parte de modelos de racionalidade coletiva: *i*) preferências individuais - cada pessoa na família (domicílio) tem uma preferência; *ii*) as decisões coletivas alocações de recursos no do domicílio (família) são eficientes de Pareto. Uma hipótese adicional do modelo e que simplifica de forma significativa as suas implicações, é que só se consideram domicílios habitados por duas pessoas (A e B). A demanda do domicílio é denotada por um vetor  $\mathbf{q}$ , com vetor de preços de mercado  $\mathbf{p}$ , dado por:

$$q^A + q^B + Q = q \quad (2.1)$$

em que,  $q^A$  e  $q^B$  indica o consumo privado por cada pessoa do domicílio e  $Q$  é o consumo público do mesmo. A restrição orçamentária familiar, assim, é dada por:  $p'(q^A + q^B + Q) = p'q = x$ ;  $x$  denota a despesa total do domicílio.

As preferências do membro  $I$  da família ( $I = A, B$ ) pode ser representada por uma função utilidade da forma  $u^I(q^A, q^B, Q)$  que é fortemente côncava e duplamente diferenciável em  $(q^A + q^B + Q)$ , e é estritamente crescente em  $(q^I, Q)$ . Assim, as preferências de cada morador do domicílio dependem do consumo privado e público de ambos os moradores da família; tal hipótese permite a existência de altruísmo e também de externalidades ou quaisquer interação de preferências.<sup>6</sup> O resultado do processo de decisão de alocação de recursos é eficiente no sentido de Pareto.

O principal fator que distingue este modelo de racionalidade coletiva dos demais é a existência de uma função  $\mu(p, x)$ , homogênea de grau zero, diferenciável tal que, para qualquer  $(p, x)$ , os vetores  $(q^A, q^B, Q)$  são soluções do problema:

$$\begin{aligned} \max_{q^A, q^B, Q} \mu(p, x) \cdot u^A(q^A, q^B, Q) + [1 - \mu(p, x)] \cdot u^B(q^A, q^B, Q) \\ \text{sujeito a } p \cdot (q^A + q^B + Q) = x. \end{aligned} \quad (2.2)$$

O parâmetro  $\mu$  é entendido como uma função “distribuição de poder”, ou simplesmente, fator distributivo do domicílio.<sup>7</sup> Tal fator é uma variável que pode influencia o comportamento familiar, mas não afeta diretamente as preferências individuais e nem a restrição orçamentária familiar.

A função utilidade do domicílio é dada por:

$$u^H(q, Q) = \max_{q^A, q^B, Q} \mu \cdot u^A(q^A, q^B, Q) + [1 - \mu] \cdot u^B(q^A, q^B, Q) \quad (2.3)$$

sujeito a  $q^A + q^B + Q = q$ .

Dois pontos devem ser ressaltados: *i*) A função utilidade  $u^H$  depende dos preços e renda na medida em que  $\mu$  é uma função destas variáveis; neste caso, as preferências do domicílio são dependentes do preço, o que explica porque os resultados usuais derivados da teoria neoclássica do consumidor (simetria da matriz de Slutsky, por exemplo) não se adequam ao modelo de racionalidade coletiva; *ii*) as variáveis preços e renda só entram nas preferências via o função escalar  $\mu$ .

## 2.2 Representações Duais do Arcabouço Coletivo

<sup>6</sup> Os axiomas e proposições, assim como o modelo completo, estão descritos em Browning e Chiappori (1998).

<sup>7</sup> Se  $\mu = 1$ , então o domicílio se comporta como A quer; se  $\mu = 0$ , B é o ditador efetivo. Para valores intermediários, o domicílio se comporta como que cada pessoa tivesse algum poder de decisão. Importante notar que  $\mu$  depende, em geral, dos preços e do gasto total.

Para qualquer  $\mu$ , a função de utilidade indireta da família é dada por:

$$V(p, x, \mu) = \max_{q^A, q^B, Q} \mu \cdot u^A(q^A, q^B, Q) + [1 - \mu] \cdot u^B(q^A, q^B, Q) \quad (2.4)$$

sujeito a  $p \cdot (q^A + q^B + Q) = x$ .

A solução do problema acima é dada por  $q = f(p, x, \mu)$  – o equivalente “coletivo” das demandas Marshallianas; Do teorema do envelope, tem-se que:

$$\frac{\partial V(p, x, \mu) / \partial p_i}{\partial V(p, x, \mu) / \partial x} = -f_i, \quad (2.5)$$

que é o equivalente, no arcabouço coletivo, à identidade de Roy no caso unitário. A função despesa correspondente será definida como:

$$E(p, x, \mu) = \min_{q^A, q^B, Q} p \cdot (q^A, q^B, Q) \quad (2.6)$$

sujeito a

$$\mu \cdot u^A(q^A + q^B + Q) + (1 - \mu) \cdot u^B(q^A + q^B + Q) \geq u.$$

A solução do problema ( 2.6 ) é dada por  $h(p, x, \mu)$ , que pode ser interpretada como uma função de demanda compensada (a partir do momento que é a demanda obtida mantendo-se a utilidade do domicílio constante). Novamente, do teorema do envelope tem-se que:

$$\frac{\partial E(p, u, \mu)}{\partial p_i} = h_i \quad (2.7)$$

Da dualidade entre problemas do agente representativo, tem-se que:

$$f(p, E(p, u, \mu), \mu) = h(p, u, \mu) \quad (2.8)$$

Da igualdade acima, tem-se que:

$$\frac{\partial f_i}{\partial p_j} + \frac{\partial f_i}{\partial x} \cdot f_j = \frac{\partial h_i}{\partial p_j} \quad (2.9)$$

Tal igualdade é equivalente às condições de Slutsky no caso unitário. Em particular, a matriz  $\Sigma$  com termo geral é dada por:

$$\sigma_{ij} = \left( \frac{\partial f_i}{\partial p_j} + \frac{\partial f_i}{\partial x} \cdot q_j \right) \quad (2.10)$$

Tal resultado pode ser interpretado como as derivadas parciais das demandas com relação aos preços, mantendo tanto a utilidade do domicílio e o índice do “poder distributivo”  $\mu$  constante.

### 2.3 Restrições sobre a Demanda

A função  $f(p, x, \mu)$  não é observável. Para qualquer cesta  $(p, x)$ , o que se observa é um valor específico de  $\mu$  - ou seja, o valor  $\mu(p, x)$ . Portanto, a função de demanda que se observa efetivamente é definida por:

$$\xi(p, x) = f(p, x, \mu(p, x)) \quad (2.11)$$

Quais são as predições que o arcabouço coletivo implica para as funções de demanda observadas  $\xi(p, x)$ ? Em primeiro lugar, as demandas  $\xi(p, x)$  são homogêneas de grau zero e continuamente diferenciáveis em  $(p, x)$  e satisfaz a aditividade:<sup>8</sup>

$$p' \xi(p, x) = x.$$

Para se derivar propriedades mais estruturais, define-se a chamada matriz de pseudo-Slutsky, associada com  $\xi(p, x)$ , que é dada por:

$$S = \xi_p + \xi_x \xi' \quad (2.12)$$

em que  $\xi_p$  é a matriz Jacobiana  $(n \times n)$  das derivadas parciais de  $\xi$  com relação a  $p$ , e  $\xi_x$  é o vetor de derivadas parciais de  $\xi$  com relação a  $x$ . No arcabouço unitário,  $S$  seria simétrica e semi-definida. No modelo coletivo, esta propriedade é generalizada da seguinte forma:

Proposição: No modelo coletivo, a matriz Pseudo-Slutsky  $S$  é a soma da matriz de Pseudo-Slutsky  $\Sigma$  e de um produto externo.

$$S = \Sigma + uv' \quad (2.13)$$

---

<sup>8</sup> As provas estão em Browning Chiappori, 1998.

Em que  $u$  e  $v$  são vetores que contém, respectivamente, os seguintes elementos:

$$u_i = \frac{\partial f_i}{\partial \mu} \quad \text{e} \quad v_j = \frac{\partial \mu}{\partial p_j} + \frac{\partial \mu}{\partial x} \xi_j.$$

O corolário seguinte é uma consequência do modelo desenvolvido acima e apresenta uma implicação testável, equivalente à propriedade da simetria da matriz de Slutsky para o arcabouço unitário.

**Corolário (Propriedade SR1):** No arcabouço coletivo, a matriz de pseudo-Slutsky  $S$  é a soma de uma matriz negativa semi-definida negativa e simétrica,  $\Sigma$  com uma matriz  $R$ , que possui posto máximo igual a um. A condição SR1 (“*Symmetric plus Rank 1*”) generaliza obviamente o modelo unitário (a partir do momento que  $R = 0$  neste último).

## 2.4 Teste para a condição SR1

Esta seção mostra como a propriedade SR1 pode ser testada. O resultado explorado por Browning e Chiappori é o de que uma matriz  $S$  é SR1 se e somente se a matriz antisimétrica  $M = S - S'$  ter posto no máximo igual a dois (a matriz  $M$  é antisimétrica se  $M' = -M$ ).

Browning e Chiappori demonstram que a condição SR1 para o modelo de racionalidade coletiva é equivalente a testar o posto da matriz  $M = S - S'$ . O modelo coletivo (com dois tomadores de decisão) prediz que o posto deveria ser no máximo igual a dois, enquanto que deveria ser zero no caso unitário (lema 1 e lema 2, proposição 3, Browning e Chiappori, 1998, p. 1251-1253).

A antisimetria da matriz  $M$  tem implicações específicas para o seu posto. O lema a seguir apresenta uma implicação (e o teste utilizado neste trabalho para identificar a validade da condição SR1 acima):

**lema:** Seja  $M = (m_{ik})$  uma matriz antisimétrica real, diferente de zero, e assuma, sem perda de generalidade, que  $m_{12}$  não é igual a 0. Então a matriz  $M$  tem posto dois se e somente se, para todo  $(i, k)$  tal que  $k > i > 2$ ,

$$m_{ik} = \frac{m_{1i}m_{2k} - m_{1k}m_{2i}}{m_{12}}$$

## 3 ESPECIFICAÇÃO DA DEMANDA, ESTRATÉGIA ECONOMETRICA E ENDOGENEIDADE DA DESPESA

### 3.1 EQUAÇÃO DA DEMANDA: O MODELO QUAIDS

O modelo usado na estimação tem como base o *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS), proposto por Blundell, Pashardes e Weber (1993) e Banks, Blundell, e Lewbel



(1997), o que permite uma aproximação flexível da estrutura de preferências do consumidor. O QUAIDS é uma generalização do AIDS (DEATON; MUELLBAUER; 1980), que consiste em uma aproximação de primeira ordem para as participações dos despesa em cada produto na despesa total. Tais participações são apresentadas como uma função dos logaritmos dos preços e da despesa total, preservando-se as propriedades derivadas da teoria do consumidor. Ao adicionar um termo quadrático no logaritmo da despesa total deflacionada, o modelo QUAIDS tem a vantagem da flexibilidade de curvas de Engel não-lineares, sem que haja violação das propriedades originais do modelo AIDS.

O sistema de demanda QUAIDS especifica a sua função despesa da seguinte forma:

$$\ln E(u, \mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \cdot \ln p_j + \frac{u \prod_i p_i^{\beta_i}}{1 + u \sum_i \lambda_i \ln p_i} \quad (3.1)$$

em que  $\mathbf{p}$  é o vetor de preços,  $u$  é a utilidade,  $p_i$  é o preço do  $i$ -ésimo bem, e  $\alpha_i$ ,  $\gamma_{ij}$ ,  $\beta_i$  e  $\lambda_i$  são parâmetros.

As equações demanda são derivadas, pelo lema de Shepard, da função acima descrita:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left( \frac{Y}{P} \right) + \frac{\lambda_i}{\prod_j p_j^{\beta_j}} \left( \log \left( \frac{Y}{P} \right) \right)^2 \quad (3.2)$$

em que  $w_i$  é a parcela do gasto total com o  $i$ -ésimo bem ( $i = 1, 2, 3, \dots, 7$ ) – isto é,  $w_i$  representa os *budget shares* de cada bem;<sup>9</sup>  $Y$  é a renda; e  $P$  é índice de preços. O parâmetro  $\alpha_i$  pode ser interpretado como o *share* do  $i$ -ésimo bem de uma família que vive em nível de subsistência (isto é, quando a utilidade  $u$ , da equação (3.1), for igual a zero e quando todos os preços forem normalizados a um). Por sua vez, o índice de preços  $P$  da equação (2), uma função não linear dos preços ( $p_j$ 's), é definido por:

---

<sup>9</sup> A expressão  $\beta_i + 2 \cdot \frac{\lambda_i}{\prod_j p_j^{\beta_j}} \left( \log \left( \frac{X}{P} \right) \right)$  mede o impacto de um aumento de 1% na despesa

total real nos *shares* de cada bem  $i$ . Diferentemente do modelo AIDS (em que  $\lambda_i = 0 \quad \forall i$ ), esta equação é capaz de mudar de sinal, dependendo do valor da despesa. Portanto, em contraste com o modelo AIDS, em que as elasticidades despesa são todas constantes, o modelo QUAIDS permite que bens normais tornem-se inferiores ou bens inferiores se tornem normais ao longo da distribuição da despesa (BOPAPE, 2006).

$$\log P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \cdot \ln p_j \quad (3.3)$$

No modelo QUAIDS, é possível testar as restrições derivadas da teoria do consumidor diretamente aos parâmetros, uma vez que o modelo permite a exata agregação dos consumidores.<sup>10</sup> As restrições de aditividade (*adding-up*), homogeneidade e simetria impostas para identificação dos parâmetros, são, respectivamente:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \gamma_{ij} = 0, \sum_i \beta_i = 0, \sum_i \lambda_i = 0 \quad (3.4)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (3.5)$$

$$\gamma_{ji} = \gamma_{ij} \quad (3.6)$$

A validade destas restrições assegura que o QUAIDS, resumido nas equações (3.2) e (3.3), expresse um sistema de demanda, no qual a despesa total não ultrapassa o orçamento total do consumidor e que a demanda não se altera quando há mudanças nos preços relativos, ou seja, as demandas são consistentes com os axiomas da escolha do consumidor.

### 3.2 ESTRATÉGIA ECONOMETRICA

O modelo econométrico construído a ser estimado, com base no modelo QUAIDS acima descrito, é dado por:

$$w_{ilht} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left( \frac{X_{lht}}{P_{lt}} \right) + \frac{\lambda_i}{\prod_j P_j^{\beta_j}} \left( \log \left( \frac{X_{lht}}{P_{lt}} \right) \right)^2 + \sum_k \varphi_{ik} Z_{klht} + \varepsilon_{ilht} \quad (3.7)$$

em que os subscritos adicionais  $h$ ,  $l$  e  $t$  representam a família, a área geográfica e o período de tempo considerado, respectivamente;<sup>11</sup>  $X_{klht}$  representa a despesa total;  $Z_{klht}$  é um vetor de características demográficas e inclui as seguintes variáveis: sexo (*dummy* referente ao sexo do chefe de família); idade (idade do chefe de família); esccheefe (escolaridade do

<sup>10</sup> Ver teorema 1 e corolário 1, p.532, de Banks, Blundell e Lewbel (1997).

<sup>11</sup> O controle para fatores específicos de tempo permite explorar a natureza da estrutura em painel da base de dados utilizada.

chefe de família); *respropria* (*dummy* que indica se o chefe de família é ou não proprietário da sua residência); a variável *none* (*dummy* que indica se a família é residente nas áreas localizadas no Norte e Nordeste, regiões mais pobres do país); e, por fim,  $\varepsilon_{iht}$  é o erro aleatório.

Boa parte dos sistemas empíricos de demanda são não lineares em termos dos *budget shares* e dos preços relativos. Blundell e Robin (1999), no entanto, mostram que sistemas de demanda populares com uma estrutura flexível possui a propriedade de ‘linearidade condicional’.<sup>12</sup> Os autores propõem, portanto, um estimador bastante simples e atraente do ponto de vista computacional, o estimador por Mínimos Quadrados Lineares Iterados (*Iterated Linear Least Squares Estimator* – ILLE); demonstram também que tal estimador possui as propriedades de consistência e eficiência assintótica. No caso do QUAIDS, representado pela equação (7) acima, a não linearidade advém do índice de Preços  $P_{it}$  (equação 3) e do termo  $\prod_j P_j^{\beta_j}$ . A linearidade do sistema de equações pode ser obtida

facilmente com as estimativas destes termos; e as estimativas óbvias para tais índices dependem, portanto, dos parâmetros  $\alpha_i$ ,  $\gamma_{ij}$  e  $\beta_i$ .<sup>13</sup> O único parâmetro que não pode ser estimado diretamente é  $\alpha_0$ , do índice de preços, que indica a ‘renda’ de subsistência quando os preços são normalizados a um (Deaton e Muellbauer, 1980). Como os resultados finais das estimações mostraram-se insensíveis com relação a mudanças deste parâmetro; optou-se, assim, como Poi (2008), por  $\alpha_0 = 5$ .<sup>14</sup>

Outra questão importante nos estudos de demanda é a escolha entre a variável renda ou despesa total a ser incluída nas equações de demanda. São diversos os fatores que fazem com que a variável despesa total seja a escolhida, em detrimento da renda, neste trabalho. É comum considerar como recurso disponível para a família a despesa total em vez da renda em estudos que tem objetivo construir um sistema de demanda derivado de uma estrutura de preferências.<sup>15</sup> Além da despesa total atender a propriedade da aditividade (*adding-up*), a escolha desta variável, em detrimento da renda, suporta a hipótese de separabilidade entre o consumo de bens e serviços intertemporalmente. Por separabilidade, entende-se como a possibilidade de divisão dos produtos (bens e serviços) em diferentes grupos, de forma que as decisões de alocação de despesa entre os itens que compõem um grupo sejam independentes dos níveis de consumo dos demais grupos.<sup>16</sup>

<sup>12</sup> Além do QUAIDS, os modelos Translog (JORGENSEN; CHRISTENSEN; LAU, 1975) e o AIDS (DEATON; MUELLBAUER, 1980) são exemplos de sistemas de equações simultâneas não lineares, que são condicionalmente lineares em parâmetros desconhecidos.

<sup>13</sup> Este ‘estimador iterado’ é melhor discutido em Blundell e Robin (1999).

<sup>14</sup> Em Asano e Fiuza (2003), o valor atribuído foi muito próximo,  $\alpha_0 = 5,5$ , valor igual a R\$300,00 por pessoa em 1996 (a preços de setembro de 1996).

<sup>15</sup> O uso da variável renda é usado comumente em estudos de demanda quando se usa séries de tempo, seja pela utilidade de estimativas de elasticidade-renda para recomendações de política econômica ou análise de cenários de crescimento econômico. Como bem aponta Coelho (2006), a renda inclui toda espécie de componentes transitórios e a despesa total, mais estável, seria um melhor indicador da renda “normal”, como denomina Philips (1974). Ver: Prais e Houthakker (1971). Outra crítica que se faz ao uso da variável renda no contexto brasileiro diz respeito às POFs, nas quais as informações de renda estão muito mais sujeitas a erros de medida do que a despesa total.

<sup>16</sup> A hipótese de separabilidade está intrinsecamente ligada com a endogeneidade da despesa total e com o fato de a renda ser o instrumento indicado para a variável. A hipótese de separabilidade permite que se trabalhe com a despesa total em determinado grupo de interesse (produtos alimentares, por exemplo), desde que ele seja separável dos demais itens da despesa. A maior parte das análises empíricas de demanda não cobrem todos os bens e serviços que as famílias compram

As estimações dos sistemas de demandas, que descrevem o comportamento da demanda por bens e serviços de solteiros(as) e casais, foram realizadas através de uma regressão iterada por equações aparentemente não relacionadas (*Iterative Seemingly Unrelated Regression* (ISURE)). Tal procedimento refere-se ao FGNL (*Feasible Generalized Non Linear Squares*) iterado que utiliza os resíduos do modelo não-linear para estimar a matriz de variância-covariância dos erros em cada iteração. O método de estimação adotado equivale a uma estimação por Máxima Verossimilhança de Informação Completa (Full Information Maximum Likelihood – FIML), possuindo, portanto, as propriedades de serem consistentes e assintoticamente eficientes (Veloso, 2006 e Greene, 2003).<sup>17</sup>

Em função da propriedade de aditividade (*adding-up*), realizar a estimação conjunta de todas as categorias de bens e serviços acarreta na singularidade da matriz de covariância dos resíduos dos sistemas, exigindo que seja omitida uma equação em cada um dos sistemas.<sup>18</sup> Quanto à restrição de homogeneidade, a mesma é imposta no momento da estimação ao se dividir todos os preços do sistema pelo preço de uma dada categoria escolhida arbitrariamente, o preço de referência, obtendo-se, assim, os preços relativos. Este procedimento equivale a impor diretamente a restrição de homogeneidade a todos os parâmetros de preços no momento da estimação do modelo, e tal como ocorre na omissão de uma das equações do modelo, os parâmetros do preço de referência podem ser posteriormente recuperados com base na estimativa dos demais preços. Da mesma forma, o preço da categoria tal foi escolhido como numerários dos preços nos sistemas estimados. Diferente da restrição de homogeneidade, que é imposta equação por equação, a restrição de simetria ( $\gamma_{ji} = \gamma_{ij}$ ) envolve a imposição de restrições entre equações.

Um dos principais objetivos deste trabalho é testar simetria para famílias compostas por solteiros(as) e por casais e identificar se o modelo unitário se aplica para os três estratos. Importante ressaltar que o comportamento da demanda das sete categorias de bens e serviços em relação à variação de preços e da renda real é o mesmo para todos os domicílios dentro de um dado estrato e difere entre estratos.

### 3.3 ENDOGENEIDADE DA DESPESA TOTAL

A endogeneidade da despesa total é identificada pela existência de viés de simultaneidade nas equações dos *budget shares*; é identificada também pela possibilidade do processo de alocação de despesa familiar ser correlacionado com outros comportamentos não

---

consumem. A prática é, portanto, assumir que as preferências sejam separáveis e estimar um conjunto de demandas condicionais para bens de interesse como funções de preços e despesa total nestes bens (POLLAK; WALES, 1969; BOPAPE, 2006). No Brasil, por exemplo, a maior parte dos estudos empíricos sobre demanda são direcionados especificamente à demanda de alimentos; todos os estudos assumem a hipótese de separabilidade entre alimentos e bens e serviços.

<sup>17</sup> Essa equivalência entre os métodos se dá sob a normalidade das distribuições dos erros do modelo. Um sistema não linear de regressão de equações aparentemente não relacionadas pode ser visto como uma variante não linear do modelo de regressão de equações aparentemente não relacionadas desenvolvido por Zellner (1962).

<sup>18</sup> A equação descartada foi a referente à categoria 7) Despesas pessoais, Educação e Cultura. Uma propriedade desejável do método de estimação ISURE é a invariância na estimação dos parâmetros das equações em função da escolha da equação omitida, permitindo que esta possa ser completamente arbitrária (Veloso, 2006 e Berndt e Wood, 1975). Com base nas equações estimadas, é possível recuperar os parâmetros das equações descartadas fazendo uso da propriedade de *adding-up*, automaticamente satisfazendo a restrição.

observados, e não capturados por variáveis explicativas nas equações dos *budget shares*. Ao se ignorar endogeneidade da despesa gera-se inconsistência nas estimativas dos parâmetros do sistema de equações.

O instrumento usual sugerido para corrigir esta endogeneidade é a renda, que é correlacionado com a despesa total e não correlacionada com os erros das *shares equations* (Browning e Chiappori, 1998). A condição importante é que no contexto do modelo unitário, a renda não deveria afetar o lado direito do sistema de equações e ser disponível como instrumento válido.

Neste estudo, adota-se a metodologia de Blundell e Robin (1999), que usam uma técnica de regressão, conhecida como *Control Function Approach*, e sugerida por Hausman (1978) para contornar o problema da endogeneidade. A técnica envolve dois estágios. No primeiro, faz-se uma regressão da despesa total em um conjunto de variáveis exógenas, incluindo aquelas que influenciam diretamente os *budget shares*. O resíduo desta forma reduzida é adicionado, no segundo estágio, como uma variável explicativa nas equações dos *budget shares* em conjunto com a despesa total. O teste da significância do resíduo obtido nesta primeira regressão serve como um teste da exogeneidade da despesa total nas *shares equations*.

#### 4 BASE DE DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

As bases dos microdados utilizada são as Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF), realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) nos anos de 1987/1988 e 1995/1996. Tais pesquisas fornecem informações sobre a composição dos orçamentos domésticos das famílias, a partir da investigação e mensuração de estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos, segundo as características dos domicílios e das pessoas. Os dados foram coletados em nove áreas metropolitanas brasileiras, no Distrito Federal e no município de Goiânia.<sup>19</sup>

As despesas mensais das famílias foram agregadas em sete categorias de consumo: 1) Alimentação; 2) Habitação; 3) Artigos de residência; 4) Vestuário; 5) Transporte e Comunicação; 6) Saúde e cuidados pessoais; e 7) Despesas pessoais, educação e leitura. A tabela 1 apresenta a participação média de cada categoria de consumo em relação à despesa total (os *budget shares*), que são as variáveis dependentes das equações de demanda, para os três estratos analisados (solteiros(as) e casais).

A tabela 1 apresenta as participações orçamentárias das sete categorias de bens e serviços analisadas neste estudo. Nota-se que, em média, o gasto com alimentação é o de maior peso no orçamento familiar (acima de 30% para solteiros e casais e 27% para solteiras). O segundo item mais importante na participação das despesas das famílias é a habitação. As solteiras consomem proporcionalmente mais deste item (cerca de 23%), enquanto que as famílias compostas por solteiros e casais consomem em torno de 17%

---

<sup>19</sup> As regiões metropolitanas são: 1. Rio de Janeiro; 2. Porto Alegre; 3. Belo Horizonte; 4. Recife; 5. São Paulo; 6. Belém; 7. Fortaleza; 8. Salvador; 9. Curitiba.

deste item sobre a despesa total. As categorias de vestuários e artigos de residência representam, em termos de participação orçamentária, o oposto da alimentação e habitação; atingem de 7% a 8% dos gastos totais para os três estratos.

**Tabela 1 - Participações Orçamentárias das Categorias de Consumo ( *budget shares* )**

	<b>Solteiros</b> # = 695	<b>Solteiras</b> # = 841	<b>Casais</b> # = 2.051
<b>1. Alimentação</b>	0,330 (0,199)	0,265 (0,194)	0,303 (0,175)
<b>2. Habitação</b>	0,175 (0,165)	0,225 (0,182)	0,163 (0,144)
<b>3. Artigos de Residência</b>	0,073 (0,114)	0,075 (0,115)	0,085 (0,108)
<b>4. Vestuário</b>	0,071 (0,087)	0,082 (0,095)	0,081 (0,083)
<b>5. Transporte</b>	0,130 (0,157)	0,102 (0,111)	0,155 (0,156)
<b>6. Saúde e Cuidados Pessoais</b>	0,072 (0,093)	0,143 (0,154)	0,108 (0,111)
<b>7. Despesas Pessoais, Educação e Leitura</b>	0,149 (0,133)	0,107 (0,121)	0,107 (0,096)

Fonte: POF 1988/1987 e 1996/1995.

Desvio padrão entre parênteses.

Uma grande limitação para estudos empíricos sobre demanda de consumo no Brasil é a inexistência de índices de preços compatíveis com categorias mais agregadas de bens e serviços como as apresentadas acima. A maior parte dos estudos, que utilizam as POFs como base, é dedicada unicamente à estimação de demanda de alimentos (BARBOSA; MENEZES; CABALLERO, 2010; COELHO; AGUIAR; EALES, 2010; MENEZES; AZZONI; SILVEIRA, 2008; PEREDA, 2008). Para cada tipo de alimento analisado, a POF não realiza um levantamento de preços para todas as regiões, mas registra as quantidades adquiridas na semana de referência de cada entrevista. De posse da informação das despesas gastas por cada família com cada um dos produtos alimentares, torna-se possível o cálculo dos preços implícitos, isto é, preços obtidos pela divisão entre a despesa e quantidade adquirida de cada produto.<sup>20</sup>

Asano e Fiuza (2003) estão entre os poucos estudos que estimam um sistema de equações de demanda para um grupo de bens e serviços, que cobrem todas as categorias de consumo, no Brasil.<sup>21</sup> A estimação se tornou possível a partir da disponibilização pelo

<sup>20</sup> Preços implícitos são usualmente chamados de valores unitários (*unit values*) na literatura sobre comparação de preços ou de índices de custo de vida entre áreas geográficas (ATEN; MENEZES, 2002).

<sup>21</sup> Payeras-Pintos (2009) estima elasticidades-preço, elasticidades-cruzadas e elasticidades-dispêndio para 27 grupos de produtos a partir dos microdados da POF de 2002-2003. Com relação aos produtos não-alimentícios, o autor utilizou as mesmas informações disponibilizadas para Asano e Fiuza (2003), corrigidas para o período da POF 2002-2003.

IBGE de níveis de preços nominais detalhados de produtos, alimentícios e não alimentícios, levantados para o cálculo do IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo). Com base nestes preços, os autores construíram índices regionais de custo de vida para cada uma das áreas pesquisadas pelas POFs e pelo IPCA.<sup>22</sup>

O presente trabalho utiliza os índices de preços construídos por Asano e Fiuza (2003). Diferentemente dos índices de preços usuais calculados pelo IBGE, os índices de preços utilizados apresentam variabilidade entre as 11 áreas geográficas pesquisadas e entre os dois períodos de análise das POFs (1987/88 e 1995/96), o que permite uma maior precisão na análise das estimativas.<sup>23</sup> A tabela 2 apresenta as estatísticas dos preços, medidos em logaritmos e normalizados pela média geométrica dos logaritmos dos preços das onze regiões analisadas. Como pode ser visto, os preços apresentaram uma volatilidade significativa nos dois anos analisados; as menores amplitudes foram as da categoria vestuário, no ano de 1996, e os da categoria alimentação, em 1987. Por sua vez, as maiores foram registradas nos preços de despesas pessoais, educação e leitura em ambos os períodos.

---

<sup>22</sup> [ftp://ftp.ibge.gov.br/Precos\\_Indices\\_de\\_Precos\\_ao\\_Consumidor/Sistema\\_de\\_Indices\\_de\\_Precos\\_ao\\_Consumidor/Precos\\_Medios/](ftp://ftp.ibge.gov.br/Precos_Indices_de_Precos_ao_Consumidor/Sistema_de_Indices_de_Precos_ao_Consumidor/Precos_Medios/)

<sup>23</sup> A estrutura de ponderação da cesta de produtos teve como data de referência da POF de 1995/96 (15 de Setembro de 1996). Os índices de preços regionais foram calculados em três instantes do tempo: Setembro de 1999, Setembro de 1996 e Outubro de 1987, respectivamente as datas de referência dos preços nominais, da POF 1995/96 e POF 1987/88. Para uma análise mais detalhada sobre a construção destes índices de preços regionais, ver Asano e Fiuza (2001).

**Tabela 2 - Logaritmo dos Preços Normalizados (período base: Setembro, 1996)**

	Média	Desvio Padrão	Max.	Min.
1996				
Ln(Preço_Alimentação) - Ln(P <sub>1</sub> )	-0,011	0,080	0,138	-0,169
Ln(Preço_Habitação) - Ln(P <sub>2</sub> )	0,099	0,244	0,324	-0,428
Ln(Preço_Artigos de Residência) - Ln(P <sub>3</sub> )	-0,056	0,224	0,426	-0,282
Ln(Preço_Vestuário) - Ln(P <sub>4</sub> )	-0,015	0,070	0,108	-0,125
Ln(Preço_Transporte) - Ln(P <sub>5</sub> )	-0,008	0,132	0,219	-0,187
Ln(Preço_Saúde e Cuidados Pessoais) - Ln(P <sub>6</sub> )	-0,028	0,109	0,187	-0,175
Ln(Preço_Despesas Pessoais, Educação e Leitura) - Ln(P <sub>7</sub> )	-0,033	0,195	0,264	-0,255
1987				
Ln(Preço_Alimentação) - Ln(P <sub>1</sub> )	-0,005	0,050	0,074	-0,070
Ln(Preço_Habitação) - Ln(P <sub>2</sub> )	-0,045	0,252	0,328	-0,423
Ln(Preço_Artigos de Residência) - Ln(P <sub>3</sub> )	0,054	0,196	0,288	-0,335
Ln(Preço_Vestuário) - Ln(P <sub>4</sub> )	0,031	0,082	0,124	-0,134
Ln(Preço_Transporte) - Ln(P <sub>5</sub> )	0,017	0,080	0,174	-0,106
Ln(Preço_Saúde e Cuidados Pessoais) - Ln(P <sub>6</sub> )	0,026	0,079	0,101	-0,164
Ln(Preço_Despesas Pessoais, Educação e Leitura) - Ln(P <sub>7</sub> )	0,111	0,226	0,390	-0,294

Fonte: tabulação própria com base nos índices regionais de preços de Asano e Fiúza (2003).

O número total de observações (domicílios) nas bases originais foi de 12.568 em 1987/88 e 14.551 em 1995/96. Para compatibilizar a base de dados com a população objetivo do IPCA, foram selecionadas somente as famílias com renda entre um e 40 salários mínimos da época. Outros ajustes foram feitos na base original dos microdados. Foram eliminados: os percentis superiores e inferiores das distribuições de renda e despesa total; os domicílios que apresentaram mais de uma unidade de consumo (família); e, famílias com mais de dois moradores. As amostras resultantes foram de 1.496 observações em 1987/88 e 2.091 em 1995/96.

A estimação dos sistemas de equações de demanda, que trazem informações sobre a sensibilidade das famílias frente a variações nos preços e renda, foi feita para três estratos de acordo com o número e o sexo dos residentes: *i*) domicílios com um único residente ('Solteiros'), totalizando 695 observações; *ii*) domicílios com uma única residente ('Solteiras') – 841 observações; *iii*) domicílios com dois residentes ('Casais') – 2.051 observações.



As definições e as estatísticas descritivas das variáveis usadas nas estimações são apresentadas na tabela 3. Vale notar a imensa discrepância no sexo dos chefes de família composta por casais; 97% dos chefes de famílias no estrato de casais são homens. Outra característica para os casais é que a maioria têm residência própria (58%). Com relação aos domicílios compostos por uma pessoa, percebe-se que os solteiros são mais novos e tem mais anos de escolaridade do que as solteiras. A proporção dos que possuem residência própria, por sua vez, é bem maior para as solteiras; 61% das mesmas possuem residência própria. Quanto à localidade dos domicílios, nota-se que, em média, 30% dos três estratos estão nas regiões Norte e Nordeste do país.

**Tabela 3 - Descrição das Variáveis e Estatísticas**

Variáveis	Descrição de Variáveis	Solteiros # = 695		Solteiras # = 891		Casais # = 2.051	
		Média	D. Padrão	Média	D. Padrão	Média	D. Padrão
SEXO	1 = chefe do domicílio Homem, 0 caso contrário	-	-	-	-	0,97	0,000
IDADE	idade do chefe do domicílio	43,45	16,421	53,28	17,634	44,51	18,287
ESCCHEFE	anos de escolaridade do chefe do domicílio	7,52	4,201	7,44	4,353	7,29	4,663
RESPROPRIA	1 = chefe proprietário do domicílio, 0 caso contrário	0,48	0,500	0,61	0,489	0,58	0,494
NONE	1 = chefe residente na região Norte ou Nordeste, 0 c.c.	0,31	0,464	0,27	0,444	0,31	0,461
Ln(X)_1987	logaritmo da despesa total em 1987	11,6	0,803	11,6	0,862	12,0	0,784
Ln(X)_1996	logaritmo da despesa total em 1996	8,4	0,982	8,3	0,975	8,7	0,851
Ln(Y)_1987	logaritmo da renda total em 1987	11,7	0,824	11,8	0,857	12,1	0,792
Ln(Y)_1996	logaritmo da renda total em 1996	8,6	0,941	8,5	0,945	9,0	0,859

Fonte: POF 1988/1987 e 1996/1995.

## 5 RESULTADOS

### 5.1 O MODELO UNITÁRIO

A tabela 4 apresenta os testes realizados quanto à especificação do modelo QUAIDS e à validade dos modelos unitário e de racionalidade coletiva, sem a correção da endogeneidade da despesa total.<sup>24</sup> Com exceção do teste da validade do modelo de racionalidade coletiva para casais (condição SR1), todos os testes foram realizados pelo teste da Razão de Verossimilhança (*log likelihood ratio test* – LR).

A não linearidade das curvas de Engel do modelo QUAIDS pode ser testada pela análise do coeficiente do termo quadrático da despesa total deflacionada, o  $\lambda_i$ , da equação (3.7). Este teste confronta, portanto, o modelo QUAIDS com o modelo AIDS, já que a única diferença entre estes dois modelos é que o AIDS contém apenas o termo linearizado da despesa total, o  $\beta_i$  da equação (3.7), enquanto que o QUAIDS contém ambos os termos,

<sup>24</sup> As estimativas dos parâmetros dos sistemas de demanda para os três estratos são apresentadas no apêndice (tabelas A.2, A.3 e A.4). Por questões de espaço, só serão apresentadas as estimativas para modelos irrestritos de simetria para solteiros(as) e casais. Informações sobre estimativas dos outros modelos estão disponíveis mediante pedido à autora.

o linear e o quadrático. Os resultados suportam evidência a favor do modelo QUAIDS enquanto especificação de demanda para solteiras e casais. Para solteiros, no entanto, a hipótese de que  $\lambda_i = 0$  para cada categoria  $i$  é fortemente não rejeitada pelos dados, evidenciando que o modelo AIDS se adequaria mais este estrato.

No que diz respeito à simetria, os resultados para solteiros são consistentes com o modelo unitário na medida em que não se pode rejeitar tal hipótese para este estrato, dado um nível de significância de 1%.<sup>25</sup> Para solteiras, a hipótese de simetria é fracamente rejeitada. Os resultados para casais, por sua vez, representam os resultados usualmente apresentados na literatura sobre demanda: a hipótese de simetria é fortemente rejeitada pelos dados.

Para grandes amostras, como as analisadas neste estudo, muitos autores ajustam os níveis de significância para o critério de “Schwarz”, que é dado por  $q \times \ln(n)$ ;  $q$  é o número de restrições, e  $n$  é o número de observações (Deaton, 1997, p.131). No caso dos solteiros, portanto, o valor crítico passa a ser  $21 \times \ln(695) = 137,42$ . Sob tal critério, a hipótese de simetria também não seria rejeitada para solteiras e para casais, não havendo problemas na aplicação do modelo unitário para base de dados no Brasil.<sup>26</sup> Entretanto, Browning e Chiappori (1998) reforçam a suspeita de que não se pode aplicar o modelo unitário para famílias compostas por duas pessoas e desenvolvem uma implicação testável para esta base de dados (a condição SR1).

**Tabela 4 - Testes das Especificações e Restrições**  
Sem correção da endogeneidade da despesa total

Testes	Solteiros	Solteiras	Casais
	# = 695	# = 891	# = 2.05
	Média	Média	Média
NÃO-LINEARIDADE ( $\lambda = 0$ ) (Irrestrito Simetria)	LR: 4,05 [ 6 ] (0,6698)	LR: 16,11 [ 6 ] (0,0132)	LR: 47,62 [ 6 ] (0,0000)
SIMETRIA	LR: 32,96 [ 21 ] (0,0467)	LR: 36,41 [ 21 ] (0,0196)	LR: 63,03 [ 21 ] (0,0000)
CONDIÇÃO SR1	-	-	7,91 [ 6 ] (0,2445)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Estatística de teste  $\chi^2$ , [graus de liberdade], (p-value)

<sup>25</sup> O valor crítico da distribuição Qui-quadrado ao nível de 5% é (g.l. 21) 32,67.

<sup>26</sup> Asano e Fiuza (2003), que se basearam em uma amostra com famílias com pelo menos duas pessoas, rejeitam a hipótese de homogeneidade e simetria, quando se utilizam do teste LR e não rejeitam tal hipótese sob o critério de Schwarz. Brwoning e Chiappori (1998) também apresentam os mesmos resultados quanto a simetria.

A tabela 5 apresenta os mesmos testes anteriores com a endogeneidade da despesa total corrigida no modelo de demanda. Importante ressaltar que a forma com que a endogeneidade foi corrigida pode gerar problemas de invalidez nas inferências geradas pelos regressores adicionais nas equações de demanda. Tal problema surge porque a técnica utilizada envolve a inclusão dos resíduos como regressores no modelo e tal inclusão pode gerar problemas em termos da validade assintótica dos erros padrões e estatísticas de testes dos outros regressores. De fato, nota-se algumas diferenças importantes nos resultados dos testes entre os dois modelos.

**Tabela 5 - Testes das Especificações e Restrições  
Com correção da endogeneidade da despesa total**

Testes	Solteiros	Solteiras	Casais
	# = 695	# = 891	# = 2.051
	Média	Média	Média
ENDOGENEIDADE	LR: 31,32 [ 12 ] (0,0018)	LR: 43,12 [ 12 ] (0,0000)	LR: 96,52 [ 12 ] (0,0000)
NÃO-LINEARIDADE ( $\lambda = 0$ ) (Irrestrito Simetria)	LR: 7,23 [ 6 ] (0,3002)	LR: 14,84 [ 6 ] (0,0216)	LR: 5,85 [ 6 ] (0,4400)
SIMETRIA	LR: 38,58 [ 21 ] (0,0110)	LR: 34,35 [ 21 ] (0,0332)	LR: 59,47 [ 21 ] (0,0000)
SIMETRIA DE BROWNING E CHIAPPORI (1998)	11,1 [ 15 ] (0,747)	17,4 [ 15 ] (0,272)	49,40 [ 15 ] (0,0005)
CONDIÇÃO SR1	-	-	7,77 [ 6 ] (0,2555)
CONDIÇÃO SR1 DE BROWNING E CHIAPPORI (1998)	-	-	10,00 [ 10 ] (0,443)

Fonte: Elaboração própria E Browning e Chiappori (1998).

Nota: Estatística de teste  $\chi^2$ , [graus de liberdade], (p-value)

As evidências, portanto, indicam que a especificação QUAIDS enquanto sistema de demanda não pode ser rejeitada para as solteiras. Para casais e solteiros, no entanto, a hipótese de que  $\lambda_i = 0$  para cada categoria  $i$  não é rejeitada pelos dados, evidenciando que o modelo AIDS se adequaria mais a este estrato. Com relação à simetria, as evidências apontam que tal hipótese é rejeitada para dados referentes aos solteiros(as) e casais.<sup>27</sup> Os resultados dos testes de simetria para solteiros não são os esperados e são diferentes dos encontrados em Browning e Chiappori (1998), que não rejeitam fortemente a hipótese de simetria para solteiros do Canadá. Nota-se que, para solteiros(as), os testes de simetria têm resultados bastante diferentes entre os dados canadenses e brasileiros.

<sup>27</sup> Importante lembrar que, pelo critério de Schwarz, a hipótese de simetria não seria rejeitada pelos dados, sejam eles compostos unicamente por solteiros(as) ou por casais.

No que se refere à endogeneidade da despesa, a tabela A1 no apêndice apresenta as estimativas dos parâmetros da regressão da forma reduzida para os logaritmos da despesa total,  $\ln X$  e  $\ln X^2$ . Os resultados da significância conjunta das variáveis  $\ln Y$  e  $\ln Y^2$  também são apresentados nesta tabela e apontam evidências de uma forte correlação parcial entre renda e despesa, o que sugere que a renda é um instrumento relevante para despesa total. Os resultados do teste para a exogeneidade da despesa total são apresentados na tabela 5. Neste caso, a comparação é entre o modelo sem levar em conta a endogeneidade da despesa total e o modelo com a endogeneidade corrigida. Os resultados apontam que a exogeneidade da despesa total não é rejeitada pelos três estratos (solteiros(as) e casais).

## **5.2 O MODELO DE RACIONALIDADE COLETIVA**

A motivação teórica e empírica do modelo de racionalidade coletiva de Browning e Chiappori (1998) é a de que o modelo unitário deve ser válido para solteiros enquanto que o modelo coletivo deve ser válido para casais. Como encontrado em Browning e Chiappori (1998), os resultados dos testes de simetria da matriz de Slutsky para casais brasileiros indicam que a imposição do modelo unitário com os dados pode estar equivocada.

Os autores derivam, portanto, um implicação testável e derivada do arcabouço coletivo desenvolvido pelos autores, a condição SR1, equivalente à propriedade de simetria da teoria convencional de demanda. Os resultados o teste da condição SR1 para casais brasileiros sugerem, assim como em Browning e Chiappori, que tal hipótese é fortemente não rejeitada pelos dados. Tal resultado suporta, portanto, a adequação deste modelo de racionalidade coletiva para casais brasileiros.

## **6 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

A motivação principal do modelo de racionalidade coletiva de Browning e Chiappori (1998) é a de que a teoria neoclássica do consumidor é válida somente para indivíduos, e não para famílias. No contexto de escolhas coletivas, as propriedades usuais das demandas marshallianas, em especial, a condição de simetria da matriz de Slutsky, são sempre rejeitadas.

Um resultado teórico importante deste modelo, portanto, é o de que, embora a simetria de Slutsky não precise ser verificada no arcabouço coletivo, tal condição pode ser generalizada de uma forma direta: a matriz de Slutsky no contexto coletivo (a chamada matriz pseudo-Slutsky) deve ser igual a uma matriz simétrica mais uma matriz de posto igual a um (condição SR1)

Este artigo teve como objetivo testar a validade do modelo unitário para solteiros(as) e a validade do modelo de racionalidade coletiva de Browning e Chiappori (1998) para casais no Brasil. Para tanto, foi estimado um sistema de demanda do consumo brasileiro com base no modelo QUAIDS, que apresenta uma estrutura de preferências flexível o suficiente para permitir curvas de Engel quadráticas. As bases de dados utilizadas foram as pesquisas de orçamentos familiares (POFs) para os períodos de 1987/1988 e 1995/1996.

Os resultados encontrados indicam que a hipótese de simetria não é rejeitada para solteiros, apenas quando não se leva em conta a endogeneidade da despesa total. Para casais brasileiros, por sua vez, os dados sugerem que a condição de simetria de Slutsky é fortemente rejeitada, sugerindo que, de fato, o modelo unitário não é adequado para as famílias brasileiras que possuam mais de um membro. Quando se testa à hipótese equivalente no contexto coletivo – a condição SR1 – os dados indicam que o modelo de racionalidade coletiva é válido para casais.

A análise de um sistema de demanda do consumo brasileiro no contexto de modelos de racionalidade coletiva no Brasil é extremamente importante na medida em que o modelo unitário para as famílias precisa ser revisto. Um passo importante é avaliar em que medida tais implicações alteram as elasticidades da demanda com a imposição das várias restrições dadas aos modelos.

## REFERÊNCIAS

APPS, P.; REES, R. Taxation and the household. *Journal of Public Economics*, v.35, p.355-369, 1988.

ASANO, S.; FIUZA, S. Estimation of the Brazilian Consumer Demand System. *Brazilian Review of Economics*, Rio de Janeiro, v.23, n.2, p. 255-294, Novembro, 2003.

ASANO, S.; FIUZA, S. *Estimation of the Brazilian Consumer Demand System*. Rio de Janeiro: Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n.793). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/tda2001a.html>>.

ATEN, B.H.; MENEZES, T. Poverty Price Levels: An Application to Brazilian Metropolitan Areas, Conference on the International Comparison Program, Washington, D.C. Março 11 – 15, 2002.

BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics*, v. 79, n. 4, p. 527-539, Novembro, 1997.

BARBOSA, A.L; MENEZES, T; CABALLERO, B. *Demanda por produtos alimentares nas áreas urbanas e rurais do Brasil*. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 32, Salvador, SBE, 2010.

BERNDT, E.R.; WOOD, D. *Technology, Prices, and the Derived Demand for Energy*. In: *Review of Economics and Statistics*, v.57, n.3, p.259-268, Agosto, 1975.

BLUNDELL, R.; ROBIN, J. Estimation in Large and Disaggregated Demand Systems: An Estimator for Conditionally Linear Systems. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, n. 3, pp. 209-232, 1999.

BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What do we learn about consumer demand patterns from micro data? *The American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 570-597, 1993.

BOURGUIGNON, F.; CHIAPPORI, P-A. Collective Models of Household Behavior: An Introduction, *European Economic Review*, 36, 355-364, 1993.

BOURGUIGNON, F.; BROWNING, M.; CHIAPPORI, P-A.; LECHENE, V. Intrahousehold Allocation of Consumption: A Model and Some Evidence from French Data. *Annales d'Économie et de Statistique*, 29, pp. 137-156, Janeiro/Março, 1993.

BOPAPE, L. E.; MYERS, R. *Analysis of household demand for food in South Africa: model selection, expenditure endogeneity, and the influence of socio-demographic effects*. Artigo selecionado para a apresentação na *African Econometrics Society Annual Conference*, Cidade do Cabo, África do Sul, Julho 4-6, 2007.

\_\_\_\_\_. *The Influence of Demand Model Selection on Household Welfare Estimates: na Application to South African Food Expenditures*. 164 p. Tese (Doutorado) – Michigan State University, Departamento de Economia Agrícola, 2006.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P.A.; LECHENE, V. Collective and Unitary Models: a Clarification. Centre for Applied Microeconomics. Institute of Economics University of Copenhagen. <http://www.econ.ku.dk/CAM>, Maio, 2004.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P.A. Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests. *Econometrica*, vol.66, n.6, pp. 1.241-1.278, Novembro, 1998.

BROWNING, M.; BOURGUIGNON, F.; CHIAPPORI, P.A.; LECHENE, V. Income and Outcomes: a Structural Model of Intrahousehold Allocation. *The Journal of Political Economy*, v.102, n.6, pp.1067-1096, Dezembro, 1994.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P.A.; LECHENE, V. Collective and Unitary Models: a Clarification. Centre for Applied Microeconomics. Institute of Economics University of Copenhagen. <http://www.econ.ku.dk/CAM>, Maio, 2004.

BROWNING, M.; MEGHIR, C. The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands, *Econometrica*, 59, pp 925-951, 1991.

CHIAPPORI, P-A. Rational household labor supply. *Econometrica*, Evanston, v.56, n.1, pp 63-89, 1988.

CHIAPPORI, P-A. Collective labor supply and welfare. *The Journal of Political Economy*, vol. 100, n. 3, p. 437-467, June 1992.

CHIAPPORI, P-A.; FORTIN, B.; LACROIX, G. Marriage market, divorce legislation and household labor supply. *Journal of Political Economy*, Chicago, v.110, n.1, p.37-72, 2002.

COELHO, A.; AGUIAR, D.; EALES, J. Food Demand in Brazil: An Application of Shonkwiler & Yen Two-Step Estimation Method. *Estudos Econômicos*, v.40, n.1, pp 185-211, Janeiro-Março, 2010.

COELHO, A. B. *A demanda de alimentos no Brasil, 2002/2003*. 233p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. *Economic and consumer behavior*. 14. ed.. Cambridge: University Press, pp 450, 1996.

DEATON, A. *Handbooks of Econometrics*. Chapter 30: Demand Analysis. Elsevier Science Publishers, BV, P. 1768-1839, 1986.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. *American Economic Review*, v. 70, n. 3, p. 312-326, 1980.

FERNANDES, M.M.; SCORZAFAVE, L.G. Estimação da Oferta de Trabalho com Modelos de Racionalidade Coletiva: uma Aplicação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.39, n.2, Agosto, 2009.

GREENE, W.H. *Econometric Analysis*. Nova Jersey: Prentice Hall, 5ª edição, 2003

HAUSMAN, J.A. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46, p. 1.251-1.271, 1978.

LA FRANCE, J.T. When is Expenditure ‘Exogenous’ in Separable Demand Models? *Western Journal of Agricultural Economics*. 16, pp. 49-62, 1991.

LEWBEL, A. The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation, *Econometrica*, 59, pp 711-730, 1991.

LEWBEL, A. Full Rank of Demand Systems. *International Econometric Review*, 31, pp 289-300, 1990.

MANSER, M; BROWN, M. Marriage and household decision-making: a bargaining analysis. *International Economic Review*, Filadelfia, v.21, n.1, pp. 31-44, 1980.

MCENROY, M; HORNEY, M. Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand. *International Economic Review*, Filadelfia, v.22, n.2, pp. 333-349, 1981.

MENEZES, T.A.; AZZONI, C.R; SILVEIRA, F.G. Demand Elasticities for food products: a two-stage budgeting system. *Applied Economics*, Volume 40, N. 19, pp 2557-2572, Outubro, 2008.

MUELLBAUER, J. Community Preferences and the Representative Consumer. *Econometrica*, vol. 44, n. 55, pp 2.557-2.572, Setembro, 1976.

PAYERAS-PINTOS, J. Estimação do sistema quase ideal de demanda para uma cesta ampliada de produtos empregando dados da POF de 2002-2003. *Economia Aplicada*, v.13, n.2, pp 231-255, 2009.

PEREDA, P.C. *Estimação das equações de demanda por nutrientes usando o modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS)*. 124 p. Tese (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

PHIPPS, L.; BURTON, P. *What's mine is yours? The Influence of Male and Female Income on Patterns of Household Expenditure*. Working Paper. Halifax, N.S.:Dalhousie University, Departamento de Economia, 1994.

PHILIPS, L. *Applied Consumption Analysis*. Amsterdam: North-Holland, p.331, 1974.

POLLAK, R.A.; WALES, T.J. Estimation of the Linear Expenditure System. *Econometrica*, 37 ( 4 ), pp. 611-627, outubro, 1969.

PRAIS, S.J.; HOUTHAKKER, H.S. *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge: Cambridge University Press; 2a edição, 1971.

RANGEL, M.A. Alimony rights and intrahousehold allocation of resources: evidence from Brazil. *The Economic Journal*, v.116, pp.627-658, Julho, 2006.

SCHULTZ, T.P. Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility. *Journal of Human Resources*, 25, pp. 635-664, 1990.

TAFERE, K.; TAFESSE, A.; TAMIRU, S. Food demand elasticities in Ethiopia: Estimates using Household Income Consumption Expenditure Survey Data. *Ethiopia Strategy Support Program 2 (ESSP2)*. Discussion Paper No. ESSP2 011. Abril, 2010.

THOMAS, D. Intra-household Resource Allocation: An Inferential Approach. *Journal of Human Resources*, 25, pp. 635-664, 1990.

TIEFENTHALER, J. The sectoral labor supply of married couples in Brazil: testing the unitary model of household behavior. *Journal of Population Economics*, Heidelberg, v.12, n.4, pp. 591-606, 1999.

VELOSO, L.G. *Estimação de um Sistema de Demanda para o Brasil*. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia) – Programa de Pós-graduação e Pesquisa em Administração e Economia, Rio de Janeiro, 2006.

ZELLNER, A. An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, v.57, n. 298, pp. 348-368, Junho, 1962.



## APÊNDICE

Tabela A1 - As formas reduzidas estimadas para  $\ln(X)$  e  $\ln(X)^2$

	Solteiros # = 695		Solteiras # = 841		Casais # = 2.051	
	$\ln(X)$	$\ln(X)^2$	$\ln(X)$	$\ln(X)^2$	$\ln(X)$	$\ln(X)^2$
Constante	4.7773*** (0.343)	55.2956*** (3.716)	3.6690*** (0.300)	42.9646*** (3.420)	3.6500*** (0.195)	43.3076*** (2.328)
Dummy - 1996	-1.6172*** (0.121)	-31.4854*** (2.259)	-1.2714*** (0.107)	-24.6880*** (2.028)	-1.1012*** (0.061)	-21.9337*** (1.238)
$\ln(P_1)$	0.6762 (0.478)	12.0799 (9.053)	-0.7353* (0.418)	-11.1111 (7.978)	0.1685 (0.265)	4.3952 (5.372)
$\ln(P_2)$	-0.3457* (0.183)	-5.5860 (3.473)	0.3165** (0.149)	5.0349* (2.840)	-0.2863*** (0.093)	-5.4600*** (1.879)
$\ln(P_3)$	-0.0664 (0.119)	-1.3852 (2.262)	-0.0345 (0.099)	-1.1484 (1.897)	0.0010 (0.059)	0.1426 (1.204)
$\ln(P_4)$	1.6931** (0.739)	32.1814** (13.996)	-0.3967 (0.637)	-4.1467 (12.152)	1.1041*** (0.393)	24.4396*** (7.961)
$\ln(P_5)$	0.6301** (0.274)	9.9613* (5.183)	-0.0786 (0.216)	-1.8345 (4.128)	0.4084*** (0.135)	7.5666*** (2.727)
$\ln(P_6)$	-1.2513* (0.645)	-22.6430* (12.211)	0.4216 (0.504)	4.8721 (9.612)	-0.6443** (0.318)	-13.9137** (6.439)
$\ln(P_7)$	-0.3813* (0.215)	-6.4549 (4.078)	0.2331 (0.170)	3.6804 (3.250)	-0.1484 (0.106)	-2.9153 (2.149)
IDADE	-0.0045*** (0.001)	-0.0864*** (0.028)	-0.0016 (0.001)	-0.0340 (0.025)	-0.0021*** (0.001)	-0.0430*** (0.015)
ESCCHEFE	0.0635*** (0.007)	1.1246*** (0.137)	0.0491*** (0.006)	0.8323*** (0.118)	0.0178*** (0.003)	0.3186*** (0.063)
RESPROPRIA	-0.1043** (0.045)	-1.8357** (0.857)	-0.1321*** (0.041)	-2.4936*** (0.784)	-0.0816*** (0.026)	-1.4412*** (0.534)
NONE	-0.0700 (0.054)	-1.3060 (1.021)	-0.0525 (0.048)	-1.0999 (0.911)	-0.0526* (0.028)	-1.0171* (0.571)
$\ln(Y)$	0.5722*** (0.031)	-	0.6652*** (0.027)	-	0.6912*** (0.016)	-
$\ln(Y)^2$	-	0.5662*** (0.029)	-	0.6565*** (0.025)	-	0.6915*** (0.016)
$R^2$	0,904	0,911	0,917	0,921	0,912	0,916
F (p-val)	490,92 (0,000)	534,170 (0,000)	699,650 (0,000)	745,070 (0,000)	1.630,120 (0,000)	1.698,500 (0,000)

Fonte: POF 1988/1987 e 1996/1995.

Erro padrão entre parênteses;\* nível de significância de 10%, \*\* 5% e \*\*\* 1%.

**Tabela A2 - Estimação do Sistema de Demanda Quaid's - Solteiros**  
**Modelo Irrestrito (Sem Correção da Endogeneidade da Despesa Total)**

(variável dependente: participação orçamentária de cada categoria na despesa total)

	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6
Constante	0.6914*** (0.062)	0.1600*** (0.051)	0.0554 (0.036)	0.2140*** (0.026)	-0.1802*** (0.051)	0.0084 (0.029)
Dummy - 1996	-0.1637*** (0.036)	0.0180 (0.029)	0.0269 (0.021)	-0.0568*** (0.015)	0.1363*** (0.029)	-0.0001 (0.017)
Ln(P <sub>1</sub> )	0.1676 (0.137)	0.0250 (0.112)	-0.1514* (0.080)	-0.0041 (0.058)	0.1562 (0.111)	-0.0006 (0.065)
Ln(P <sub>2</sub> )	-0.0456 (0.059)	-0.0171 (0.050)	0.0388 (0.036)	-0.0047 (0.026)	-0.0427 (0.047)	0.0075 (0.029)
Ln(P <sub>3</sub> )	-0.0666 (0.044)	0.0781** (0.034)	0.0017 (0.024)	0.0056 (0.017)	-0.0336 (0.036)	-0.0019 (0.019)
Ln(P <sub>4</sub> )	-0.2481 (0.218)	0.0814 (0.184)	0.0195 (0.132)	0.1001 (0.094)	0.3715** (0.174)	0.0366 (0.107)
Ln(P <sub>5</sub> )	-0.1051* (0.064)	0.0371 (0.050)	-0.0241 (0.036)	-0.0009 (0.026)	0.0658 (0.052)	-0.0034 (0.029)
Ln(P <sub>6</sub> )	0.2648 (0.208)	-0.1331 (0.173)	0.0562 (0.124)	-0.0868 (0.089)	-0.4253** (0.167)	-0.0369 (0.101)
Ln(P <sub>7</sub> )	65.8188* (36.592)	-7.1067 (15.583)	-13.1531** (6.294)	41.5977 (65.687)	-11.9752 (11.343)	-71.9398 (59.171)
IDADE	-0.0003 (0.000)	0.0022*** (0.000)	-0.0005* (0.000)	-0.0017*** (0.000)	-0.0003 (0.000)	0.0010*** (0.000)
ESCCHEFE	-0.0110*** (0.002)	0.0024 (0.002)	-0.0028** (0.001)	-0.0011 (0.001)	0.0066*** (0.002)	0.0012 (0.001)
RESPROPRIA	0.0220 (0.014)	-0.0866*** (0.012)	0.0180** (0.009)	0.0031 (0.006)	0.0142 (0.011)	0.0081 (0.007)
Ln(Y)	-0.0265 (0.020)	-0.0293* (0.017)	0.0037 (0.012)	-0.0027 (0.009)	0.0381** (0.016)	0.0071 (0.010)
Ln(Y) <sup>2</sup>	-0.0026 (0.002)	0.0027 (0.002)	0.0009 (0.001)	-0.0007 (0.001)	0.0007 (0.002)	-0.0011 (0.001)
R <sup>2</sup>	0,783	0,580	0,316	0,492	0,520	0,404
Obs.	695	695	695	695	695	695

Fonte: POF 1988/1987 e 1996/1995.

Nota: Erro padrão entre parênteses; \* nível de significância de 10%, \*\* 5% e \*\*\* 1%.

**Tabela A3 - Estimação do Sistema de Demanda Quaid's - Solteiras**  
**Modelo Irrestrito (com Correção da Endogeneidade da Despesa Total)**  
(variável dependente: participação orçamentária de cada categoria na despesa total)

	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6
Constante	0.8734*** (0.105)	0.3538*** (0.097)	-0.1682** (0.065)	0.1721*** (0.049)	-0.1044* (0.060)	0.2033** (0.085)
Dummy - 1996	-0.3520*** (0.050)	-0.0349 (0.046)	0.1560*** (0.031)	0.0015 (0.023)	0.0932*** (0.028)	-0.0047 (0.040)
Ln(P <sub>1</sub> )	-0.1541 (0.126)	0.1177 (0.097)	-0.1052 (0.074)	-0.0455 (0.049)	0.1698*** (0.065)	0.0186 (0.086)
Ln(P <sub>2</sub> )	0.0503 (0.053)	0.0049 (0.044)	0.0048 (0.032)	-0.0003 (0.022)	-0.0584** (0.028)	0.0037 (0.039)
Ln(P <sub>3</sub> )	-0.0291 (0.041)	0.0134 (0.033)	-0.0143 (0.025)	0.0207 (0.017)	-0.0558*** (0.021)	0.0844*** (0.029)
Ln(P <sub>4</sub> )	-0.0817 (0.191)	0.1965 (0.168)	-0.0868 (0.116)	-0.1809** (0.085)	0.3009*** (0.106)	-0.0203 (0.147)
Ln(P <sub>5</sub> )	0.0276 (0.057)	-0.1307*** (0.046)	0.0008 (0.034)	0.0311 (0.023)	-0.0063 (0.030)	0.0915** (0.041)
Ln(P <sub>6</sub> )	0.0243 (0.175)	-0.1164 (0.149)	0.1789* (0.105)	0.1087 (0.075)	-0.2590*** (0.095)	-0.1140 (0.131)
Ln(P <sub>7</sub> )	7.8706 (14.372)	-5.2737 (6.860)	-3.2117 (2.988)	16.7543 (31.935)	0.6059 (6.650)	-1.5664 (25.343)
IDADE	0.0006 (0.000)	0.0013*** (0.000)	-0.0008*** (0.000)	-0.0016*** (0.000)	-0.0013*** (0.000)	0.0015*** (0.000)
ESCCHEFE	0.0020 (0.003)	0.0020 (0.002)	-0.0102*** (0.002)	-0.0006 (0.001)	0.0019 (0.001)	0.0022 (0.002)
RESPROPRIA	0.0411*** (0.013)	-0.1421*** (0.012)	0.0177** (0.008)	0.0141** (0.006)	0.0304*** (0.008)	0.0245** (0.011)
Ln(Y)	-0.1056*** (0.036)	-0.0303 (0.033)	0.0678*** (0.022)	-0.0208 (0.017)	0.0597*** (0.021)	-0.0595** (0.029)
Ln(Y) <sup>2</sup>	0.0017 (0.003)	0.0015 (0.003)	-0.0027 (0.002)	0.0034** (0.002)	-0.0037* (0.002)	0.0044 (0.003)
v1	0.2053** (0.099)	0.0703 (0.090)	-0.1484** (0.061)	-0.0042 (0.046)	-0.0988* (0.057)	0.1215 (0.080)
v2	-0.0071 (0.005)	-0.0044 (0.005)	0.0061* (0.003)	-0.0002 (0.002)	0.0040 (0.003)	-0.0048 (0.004)
R <sup>2</sup>	0,710	0,670	0,353	0,555	0,540	0,523
Obs.	841	841	841	841	841	841

Fonte: POF 1988/1987 e 1996/1995.

Nota: 1) Erro padrão entre parênteses; \* nível de significância de 10%, \*\* 5% e \*\*\* 1%; 2) v1 resíduo da forma reduzida da regressão de ln X sobre os instrumentos; 3) v2 resíduo da forma reduzida da regressão de ln X<sup>2</sup> sobre os instrumentos.

**Tabela A4 - Estimação do Sistema de Demanda Quaid's - Casais**  
**Modelo Restrito (com Correção da Endogeneidade da Despesa Total)**  
(variável dependente: participação orçamentária de cada categoria na despesa total)

	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6
Constante	0.9783*** (0.064)	0.2675*** (0.054)	0.0958** (0.044)	0.1627*** (0.032)	-0.3338*** (0.060)	-0.0451 (0.044)
Dummy - 1996	-0.3680*** (0.024)	0.0046 (0.020)	0.0039 (0.016)	-0.0296** (0.012)	0.2672*** (0.022)	0.0221 (0.016)
Ln(P <sub>1</sub> )	-0.1316*** (0.047)					
Ln(P <sub>2</sub> )	0.0100 (0.018)	0.0033 (0.015)				
Ln(P <sub>3</sub> )	-0.0235 (0.016)	-0.0074 (0.009)	0.0054 (0.011)			
Ln(P <sub>4</sub> )	0.0011 (0.024)	-0.0034 (0.012)	0.0077 (0.008)	-0.0421 (0.040)		
Ln(P <sub>5</sub> )	0.0758*** (0.025)	-0.0047 (0.015)	0.0077 (0.008)	0.0150 (0.013)	-0.0546** (0.027)	
Ln(P <sub>6</sub> )	0.0359 (0.030)	0.0086 (0.014)	0.0077 (0.008)	0.0108 (0.035)	0.0114 (0.017)	-0.0814** (0.039)
IDADE	0.0006*** (0.000)	0.0019*** (0.000)	-0.0013*** (0.000)	-0.0014*** (0.000)	-0.0012*** (0.000)	0.0016*** (0.000)
ESCCHEFE	-0.0027*** (0.001)	0.0016** (0.001)	-0.0017** (0.001)	0.0005 (0.000)	-0.0004 (0.001)	0.0010 (0.001)
RESPROPRIA	0.0207*** (0.008)	-0.1234*** (0.006)	0.0113** (0.005)	0.0096*** (0.004)	0.0460*** (0.007)	0.0182*** (0.005)
Ln(Y)	-0.0838*** (0.021)	-0.0375** (0.017)	0.0156 (0.014)	-0.0119 (0.010)	0.0647*** (0.020)	0.0199 (0.014)
Ln(Y) <sup>2</sup>	-0.0018 (0.002)	0.0021 (0.002)	-0.0010 (0.001)	0.0017* (0.001)	0.0012 (0.002)	-0.0017 (0.001)
v1	0.2844*** (0.055)	0.0262 (0.046)	-0.0711* (0.037)	-0.0079 (0.027)	-0.1472*** (0.051)	-0.0813** (0.038)
v2	-0.0108*** (0.003)	-0.0023 (0.002)	0.0035* (0.002)	0.0000 (0.001)	0.0061** (0.002)	0.0046** (0.002)
R <sup>2</sup>	0,809	0,650	0,418	0,584	0,580	0,540
Obs.	2.051	2.051	2.051	2.051	2.051	2.051

Fonte: POF 1988/1987 e 1996/1995.

Nota: 1) Erro padrão entre parênteses; \* nível de significância de 10%, \*\* 5% e \*\*\* 1%; 2) v1 resíduo da forma reduzida da regressão de ln X sobre os instrumentos; 3) v2 resíduo da forma reduzida da regressão de ln X<sup>2</sup> sobre os instrumentos.