

Instituto Superior de Economia e Gestão
Universidade Técnica de Lisboa

**MODELAÇÃO DE CURVAS DE ENGEL PARA PORTUGAL
NO PERÍODO 1989-1990**

por

Paula Alexandra Cara de Anjo Casimiro

Orientador

Doutor Pedro Duarte Neves

Júri:

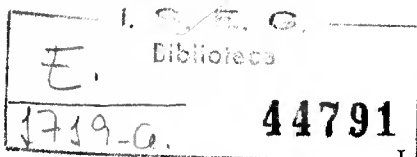
Presidente: Doutor António Luís Silvestre, professor associado do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa;

Vogais: Doutor Pedro Duarte Neves, professor auxiliar da Universidade Católica Portuguesa;

Doutor Miguel Rebordão de Almeida Gouveia, professor auxiliar da Universidade Católica Portuguesa;

Doutor João Dias, professor auxiliar do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa.

Lisboa 1997



HC394-S-IS-237 1997



Instituto Superior de Economia e Gestão
Universidade Técnica de Lisboa

MODELAÇÃO DE CURVAS DE ENGEL PARA PORTUGAL NO PERÍODO 1989-1990

por

Paula Alexandra Cara de Anjo Casimiro

Orientador

Doutor Pedro Duarte Neves

Júri:

Presidente: Doutor António Luís Silvestre, professor associado do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa;

Vogais: Doutor Pedro Duarte Neves, professor auxiliar da Universidade Católica Portuguesa;

Doutor Miguel Rebordão de Almeida Gouveia, professor auxiliar da Universidade Católica Portuguesa;

Doutor João Dias, professor auxiliar do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa.

Lisboa 1997



Índice

	Pág.
Lista de quadros	4
Lista de figuras	4
1. Introdução	5
2. Funções de procura e curvas de Engel	
2.1. Funções de procura: definição e propriedades	7
2.2. Curvas de Engel	10
2.3. Estimacão econométrica	14
2.3.1. Erros nas variáveis	14
2.3.2. Testes de hipóteses	18
2.3.2.1. Teste à validade do conjunto de variáveis instrumentais	18
2.3.2.2. Teste de Durbin-Wu-Hausman	20
2.3.2.3. Teste de especificacão	21
3. Modelacão de curvas de Engel para Portugal	
3.1. Modelos estimados	23
3.2. Apresentacão da amostra	24
3.2.1. Inquérito aos Orçamentos Familiares 1989-1990	24
3.2.2. Seleccion da amostra	27
3.3. Variáveis utilizadas	28
3.3.1. Variável dependente	28
3.3.2. Variáveis explicativas	30
3.3.3. Variáveis instrumentais	36
3.4. Apresentacão dos resultados	37

4. Escalas de equivalência	
4.1. As crianças e o comportamento económico das famílias	50
4.2. O método de Engel	51
4.3. Resultados empíricos	53
4.3.1. Descrição dos modelos estimados	53
4.3.2. Selecção da amostra	56
4.3.3. Variáveis utilizadas	56
4.3.4. Apresentação dos resultados	57
4.4. Outros resultados empíricos	59
5. Comentários finais	61
Bibliografia	63
Anexos	66

Lista de quadros

	Pág.
1. Distribuição geográfica da amostra	27
2. Composição das classes de bens	29
3. <i>Almost Ideal Demand System</i> - Principais resultados da estimação	38
4. <i>Almost Ideal Demand System</i> - Testes de hipóteses	38
5. <i>Quadratic Almost Ideal Demand System</i> - Principais resultados da estimação	39
6. <i>Quadratic Almost Ideal Demand System</i> - Testes de hipóteses	39
7. Elasticidades procura - rendimento estimadas - <i>Almost Ideal Demand System</i>	42
8. Elasticidades procura - rendimento estimadas - <i>Quadratic Almost Ideal Demand System</i>	43
9. Escalas de equivalência - Principais resultados da estimação	58
10. Escalas de equivalência - Testes de hipóteses	58
11. Escalas de equivalência estimadas	59
12. Escalas de equivalência - Diferentes abordagens	59
13. Escalas de equivalência estimadas - Reino Unido	60

Lista de figuras

1. Elasticidades por quartis do rendimento	44
2. Elasticidades para agregados com e sem crianças	46

1. Introdução

São poucos os aspectos da vida económica em geral, e da política económica em particular, que não requerem um conhecimento do comportamento do indivíduo. Nomeadamente, a actuação deste enquanto consumidor é um dos aspectos que mais condiciona a implementação e condução da política económica, embora também se deva referir a importância das suas decisões quanto à oferta de trabalho, poupança e investimento.

Por outro lado, os desenvolvimentos tecnológicos no domínio do tratamento de grandes conjuntos de informação permitiram o aparecimento de inúmeros estudos empíricos sobre dados microeconómicos. Para o decisor político a importância destes estudos de natureza empírica é, sem dúvida, inquestionável. Sem pretender enumerar todos os domínios em que o trabalho experimental é importante, pode indicar-se a política fiscal (efeitos redistributivos da tributação indirecta ou impacto sobre a oferta de trabalho da tributação directa), a política monetária (os efeitos de restrições de crédito, de alterações da taxa de juro real ou o conhecimento do padrão de poupança) ou as políticas sociais de carácter redistributivo (escolha apropriada de um índice de custo de vida ou de bem-estar).

O estudo dos impactos sobre a procura e sobre os padrões de consumo subjacentes não se esgota na análise dos efeitos do rendimento ou dos preços. A utilização de dados microeconómicos na modelação da procura permite, não só, ultrapassar alguns problemas teóricos decorrentes da agregação das preferências individuais, como permite igualmente captar diferenças nos padrões de despesa resultantes da dimensão, composição, níveis de educação e outras características sócio-demográficas dos agregados.

A relação que se estabelece entre procura e rendimento, a curva de Engel, tem estado na base de muitos estudos empíricos desde o estudo pioneiro de Engel no final do século passado. Desde então, contributos significativos foram dados por Working (1943), Leser (1963), Deaton e Muellbauer (1980) e por Jorgenson, Lau e Stoker (1982). No entanto, existe evidência empírica de que a forma linear do modelo de Working-Leser não será a mais consistente com o comportamento económico do indivíduo. Existirão bens para os quais se

estabelece uma relação quadrática com o logaritmo natural do rendimento. Naturalmente, a especificação da forma funcional tem implicações na análise dos efeitos do rendimento sobre a procura de um determinado bem ou sobre os níveis de bem-estar relativo das famílias.

A estrutura deste estudo é a seguinte. No capítulo 2 é feito um breve enquadramento teórico do problema do consumidor e das propriedades da função de procura, sendo apresentados os principais modelos de curvas de Engel que se podem encontrar na literatura económica. No capítulo 3 utilizam-se dois dos modelos indicados (*Almost Ideal Demand System* e *Quadratic Almost Ideal Demand System*) para a modelação de curvas de Engel para Portugal, com base em dados microeconómicos retirados do Inquérito aos Orçamentos Familiares de 1989-1990. Comparam-se ainda as elasticidades procura - rendimento estimadas segundo ambos os modelos e analisa-se a sua evolução por escalões do rendimento. Por último, no capítulo 4, recorre-se ao método de Engel para estimar escalas de equivalência de acordo com várias especificações distintas para a existência e número de crianças no agregado familiar.

2. Funções de procura e curvas de Engel

2.1. Funções de procura: definição e propriedades

O consumidor enfrenta uma restrição orçamental que limita o conjunto de possibilidades ao seu dispor. Grande parte da teoria do consumidor tem sido desenvolvida sob a hipótese de uma restrição orçamental linear. Assim, sendo x o consumo total, p_i o preço fixo do bem i e q_i a quantidade não negativa procurada do bem i , a restrição orçamental pode ser escrita como

$$\sum_{i=1}^n p_i q_i \leq x. \quad (1)$$

Se o consumidor é racional e tem preferências bem-comportadas, pode reter-se de (1) apenas a igualdade estrita, dado que o problema de maximização da utilidade sujeita à restrição orçamental terá como resultado um ponto sobre a fronteira do conjunto de possibilidades.

$$\sum_{i=1}^n p_i q_i = x \quad (2)$$

A escolha de q_i depende de x e do vector de preços, p , ambos determinados *a priori*, sendo que a função de procura *marshalliana* genérica é dada por

$$q_i = g_i(x, p). \quad (3)$$

De uma restrição orçamental de tipo linear derivam duas das propriedades das funções de procura. Nomeadamente,

(i) *Aditividade*. Decorre directamente de (2). A soma dos consumos parciais não pode exceder o consumo total.

$$\sum_{i=1}^n p_i g_i(x, p) = x \quad (4)$$

Esta condição implica que alterações no consumo global ou no vector de preços conduzam à escolha de um novo cabaz de bens, de modo a não violar a restrição orçamental. Pode ser escrita, alternativamente, como restrições sobre as derivadas parciais da função procura.

$$\sum_k p_k \frac{\partial g^k}{\partial x} = 1 \quad \text{Condição de Engel} \quad (5)$$

$$\sum_k p_k \frac{\partial g^k}{\partial p_i} + q_i = 0 \quad i = 1, \dots, n \quad \text{Condição de Cournot} \quad (6)$$

(ii) *Homogeneidade*. Dado que a restrição orçamental é linear e homogénea em x e em p , o mesmo vector de quantidades, q , satisfaz a restrição para qualquer múltiplo de p e de x , ou seja, a função de procura é homogénea de grau zero. Sendo θ um qualquer número positivo,

$$g_i(\theta x, \theta p) = g_i(x, p) \quad (7)$$

ou,

$$\sum_k p_k \frac{\partial g_i}{\partial p_k} + x \frac{\partial g_i}{\partial x} = 0 \quad i = 1, \dots, n. \quad (8)$$

Para efeitos deste estudo é conveniente utilizar uma notação algo diferente. Sendo ω_i o peso do bem i no consumo global, *share*,

$$\omega_i = \frac{p_i q_i}{x} \quad (9)$$

e tomando as derivadas do logaritmo da função procura, e_i e e_{ij} , dadas por

$$e_i = \frac{\partial \log g_i(x, p)}{\partial \log x} \quad i = 1, \dots, n \quad (10)$$

$$e_{ij} = \frac{\partial \log g_i(x, p)}{\partial \log p_j} \quad i, j = 1, \dots, n \quad (11)$$

em que e_i representa a elasticidade procura - rendimento e e_{ij} a elasticidade procura - preço, (5), (6) e (8) são equivalentes a

$$\sum_k \omega_k e_k = 1 \quad (12)$$

$$\sum_k \omega_k e_{ki} + \omega_i = 0 \quad i = 1, \dots, n \quad (13)$$

$$\sum_k e_{ik} + e_i = 0 \quad i = 1, \dots, n \quad (14)$$

respectivamente.

A procura dos consumidores pode ser representada, alternativamente, através da função de procura *hicksiana*. Enquanto que o problema primal corresponde à *maximização da função utilidade sujeita a uma restrição orçamental*, o problema dual corresponde à *minimização de uma função de custo sujeita a um dado nível de utilidade*. A função de despesa de um consumidor representa, pois, o custo mínimo necessário para atingir um nível de utilidade determinado *a priori*, dado um vector de preços que é exógeno. Ambos os problemas conduzem, necessariamente, à escolha do mesmo cabaz de bens. A quantidade procurada, neste caso, é uma função dos preços, p , e do nível de utilidade, u ,

$$q_i = h_i(p, u). \quad (15)$$

Recorrendo à *matriz de substituição* ou *matriz de Slutsky*, cujo elemento genérico, $s_{ij} = \frac{\partial x_i}{\partial p_j}$, representa a resposta da procura do bem i a variações no preço do bem j , podem definir-se as restantes propriedades da procura.

(iii) *Simetria*. As derivadas da função procura em relação aos preços cruzados são simétricas, isto é, para todo o $i \neq j$,

$$\frac{\partial x_i(u, p)}{\partial p_j} = \frac{\partial x_j(u, p)}{\partial p_i} \quad (16)$$

o que assegura que o consumidor faz escolhas consistentes.

(iv) *Negatividade*. A matriz de Slutsky, com $n \times n$ elementos, é semi-definida negativa. Esta propriedade resulta da concavidade da função custo e coloca restrições sobre os elementos da matriz. Nomeadamente, implica que os elementos da diagonal principal, s_{ii} , devem ser não positivos. Em termos práticos, isto significa que, mantendo a utilidade constante, um aumento do preço do bem i não pode ser seguido por um aumento da sua procura.

2.2. Curvas de Engel

A forma funcional da função de procura *marshalliana* apresentada em (3) vai depender da estrutura das preferências do consumidor. Tomando como fixo o vector de preços, p_i , implícito na forma funcional, obtém-se a *curva de Engel*

$$q_i = g_i^*(x). \quad (17)$$

De acordo com a elasticidade procura-rendimento, e_i , os bens podem ser classificados como *necessidades*, $0 < e_i < 1$, ou *bens de luxo*, $e_i > 1$. Pode ainda distinguir-se os bens ditos *normais*

dos designados por *inferiores*, em que os últimos referem-se aos bens cuja quantidade procurada diminui com o aumento do rendimento, isto é, quando $e_i < 0$.

A forma geral de (17) consistente com a evidência empírica é, de acordo com Banks, Blundell e Lewbel (1994),

$$\omega_i = A_i(p) + B_i(p) \ln x + C_i(p)g(x) \quad i = 1, \dots, n \quad (18)$$

em que $A_i(p)$, $B_i(p)$, $C_i(p)$ e $g(x)$ são quaisquer funções diferenciáveis.

Se ω_i depender unicamente dos preços, a função de procura diz-se homotética, isto é, $\omega_i = A_i(p)$.

Se $C_i(p)$ for aproximadamente zero, obtém-se a classe de modelos designada por PIGLOG (*Price Independent Generalised Logarithmic*), a qual se refere às funções de procura lineares em $\ln x$. São exemplos o modelo de Working (1943), mais tarde também utilizado por Leser (1963), a generalização do modelo de Working-Leser proposta por Deaton e Muellbauer (1980b) para análise de séries cronológicas (*Almost Ideal Demand System - AIDS*) e o modelo Translog de Jorgenson, Lau e Stoker (1982).

Não considerando o caso de funções de procura homotéticas, descreve-se de modo sumário os restantes modelos referidos.

O modelo de Working-Leser caracteriza-se por apresentar os *shares* como função linear do $\ln x$,

$$\omega_i = \alpha_i + \beta_i \ln x \quad (19)$$

o que corresponde a uma função procura com elasticidade procura - rendimento do tipo,

$$e_i = 1 + \frac{\beta_i}{\omega_i}. \quad (20)$$



O bem i é uma necessidade quando $\beta_i < 0$ e um bem de luxo quando $\beta_i > 0$. A aditividade requer que $\sum_i \omega_i = 1$, o que se verifica desde que,

$$\sum_i \beta_i = 0 \quad \text{e} \quad \sum_i \alpha_i = 1. \quad (21)$$

Deaton e Muellbauer (1980b) estimaram uma extensão deste modelo (AIDS) que tem em conta a evolução do nível de preços, bem como os efeitos de substituição decorrentes dos preços relativos, p_{ij} .

$$\omega_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P) \quad (22)$$

em que P representa um índice de preços definido por

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \gamma_{kl} \log p_k \log p_l. \quad (23)$$

A aditividade requer que, para todo o j ,

$$\sum_k \alpha_k = 1, \quad \sum_k \beta_k = 0 \quad \text{e} \quad \sum_k \gamma_{kj} = 0 \quad (24)$$

a homogeneidade implica que,

$$\sum_k \gamma_{jk} = 0 \quad (25)$$

e, por último, a simetria da matriz de Slutsky é garantida desde que,

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}. \quad (26)$$

Tal como no modelo anterior, pode definir-se o bem i como sendo uma necessidade ou um bem de luxo, quando $\beta_i < 0$ ou $\beta_i > 0$, respectivamente.

O modelo Translog de Jorgenson, Lau e Stoker apresenta *shares* da forma,

$$\omega_i = \frac{\alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln(P_i/x)}{-1 + \sum_i \sum_j \beta_{ji} \ln(P_i/x)}. \quad (27)$$

O modelo de Banks, Blundell e Lewbel (1984), designado por *Integrable Quadratic Almost Ideal Demand System* (IQUAIDS), propõe *shares* como uma função quadrática do $\ln x$:

$$\omega_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln x + \frac{\lambda_i}{b(p)} (\ln x)^2 \quad (28)$$

do qual o modelo AIDS é um caso particular.

A elasticidade procura - rendimento é dada pela expressão

$$e_i = 1 + \frac{\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} \ln x}{\omega_i}. \quad (29)$$

Note-se que e_i pode variar directamente com o rendimento, ao contrário do que acontece no modelo AIDS.

De uma classe de bens com um β_i positivo e um λ_i negativo diz-se que representa um bem de luxo para baixos níveis de rendimento e uma necessidade para rendimentos mais elevados, passando-se o inverso para um β_i negativo e um λ_i positivo. Bens em que ambos os parâmetros apresentem sinais positivos ou negativos são bens de luxo ou necessidades, respectivamente, em todas as classes de rendimento.

Se o parâmetro associado com $(\ln x)^2$ for constante, isto é, se não depender dos preços, a simetria da matriz de Slutsky requer que o rácio entre os dois parâmetros, β_i e λ_i , seja constante, caso em que

$$\omega_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i [\ln x + c(\ln x)^2], \quad (30)$$

reduzindo o grau da matriz dos coeficientes para dois (Blundell et al., 1993).

2.3. Estimação econométrica

2.3.1. Erros nas variáveis

Em termos teóricos, existe uma relação que se estabelece entre a procura do bem i e o nível de consumo global. No entanto, no estudo empírico, colocam-se alguns problemas ao analista quando este pretende estimar os parâmetros de uma dada especificação de curva de Engel a partir de dados microeconómicos.

Estes dados estão disponíveis a partir de inquéritos, mais ou menos frequentes, aos agregados familiares, em que são registadas as suas despesas e receitas durante um certo período de tempo, geralmente bastante limitado. Decorre daqui que os inquéritos aos orçamentos familiares registam despesas e não consumo. Apesar de a despesa total ser um estimador não enviesado do consumo total, apenas no caso de grandes restrições de liquidez os dois serão idênticos. O primeiro problema é, pois, a existência de erros nas variáveis, resultante do facto de a variável observada, x^* , ser uma aproximação da variável de interesse, x .

Um segundo problema surge como consequência da limitação do intervalo de tempo em que decorrem os inquéritos. Devido a esta restrição, é normal registarem-se zeros na despesa em certas classes de bens, com maior incidência nos bens mais duradouros. Este facto conduz, necessariamente, a uma má interpretação do padrão de consumo subjacente.

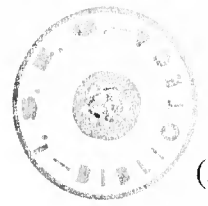
A existência de zeros nas despesas pode acontecer devido à infrequência das compras, como foi referido, mas também devido a não respostas, ou respostas erradas, ou mesmo a variações das preferências ou preços entre a amostra (certos agregados podem simplesmente não consumir certos bens, qualquer que seja o seu preço). Uma abordagem natural seria admitir a existência dos três tipos de zeros. No entanto, a estimação de uma equação deste tipo teria custos bastante elevados. A alternativa é considerar que para cada classe de bens os zeros têm apenas uma natureza (Keen, 1986), o que pode apresentar alguns problemas para certos bens em que se verifique uma intenção de consumo, como sejam o tabaco ou as bebidas alcoólicas.

Partindo deste último pressuposto, admite-se que a existência de zeros nas despesas parciais é devida unicamente à infrequência das compras. Neste caso, a despesa no bem i é uma estimativa enviesada do verdadeiro consumo nesse mesmo bem, dado que a despesa observada no momento t , momento do inquérito, corresponde a um consumo que irá decorrer a partir de t , durante um período mais ou menos longo, dependendo da natureza do bem.

Tem-se, pois, três problemas que se colocam à estimação de curvas de Engel a partir de dados seccionais: a existência de erros nas variáveis, devido à utilização da despesa e não do consumo como regressor; heterocedasticidade, decorrente da heterogeneidade no padrão de preferências e de despesa entre as famílias; e correlação entre o erro e os regressores, ao utilizar-se uma variável de decisão, a despesa, como variável. Por tudo isto, o Estimador dos Mínimos Quadrados (OLS) é inconsistente.

Quando a inconsistência do OLS decorre de erros nas variáveis, o procedimento habitual é utilizar o Estimador das Variáveis Instrumentais (IV) como alternativa. No presente caso, e apesar do processo gerador das despesas ser de carácter censurado, o estimador IV continua a ser consistente para os parâmetros de interesse, desde que seja respeitada a habitual condição de os instrumentos estarem correlacionados com x e x^* , mas não com o erro.

Para provar esta afirmação considere-se que x_{hk}^* e x_{hk} são a despesa e consumo, respectivamente, da família h no bem k , e p_{hk} a probabilidade de h comprar o bem k durante o período em que está a decorrer o inquérito, $p_{hk} > 0$. Pode, então, escrever-se,



$$x^*_{hk} = w_{hk} \frac{\{x_{hk} + u_{hk}\}}{p_{hk}} \quad k = 1, \dots, n \quad (31)$$

em que n é o número de classes de bens e w_{hk} é uma variável que assume os valores 1 ou 0 consoante o bem k é comprado ou não, respectivamente, tendo uma distribuição de Bernoulli dada por,

$$pr[w_{hk} = 1 | x_{hk} > 0] = p_{hk} . \quad (32)$$

$w_h = (w_{hk})$ e $u_h = (u_{hk})$ são independentemente distribuídos e

$$E[u_h | x_{hk}] = 0; \quad E[u_h u_h^T | x_{hk}] = [\sigma_{kj}] . \quad (33)$$

De modo a excluir a possibilidade de existência de despesas negativas, assume-se que $pr[u_{hk} < -x_{hk}] = 0, \quad \forall k, \forall h$.

Estão aqui presentes as duas fontes de erros consideradas. Por um lado, os erros nas variáveis habitualmente entendidos como tal, representados pelas variáveis u_h ; por outro lado, os zeros gerados pela infrequência nas compras, expressos através das variáveis de censura w_h .

Tomando o caso mais simples, em que a estrutura das preferências dos consumidores dá origem a curvas de Engel lineares, a despesa observada está relacionada com o consumo total através de,

$$x^*_{hk} = \alpha_k + \beta_k x_h + \eta_{hk} \quad (34)$$

em que

$$\eta_{hk} = \frac{(w_{hk} - p_{hk})x_{hk} + w_{hk}u_{hk}}{p_{hk}} . \quad (35)$$

Usando as condições de aditividade expressas em (21), tem-se que

$$x^*_{.h} = \sum_k x^*_{hk} = x_h + \sum_k \eta_{hk} \quad (36)$$

e, logo,

$$x^*_{hk} = \alpha_k + \beta_k x^*_{.h} + \varepsilon_{hk} \quad k = 1, \dots, n \quad (37)$$

onde $\varepsilon_{hk} = \eta_{hk} - \beta_k \sum_j \eta_{hj}$.

Observa-se em (35) que o erro, ε_{hk} , encontra-se relacionado com a variável não observada x_h .

Sendo Z a matriz dos instrumentos, o estimador IV, $\tilde{\delta}_k = (\tilde{\alpha}_k, \tilde{\beta}_k)$, é, como habitualmente, dado por,

$$\tilde{\delta}_k = (Z^T X)^{-1} Z^T x^*_{.k} \quad k = 1, \dots, N \quad (38)$$

onde $x^*_{.k} = (x^*_{1k} \dots x^*_{nk})^T$ representa o vector das despesas observadas no bem k e

$$X = \begin{bmatrix} 1 & X_1 \\ 1 & X_2 \\ \dots & \dots \\ 1 & X_n \end{bmatrix}.$$

É ainda assumido que se verificam os seguintes limites em probabilidade:

$$Cov[z_h, x^*_{.h}] \neq 0 \quad (39)$$

e

$$Cov[z_h, w_{hk} | x^*_{.h}] = 0 = Cov[z_h, w_{hk} u_{hk}]. \quad (40)$$

Keene (1986) prova que são verdadeiras as condições de consistência do estimador, nomeadamente que $p \lim \left(\frac{1}{n} Z^T \varepsilon_k \right) = 0$, que z_h não está correlacionado com ε_{hk} e que se encontra correlacionado com a despesa total, x .

2.3.2. Testes de hipóteses

No âmbito da estimação pelo método das variáveis instrumentais e assumindo, *a priori*, a inconsistência do Estimador dos Mínimos Quadrados, é importante efectuar dois tipos de testes de hipóteses. Nomeadamente, é necessário testar a validade do conjunto de instrumentos utilizado, assim como testar a hipótese subjacente de inconsistência do OLS para os parâmetros de interesse. Procedeu-se ainda a um teste de especificação com o objectivo de confrontar os modelos estimados, dado que se tratam de modelos em que um é um caso particular do outro.

2.3.2.1. Teste à validade do conjunto de variáveis instrumentais

O problema da identificação torna-se mais evidente no caso da estimação por variáveis instrumentais, dado que a escolha de um conjunto de instrumentos em particular pode afectar a identificação de um modelo. Uma condição necessária e suficiente para a identificação é a de que o número de instrumentos seja pelo menos igual ao número de regressores no modelo, k , e que qualquer combinação linear de colunas de X se situe no espaço definido pela matriz de instrumentos, de modo a que a matriz resultante da forma quadrática $X^T P_W X$ seja não singular. Quando um modelo é sobre identificado, isto é, quando o número de instrumentos supera o número de regressores, é possível testar a validade do conjunto de instrumentos.

Quando se escolhe a matriz de instrumentos W para estimar o modelo

$$y = X\beta + u \quad u \sim IID(0, \sigma^2 I) \quad (41)$$

assume-se que y não depende de quaisquer outras variáveis observadas que não se encontrem em X e, logo, que os instrumentos encontram-se correlacionados com X e que são independentes do erro u . Tomando (41) como hipótese nula, a hipótese alternativa é considerar o modelo

$$y = X\beta + W^* \gamma + u \quad u \sim IID(0, \sigma^2 I) \quad (42)$$

em que y depende igualmente da matriz de variáveis W^* , constituída pelas l colunas de W não incluídas em X . Se (41) está correctamente especificado, W^* não deverá ter qualquer poder explicativo na regressão de y em X , utilizando W como matriz de instrumentos, e γ deverá ser estatisticamente nulo. Deve ter-se em atenção que ao testar a significância de γ está-se a testar a **hipótese conjunta** da correcta especificação de (41) e da validade de W como matriz de instrumentos.

Deste modo, testar a validade dos instrumentos pode ser feito utilizando um teste F usual a partir das estimativas de (41) e de (42) pelo método das variáveis instrumentais, sendo a estatística de teste definida como,

$$\frac{(RSSR^* - USSR^*) / (l - k)^a}{USSR / (n - l)} \sim F(l - k, n - l) \quad (43)$$

onde $RSSR^*$ e $USSR^*$ correspondem às somas dos quadrados dos resíduos resultantes da estimação na segunda fase do método 2SLS¹ dos modelos apresentados em (41) e (42), respectivamente, e $USSR$ representa a soma do quadrado dos resíduos da estimação pelo método das variáveis instrumentais do modelo não restrito (42).

¹ Regressão, pelo método dos mínimos quadrados, de y nos valores estimados de X , resultantes da regressão de todas as suas colunas na matriz de instrumentos W (primeira fase do método 2SLS).



Uma forma alternativa e simplificada de cálculo deste teste advém da verificação de que a diferença entre os valores da função objectivo² do modelo restrito e não restrito é idêntica à diferença de somas de quadrados dos resíduos que aparece no numerador de (43). Por outro lado, o valor da função objectivo para o modelo não restrito (42) deve ser zero no ponto óptimo, dado que este é um modelo exactamente identificado. Isto significa que uma estatística de teste alternativa é dada por

$$\frac{\left[P_W(y - X\tilde{\beta}_R) \right]^2}{s_U^2} \sim \chi^2(l - k). \quad (44)$$

2.3.2.2. Teste de Durbin-Wu-Hausman

A utilização do estimador das variáveis instrumentais em substituição do estimador dos mínimos quadrados parte do pressuposto de que este, sob determinadas circunstâncias, é inconsistente para os parâmetros de interesse a estimar. Dado que o OLS é o estimador mais eficiente na sua classe de estimadores não enviesados, é relevante testar se a perda de eficiência na perseguição da consistência é de facto necessária.

Os testes do tipo Durbin-Wu-Hausman consistem em confrontar dois vectores de estimativas, um alcançado através de um estimador que é consistente e eficiente sob a hipótese nula mas inconsistente sob a hipótese alternativa e outro obtido por um estimador consistente sob ambas as hipóteses. No âmbito da estimação por variáveis instrumentais, a hipótese nula corresponde a considerar que X é exógeno e, portanto, que ambos os estimadores, OLS e IV, são consistentes para β , sendo o primeiro mais eficiente. Sob a hipótese alternativa, apenas o Estimador das Variáveis Instrumentais é consistente.

² Recorde-se que para um modelo $y = X\beta + u$, o estimador das variáveis instrumentais é aquele que minimiza a função objectivo dada por $\left[P_W(y - X\beta) \right]^2 = (y - X\beta)^T P_W(y - X\beta)$.

Partindo do princípio de que a matriz X pode ser decomposta em duas partes,

$$X = \hat{X} + V \quad (45)$$

em que \hat{X} representa o valor previsto de X como função de Z e V o resíduo dessa regressão³, pode então escrever-se (41) como

$$y = \hat{X}\beta + V\delta + u = X\beta + V(\delta - \beta) + u. \quad (46)$$

Sob a hipótese nula, V é independente do erro e $Plim(\tilde{\delta}) = Plim(\tilde{\beta}) = \beta$. O teste pode ser efectuado através de um teste F à significância de $(\delta - \beta)$.

2.3.2.3. Teste de especificação

Como teste de especificação do modelo procedeu-se simplesmente ao teste da inclusão, como variável explicativa, de uma potência superior do $\ln x$. Sob a hipótese nula, o coeficiente associado à nova variável será estatisticamente não significativo, sendo adequada para o efeito a estatística de teste apresentada em (43) apenas corrigida nos graus de liberdade da função de distribuição

$$\frac{(RSSR^* - USSR^*) / r}{USSR / (n - k)} \sim F(r, n - k) \quad (47)$$

em que r representa o número de restrições a testar.

Tal como no caso do teste à validade dos instrumentos, é computacionalmente mais simples e equivalente o uso da estatística de teste

³ V representa a parte de X que pode estar correlacionada com o erro.

$$\frac{\left[P_W(y - X \tilde{\beta}_R) \right]^2 - \left[P_W(y - X \tilde{\beta}_U) \right]^2}{s_U^2} \stackrel{a}{\sim} \chi^2(r). \quad (48)$$

3. Modelação de curvas de Engel para Portugal

3.1. Modelos estimados

No presente capítulo procedeu-se à modelação econométrica de curvas de Engel para um vasto conjunto de bens, com o principal objectivo de estimar elasticidades procura - rendimento. A descontinuidade no tempo de dados microeconómicos relativos à despesa das famílias portuguesas implicou a necessidade de abstrair do fenómeno procura - preços, limitando a análise à inter-relação procura - despesa. Por outro lado, e como em qualquer modelação econométrica, os resultados obtidos dependem, em grande parte, do modelo particular que for adoptado. Como tal, optou-se por modelar o peso da despesa no bem i segundo dois dos modelos apresentados no capítulo anterior, nomeadamente os modelos *Almost Ideal Demand System* (AIDS) e *Integrable Quadratic Almost Ideal Demand System*, ou apenas *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS), condicionalmente num conjunto de variáveis socio-económicas e demográficas.

A existência de crianças no agregado familiar afecta a distribuição do orçamento da família pelos diversos bens que se encontram ao seu dispôr. A maioria dos inquéritos às famílias incluem informação sobre o número de crianças, normalmente agrupadas em escalões etários, informação essa que pode ser utilizada directamente como parte das variáveis explicativas do modelo. No entanto, esta abordagem ignora a existência de economias de escala, como por exemplo o facto de o efeito marginal de uma segunda criança e subsequentes ser, habitualmente, inferior ao da primeira criança. Este aspecto pode ser captado com a introdução de uma variável *dummy* para a presença de crianças no agregado. Alguns dos trabalhos empíricos que têm sido feitos sobre esta matéria⁴ incluem na matriz X a interacção desta variável *dummy* com a variável de interesse, $\ln x$, reflectindo explicitamente nas elasticidades os efeitos da existência de crianças no agregado.

Dada a limitação decorrente da inexistência de um painel adequado à modelação, os modelos estimados apresentam a seguinte forma funcional:

⁴ Veja-se a título de exemplo Blundell, Pashardes e Weber (1993).

$$AIDS \quad \omega_i = \alpha_i + [\beta_i + \beta_i^D DNC] \ln x \quad (49)$$

$$QUAIDS \quad \omega_i = \alpha_i + [\beta_i + \beta_i^D DNC] \ln x + [\lambda_i + \lambda_i^D DNC] (\ln x)^2 \quad (50)$$

em que *DNC* é uma variável *dummy* que assume o valor 1 quando existem crianças no agregado familiar e onde α_i é função de um conjunto de variáveis demográficas.

Note-se que, neste caso, o modelo AIDS reduz-se ao modelo linear de Working - Leser. Adicionalmente, o modelo QUAIDS não se diferencia do primeiro quando $\lambda_i = \lambda_i^D = 0$.

3.2. Apresentação da amostra

3.2.1. Inquérito aos Orçamentos Familiares 1989-1990

Os inquéritos às receitas e despesas dos agregados familiares constituem uma fonte privilegiada de informação sobre a estrutura e nível de consumo das famílias, de acordo com determinadas variáveis socio-económicas, demográficas ou territoriais, permitindo responder a diversas questões de índole económica e sociológica. Por outro lado, o seu carácter, habitualmente regular, beneficia o estudo das disparidades sociais, bem como da evolução dos padrões de vida dos agregados familiares⁵.

Em Portugal, compete ao Instituto Nacional de Estatística (INE) a elaboração, implementação e divulgação dos resultados destes inquéritos. Após um intervalo aproximado de dez anos⁶, o INE realizou entre Março de 1989 e Março de 1990 o Inquérito aos Orçamentos Familiares 1989-90 (IOF 89-90), com os principais objectivos de actualizar o Índice de Preços no Consumidor; constituir a base para o apuramento directo do consumo privado a incluir nas

⁵ Veja-se a título de exemplo Rodrigues (1994) e Gouveia (1992).

⁶ O último inquérito desta natureza realizado tinha sido o Inquérito às Receitas e Despesas Familiares 1980-81 (IRDF 80-81).



Contas Nacionais; analisar o comportamentos de consumo e as condições de vida da população, bem como possibilitar a realização de outros estudos no âmbito do planeamento sectorial; e ainda, lançar as bases para a construção dos sistemas de indicadores do nível de vida e da pobreza.

A comparabilidade entre o IOF 89-90 e o IRDF 80-81 é bastante reduzida, dado que foi revista a metodologia do inquérito, com a adopção de diferentes critérios no processo de amostragem e desagregação das receitas.

O inquérito foi realizado em todo o país, Continente e Regiões Autónomas, abrangendo todos os indivíduos vivendo em unidades de alojamento não colectivas⁷. Procurou-se recolher informação sobre as principais características socio-demográficas e da habitação do agregado, bem como das suas receitas, despesas e encargos, e ainda sobre alguns indicadores de bem-estar (por exemplo, posse de bens de equipamento, de meios de transporte ou residência secundária).

A unidade de amostragem observada foi o agregado familiar, designada aqui por *agregado doméstico privado* (ADP) por considerar-se que não tem que ser obrigatoriamente constituído por indivíduos ligados por laços de parentesco, mas sim por indivíduos que habitam a mesma unidade de alojamento e cujas despesas em habitação e alimentação são suportadas pelo mesmo orçamento comum. Note-se que um indivíduo pode constituir ele próprio um ADP, apesar de partilhar com outros a mesma unidade de alojamento, desde que não verifique a condição anterior de participação num orçamento comum.

A amostra para o IOF foi retirada de uma amostra de unidades de alojamento designada por *Amostra-Mãe*, elaborada pelo INE em 1981 e actualizada cada dois anos, com a finalidade de, a partir dela, obterem-se as amostras a serem utilizadas em todos os inquéritos a realizar junto das famílias. Esta amostra engloba o Continente (desagregado em Norte, Centro, Lisboa e Vale do Tejo, Alentejo e Algarve) e as Regiões Autónomas (Açores e Madeira), tendo sido

⁷ Por *unidade de alojamento* entende-se “o local distinto e independente que, pelo modo como foi construído, reconstruído, ampliado ou transformado, se destina à habitação humana, na condição de, no momento do Inquérito, não estar a ser utilizado para outros fins.” (INE (1990), pp.9). Excluem-se, deste modo, hotéis, pensões, instituições de assistência, de educação, militares ou religiosas, acampamentos de trabalhadores e outras similares. Excluem-se ainda as residências consideradas secundárias e as residências principais ocupadas há menos de um ano.

construída de modo independente para cada uma destas três partes, através do método de amostragem probabilístico bietápico, com base nos Recenseamentos da População e da Habitação de 1981⁸ (INE (1990)). Em primeiro lugar foram seleccionadas as freguesias (unidades primárias), por possuírem limites fixos e, em geral, duradouros e por existirem dados sobre o número de alojamentos em cada uma, nas quais foram mantidas as secções de recenseamento ou quarteirões (unidades secundárias) definidos nos Censos de 1981. Quer as unidades primárias quer as unidades secundárias foram seleccionadas sistematicamente, com arranque aleatório e probabilidade proporcional à sua dimensão.

Da amostra para o IOF constam todas as secções que pertencem à Amostra-Mãe, nomeadamente 512 no Continente, 66 na Região Autónoma dos Açores e 47 na Região Autónoma da Madeira, correspondentes a 12500, 2500 e 1800 unidades de alojamento, respectivamente. Considerou-se ainda uma amostra de suplentes com uma dimensão igual a 25% dos efectivos, de modo a fazer face ao aparecimento de unidades de alojamento não contactáveis e a casos de recusa. A distribuição das unidades de alojamento por cada uma das secções foi feita de modo a que cada uma tivesse a mesma probabilidade de pertencer à amostra final.

Por último, no que diz respeito à distribuição da amostra no tempo, o inquérito foi realizado ao longo de 12 meses, distribuindo-se a amostra pelas 52 semanas, sendo que cada secção foi, em geral, inquirida uma vez em cada trimestre. Procurou-se, assim, minimizar o efeito das flutuações sazonais presentes em parte da informação recolhida, nomeadamente nas despesas de consumo, e assegurar uma boa cobertura geográfica durante todo o ano.

Os agregados foram observados directamente durante uma semana, fixando-se o período de referência nos últimos 12 meses. Deste modo, foram estabelecidas tabelas de periodicidade de aquisição dos bens e serviços. O registo das despesas refere-se, pois, à semana, mês, bimestre ou ano, consoante o bem ou serviço considerado. Para a obtenção das estimativas anuais de cada agregado utilizaram-se os multiplicadores 52, 12, 6 e 1, respectivamente. Apresentam-se no Anexo I as tabelas de periodicidade mensais, bimestrais e anuais.

⁸ Para a classificação dos aglomerados populacionais em termos da sua dimensão expressa em número de habitantes, foi necessário recorrer, por falta de alternativa, aos resultados do Recenseamento de 1981, apesar de este se encontrar desactualizado.

3.2.2. Selecção da amostra

Para efeitos da modelação de curvas de Engel para Portugal, a fonte privilegiada de informação é, naturalmente, o IOF. Dado que o IOF 89-90 é, à data de elaboração deste trabalho, o único inquérito deste tipo disponível⁹, foi a partir dele que se construiu a amostra utilizada.

Numa tentativa de limitar de algum modo a heterogeneidade no interior da amostra, excluíram-se desta os agregados das regiões autónomas dos Açores e da Madeira. Daqui resultou uma amostra composta por 8014 agregados domésticos privados, repartidos pelas cinco regiões do Continente do seguinte modo:

Quadro 1: Distribuição geográfica da amostra

<i>Região</i>	<i>Nº de observações</i>
Norte	2659
Centro	1584
Lisboa e Vale do Tejo	2686
Alentejo	591
Algarve	494

⁹ Exceptua-se o IRDF 80-81 pela sua falta de comparabilidade.



3.3. Variáveis utilizadas

3.3.1. Variável dependente

A variável dependente corresponde, em ambos os modelos a estimar, ao peso da despesa no bem i na despesa total. Em primeiro lugar é, pois, necessário proceder à definição do que se entende por *bem i* . No caso em concreto, e dado o grande detalhe da nomenclatura de bens e serviços adoptada no IOF (correspondente ao Sistema Europeu de Contas), optou-se por definir *classes de bens*. Assim sendo, a variável dependente ω_i representa o peso da despesa na classe de bens i na despesa total. Em segundo lugar, deve igualmente esclarecer-se que é considerado *despesa* numa determinada classe, não só as aquisições de bens e serviços em estabelecimentos, mas também todas as receitas em espécie das quais o agregado seja beneficiário. Estas incluem o *autoconsumo*, conjunto de bens alimentares produzidos por membros do agregado e que é efectivamente objecto de consumo por esse agregado; o *autoabastecimento*, bens ou serviços provenientes de estabelecimentos pertencentes a membros do agregado e consumidos por este; os *salários em espécie*, todos os bens ou serviços recebidos como remuneração de trabalho por conta de outrém; e quaisquer outras transferências de bens e serviços. Não está aqui incluída a autolocação, habitação ocupada pelo proprietário, dado que a análise efectuada não incidiu sobre as rendas de habitação.

Foram construídas 23 classes de bens, as quais são descritas no Quadro 2.

Quadro 2: Composição das classes de bens

<i>Classe</i>	<i>Bens e serviços</i>
1 - Cereais	Arroz, farinhas, pão e produtos de padaria, massas alimentícias e outros produtos não especificados à base de farinhas.
2 - Féculas, amidos e leguminosas secas	Leguminosas secas, batata fresca e outros tubérculos e produtos derivados da batata.
3 - Frutas e legumes	Frutas e legumes frescos, secos, congelados ou em conserva.
4 - Carnes	Todo o tipo de carnes e salsicharia.
5 - Peixes	Todo o tipo de peixes frescos, secos, congelados ou em conserva.
6 - Lacticínios	Leite fresco e outros tipos de leite, produtos lácteos e queijos.
7 - Produtos preparados ou semi-preparados	Produtos prontos a consumir ou semi-preparados à base de cereais, batata, leguminosas secas, frutas, legumes, carne, peixe ou outros não especificados.
8 - Outros produtos alimentares	Ovos, óleos e gorduras, açúcar e produtos açucarados, café, chá e cacau, temperos e condimentos ou outros não especificados.
9 - Bebidas não alcoólicas	Águas minerais e de mesa, sumos de frutos e refrigerantes.
10 - Bebidas alcoólicas	Vinhos e aguardentes, cerveja, vinhos espumantes e licorosos e outras bebidas alcoólicas não especificadas.
11 - Vestuário	Despesas com pronto-a-vestir, confecção e reparação de vestuário.
12 - Calçado	Despesas com calçado e sua reparação.
13 - Habitação	Despesas com aquecimento, iluminação e água.
14 - Artigos domésticos não duráveis	Bens e serviços para manutenção corrente da habitação, com excepção dos serviços domésticos.
15 - Artigos domésticos duráveis	Móveis, artigos de decoração e equipamentos domésticos.
16 - Despesas com a utilização de veículos	Gasolinas, gasóleos e lubrificantes, peças e serviços de reparação de veículos.
17 - Serviços de transporte	Despesas com transportes urbanos, suburbanos e de longo curso.
18 - Correios e telecomunicações	Serviços de correios e serviços de telecomunicações.
19 - Artigos recreativos	Material de fotografia, cinema e projecção, instrumentos musicais, artigos e acessórios para desporto, jogos e brinquedos, flores, animais domésticos e outros artigos não especificados, bem como as suas reparações.
20 - Serviços de distração e espectáculos	Despesas com cinema, teatro, estádios e outros locais de distração e cultura, despesas para o exercício de actividades desportivas e recreativas, taxas de radiodifusão e televisão, bem como outras despesas não especificadas.
21 - Livros, jornais e periódicos	Livros, jornais, periódicos, revistas e outros impressos.
22 - Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	Serviços de cabeleireiro, institutos de beleza e análogos, artigos para higiene e cuidados pessoais duráveis e não duráveis.
23 - Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	Despesas em restaurantes, cafés e similares, despesas em hotéis e outros tipos de alojamento análogos e viagens turísticas.

Designando a despesa total por DT e a despesa parcial na classe i por D_i , a variável dependente, ω_i , vem dada por,

$$\omega_i = \frac{D_i}{DT} \quad DT = \sum_{i=1}^{23} D_i ; \quad \sum_{i=1}^{23} \omega_i = 1. \quad (51)$$

No Anexo 2 apresenta-se uma descrição estatística de cada uma das classes referidas, a qual inclui a média e o respectivo desvio-padrão, o número de observações nulas e os quantis de distribuição.

3.3.2. Variáveis explicativas

Numa análise que utilize dados seccionais, como é o caso, é de esperar uma elevada heterogeneidade da amostra no que diz respeito às características individuais, reflectindo-se na heterocedasticidade do erro. Este problema é passível de ser atenuado, utilizando como variáveis explicativas variáveis que reflectam as características individuais. Assim, para além da variável explicativa de interesse teórico, foram utilizadas neste estudo outras, pretendendo descrever o melhor possível as características socio-económicas e demográficas que possam condicionar a composição da despesa dos agregados.

As variáveis explicativas utilizadas foram as seguintes:

- Despesa Total - **DT**

Tal como está indicado em (51), a despesa total, DT , corresponde ao somatório das despesas parciais. Nesta noção estão incluídos o autoconsumo, autoabastecimento, salários em espécie e quaisquer outras transferências de bens e serviços. Nas estimações efectuadas utilizou-se sempre uma transformação desta variável, nomeadamente o logaritmo natural, representada

pela variável LOGDT1. Na estimação do modelo QUAIDS, introduziu-se igualmente o quadrado do logaritmo natural da despesa total, LOGDT2:

$$LOGDTj = [\ln(DT)]^j \quad j = 1,2. \quad (52)$$

- Interação crianças/despesa - **DNCLDj**

Esta variável pretende captar os efeitos marginais sobre a distribuição do orçamento familiar decorrentes da existência de crianças no agregado:

$$DNCLDj = DNCxLOGDTj \quad j = 1,2. \quad (53)$$

- Categoria socio-económica do representante do agregado - **ACTj**

Esta variável pretende indicar a categoria geral em que se insere o representante de cada agregado familiar, no que diz respeito à sua actividade profissional. Encontra-se dividida em nove classes, cada uma das quais representada por uma variável *dummy*:

ACT1 - Empresário agrícola

ACT2 - Trabalhador agrícola por conta de outrém

ACT3 - Profissional liberal e similares

ACT4 - Empresário não agrícola

ACT5 - Quadro directivo, técnico, científico, artístico e similares

ACT6 - Outro trabalhador industrial por conta de outrém

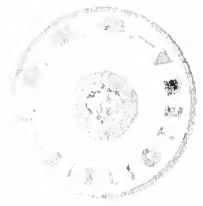
ACT7 - Outro trabalhador comercial por conta de outrém

ACT8 - Outros activos

ACT9 - Inactivos

- Grau de instrução do representante do agregado - **EDUCj**

É igualmente uma variável que representa classes, tendo sido substituída por variáveis *dummy* de acordo com a classe indicada:



EDUC1 - Não sabe ler nem escrever

EDUC2 - Sabe ler e escrever sem possuir qualquer grau de instrução

EDUC3 - Ensino básico primário elementar (diploma de 3ª ou 4ª classe)

EDUC4 - Ensino básico preparatório

EDUC5 - Ensino secundário unificado

EDUC6 - Ensino secundário complementar

EDUC7 - Cursos de índole profissional

EDUC8 - Cursos médios (Magistério, Educadores de Infância)

EDUC9 - Cursos superiores (bacharelato, licenciatura, mestrado, doutoramento)

- Região do Continente a que pertence o agregado - **NUTSj**

A Nomenclatura das Unidades Territoriais para Fins Estatísticos (NUT) considera três níveis de estratificação para o país: NUT-I, NUT-II e NUT-III. A Amostra-mãe encontra-se definida apenas a nível da NUT-II e, logo, foi também essa a estratificação adoptada no IOF 89-90. Deu origem às seguintes variáveis *dummy* (como já foi referido anteriormente, não foram aqui consideradas as regiões autónomas):

NUTS1 - Região Norte

NUTS2 - Região Centro

NUTS3 - Região de Lisboa e Vale do Tejo

NUTS4 - Região do Alentejo

NUTS5 - Região do Algarve

- Dimensão do aglomerado populacional em que se insere o agregado - **AGLPOPj**

Inclui quatro classes de aglomerados populacionais:

AGLPOP1 - Aglomerados populacionais com menos de 2 000 habitantes

AGLPOP2 - Aglomerados populacionais entre 2 000 e 10 000 habitantes

AGLPOP3 - Aglomerados populacionais entre 10 000 e 300 000 habitantes

AGLPOP4 - Aglomerados populacionais com 300 000 ou mais habitantes (Lisboa e Porto)

- Escalão etário do representante do agregado - **IDADj**

Indicação do escalão etário a que pertence o representante do agregado familiar. A cada escalão etário foi associada uma variável *dummy*:

IDAD1 - Menos de 25 anos de idade

IDAD2 - Entre 25 e 34 anos de idade

IDAD3 - Entre 35 e 44 anos de idade

IDAD4 - Entre 45 e 54 anos de idade

IDAD5 - Entre 55 e 64 anos de idade

IDAD6 - Mais de 64 anos de idade

- Regime de ocupação do alojamento - **OCUPj**

Pretende identificar qual o regime de propriedade, com ou sem encargos, da habitação principal do agregado familiar.

OCUP1 - Proprietário com encargos

OCUP2 - Proprietário sem encargos

OCUP3 - Arrendamento incluindo mobílias

OCUP4 - Arrendamento não incluindo mobílias

OCUP5 - Cedida a título de salário

OCUP6 - Cedida gratuitamente

OCUP7 - Com renda simbólica

- Tipo de agregado familiar - **TIPADPj**

A noção de agregado familiar presente no IOF 89-90 representa uma noção lata de família, identificando não só os indivíduos com laços de parentesco, como também todos os

indivíduos em situação de coabitação e com um orçamento comum. Esta variável pretende descrever a composição do agregado familiar, expressando de algum modo as relações entre os seus elementos.

TIPADP1 - Pessoa só com menos de 65 anos

TIPADP2 - Pessoa só com mais de 64 anos

TIPADP3 - Casal sem filhos

TIPADP4 - Casal com um filho

TIPADP5 - Casal com dois filhos

TIPADP6 - Casal com três ou mais filhos

TIPADP7 - Um adulto com filhos

TIPADP8 - Outro tipo de agregado

- Número de crianças com menos de 3 anos de idade - **NC02**
- Número de crianças entre os 3 e os 5 anos de idade - **NC35**
- Número de crianças entre os 6 e os 10 anos de idade - **NC610**
- Número de crianças entre os 11 e os 18 anos de idade - **NC1118**
- Número de titulares da receita - **NTITR**

Número de indivíduos que, no interior de cada agregado familiar, são responsáveis pelo rendimento global declarado no inquérito.

- Propriedade de veículos automóveis - **DCARRO**

Dummy que representa a existência de, pelo menos, um veículo automóvel no agregado.

- Número de veículos automóveis detido pelo agregado - **CARRO**

- Existência de indivíduos fumadores - **DTABAC**

A modelação da despesa no bem i pode ser feita condicionalmente numa série de características sócio-económicas dos agregados e indivíduos, mas pode igualmente depender da despesa em bens cuja procura é, de certo modo, menos flexível, como é o caso das despesas dos fumadores¹⁰. Esta variável *dummy* identifica os casos em que existe despesa na aquisição de tabaco ou de outros bens associados a fumadores.

- Condição do representante do agregado perante o trabalho - **DREFORM**

Variável *dummy* associada aos agregados em que o indivíduo representante encontra-se reformado, aposentado ou em situação de reserva.

- Número de indivíduos reformados no agregado familiar - **NUMREF**
- Estado civil do representante do agregado - **ESTCIVj**

Foram utilizadas as variáveis *dummy*:

ESTCIV1 - Solteiro

ESTCIV2 - Casado

ESTCIV3 - Divorciado, separado ou viúvo

- Sexo do representante do agregado familiar - **SEXOj**

SEXO1 - Masculino

SEXO2 - Feminino

- Existência de habitação secundária - **HABIT2**

¹⁰ Veja-se a título de exemplo Blundell, Pashardes e Weber (1993)

3.3.3. Variáveis Instrumentais

A utilização de variáveis instrumentais na estimação dos modelos referidos pretende dar resposta ao problema de endogeneidade de algumas das variáveis explicativas mencionadas anteriormente, nomeadamente as variáveis *LOGDT1*, *LOGDT2*, *DNCLD1* e *DNCLD2*. Como tal, utilizaram-se na construção da matriz de instrumentos *Z* todas as restantes colunas da matriz *X*, bem como as seguintes variáveis adicionais:

- **Rendimento Total - RT**

Corresponde ao somatório das várias receitas do agregado familiar, incluindo o autoconsumo, autoabastecimento, salários em espécie e quaisquer outras transferências de bens e serviços. Nas estimações efectuadas utilizou-se o logaritmo natural do rendimento, representado pela variável *LOGRT1*, assim como o seu quadrado na estimação do modelo *QUAIDS* (*LOGRT2*):

$$LOGRT_j = [\ln(RT)]^j \quad j = 1,2. \quad (54)$$

- **Interacção crianças/rendimento - DNCLRj**

$$DNCLR_j = DNC_x LOGRT_j \quad j = 1,2. \quad (55)$$

- **Interacção nível de educação/rendimento - EDjLRi**

$$EDjLR_i = EDUC_j x LOGRT_i \quad j = 1, \dots, 9 \quad i = 1,2. \quad (56)$$

- **Interacção escalão etário/rendimento - IDjLRi**

$$IDjLR_i = IDAD_j x LOGRT_i \quad j = 1, \dots, 6 \quad i = 1,2. \quad (57)$$

3.4. Apresentação dos resultados

Para a modelação das curvas de Engel utilizaram-se os dois modelos alternativos apresentados em (49) e (50), para uma amostra composta por 8014 agregados domésticos descrita no ponto 3.2. e as variáveis explicativas indicadas no ponto 3.3.. Adicionalmente, retiraram-se da amostra as observações correspondentes ao primeiro e último percentil do rendimento, de modo a reduzir os efeitos das observações situadas nos extremos da distribuição do rendimento¹¹. A amostra resultante é composta por 7853 agregados, encontrando-se no Anexo 2 as estatísticas descritivas respeitantes à variável dependente.

A constante do modelo, C , corresponde, em ambos os modelos, à percentagem de despesa no bem i de um agregado constituído por pessoa só, localizado na área de Lisboa, proprietário sem encargos do alojamento que ocupa e cujo representante é do sexo masculino, solteiro, com idade compreendida entre os dezoito e os vinte e quatro anos, trabalhador comercial por conta de outrem e com o 12º ano de escolaridade.

Para além da inclusão do conjunto de variáveis explicativas descrito no ponto 3.3.2, com o objectivo de minimizar a heterogeneidade da amostra, as estimações foram feitas utilizando o estimador de White para a matriz de variâncias e covariâncias, obtendo estimativas para os desvios-padrão robustas à heterocedasticidade (White, 1982).

Apresentam-se, em seguida, os principais resultados da estimação dos modelos indicados (quadros 3 a 6).

¹¹ Veja-se a título de exemplo Blundell, Pashardes e Weber (1993)

Quadro 3: *Almost Ideal Demand System* - Principais resultados da estimação

Classe	Média da Var. Dep.	R ²	F _{obs}	LOGDTI		DNCLDI	
				Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio
Cereais	0.063	0.458	113.006	-0.055	-21.765	0.000	-2.522
Féculas e amidos, leguminosas secas	0.021	0.147	23.291	-0.014	-6.251	0.000	0.298
Frutas e legumes	0.057	0.120	18.580	-0.019	-9.190	0.000	-0.085
Carnes	0.127	0.069	10.162	-0.004	-0.852	0.001	1.590
Peixes	0.064	0.065	8.904	-0.020	-6.182	0.000	-0.621
Lacticínios	0.045	0.080	11.674	-0.019	-8.995	0.000	2.021
Produtos preparados ou semi-preparados	0.005	0.019	2.670	-0.001	-1.389	0.000	0.263
Outros produtos alimentares	0.068	0.121	16.192	-0.035	-11.296	0.000	-0.786
Bebidas não alcoólicas	0.004	0.020	2.774	0.000	-0.396	0.000	1.916
Bebidas alcoólicas	0.033	0.146	23.306	-0.003	-1.120	0.000	-1.692
Vestuário	0.083	0.090	13.440	0.034	9.628	0.001	1.969
Calçado	0.029	0.049	7.020	0.000	-0.141	0.000	1.718
Habituação: aquecimento, iluminação e água	0.065	0.164	26.751	-0.029	-11.524	0.000	0.241
Artigos domésticos não duráveis	0.018	0.037	4.870	-0.005	-4.259	0.000	-0.354
Artigos domésticos duráveis	0.065	0.121	18.682	0.036	8.756	0.000	0.389
Despesas com a utilização de veículos	0.064	0.340	70.500	0.006	1.466	-0.001	-2.339
Serviços de transporte	0.020	0.062	9.114	0.002	0.648	0.000	-0.662
Correios e telecomunicações	0.014	0.122	18.745	0.005	3.980	0.000	-1.850
Artigos recreativos	0.008	0.065	9.477	0.006	4.820	0.000	2.933
Serviços de distração e espectáculos	0.009	0.037	5.199	0.000	0.447	0.000	0.851
Livros, jornais e periódicos	0.005	0.213	36.826	0.001	3.664	0.000	0.891
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	0.016	0.054	7.754	0.004	2.222	0.000	0.051
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	0.115	0.104	9.194	0.111	15.464	0.000	-0.267

Quadro 4: *Almost Ideal Demand System* - Testes de hipóteses

Classe	Teste de validade dos instrumentos: $\chi(28)$		Teste de especificação: $\chi(2)$		Teste de Durbin-Wu-Hausman: $F(2,7793)$	
	Observado	p-value	Observado	p-value	Observado	p-value
Cereais	114.405	0.000	90.635	0.000	35.302	0.000
Féculas e amidos, leguminosas secas	30.465	0.341	10.849	0.004	11.778	0.000
Frutas e legumes	37.154	0.116	10.611	0.005	2.113	0.121
Carnes	56.744	0.001	10.937	0.004	3.118	0.044
Peixes	27.932	0.468	6.399	0.041	29.998	0.000
Lacticínios	32.628	0.250	15.899	0.000	10.333	0.000
Produtos preparados ou semi-preparados	15.627	0.971	0.012	0.990	4.058	0.017
Outros produtos alimentares	53.505	0.003	29.860	0.000	82.406	0.000
Bebidas não alcoólicas	24.179	0.672	4.307	0.116	0.578	0.561
Bebidas alcoólicas	19.915	0.868	1.206	0.547	3.284	0.038
Vestuário	33.210	0.228	1.148	0.563	2.775	0.062
Calçado	24.412	0.660	4.495	0.106	1.571	0.208
Habituação: aquecimento, iluminação e água	28.358	0.446	4.069	0.131	0.782	0.458
Artigos domésticos não duráveis	20.830	0.832	0.379	0.827	22.313	0.000
Artigos domésticos duráveis	43.450	0.031	7.145	0.028	5.342	0.048
Despesas com a utilização de veículos	60.881	0.000	28.499	0.000	16.242	0.000
Serviços de transporte	63.331	0.000	10.279	0.006	6.478	0.002
Correios e telecomunicações	54.694	0.002	22.788	0.000	28.271	0.000
Artigos recreativos	52.328	0.004	13.446	0.001	3.067	0.047
Serviços de distração e espectáculos	27.647	0.483	0.469	0.791	10.004	0.000
Livros, jornais e periódicos	127.170	0.000	53.646	0.000	51.210	0.000
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	39.340	0.076	3.644	0.162	2.558	0.078
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	48.970	0.008	7.268	0.026	131.528	0.000



Quadro 5: Quadratic Almost Ideal Demand System - Principais resultados da estimação

Classe	Média Var. Dep.	R ²	F _{obs}	LOGDT1		LOGDT2		DNCLD1		DNCLD2	
				Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio
Cereais	0.063	0.478	117.570	-0.468	-7.276	0.015	4.031	-0.001	-4.154	0.016	6.353
Féculas e amidos, leguminosas secas	0.021	0.149	22.861	-0.118	-2.327	0.001	0.430	0.000	-0.436	0.004	2.031
Frutas e legumes	0.057	0.115	17.068	0.123	2.168	-0.009	-3.017	0.001	3.052	-0.005	-2.559
Carnes	0.127	0.075	10.722	0.333	3.062	-0.010	-1.546	0.001	1.650	-0.013	-3.115
Peixes	0.064	0.063	8.295	-0.069	-0.834	-0.008	-1.858	0.001	1.829	0.002	0.572
Lacticínios	0.045	0.077	10.583	-0.152	-2.533	0.012	3.900	-0.001	-3.853	0.005	2.291
Produtos preparados ou semi-preparados	0.005	0.019	2.592	-0.003	-0.197	0.000	0.028	0.000	-0.015	0.000	0.136
Outros produtos alimentares	0.068	0.119	14.671	-0.318	-3.928	-0.004	-1.000	0.000	0.943	0.011	3.493
Bebidas não alcoólicas	0.004	0.019	2.579	0.016	1.085	0.001	0.765	0.000	-0.655	-0.001	-1.100
Bebidas alcoólicas	0.033	0.145	22.397	0.030	0.457	0.001	0.395	0.000	-0.496	-0.001	-0.494
Vestuário	0.083	0.089	12.823	-0.017	-0.190	-0.002	-0.290	0.000	0.382	0.002	0.563
Calçado	0.029	0.049	6.829	0.056	1.626	0.000	0.060	0.000	0.036	-0.002	-1.627
Habituação: aquecimento, iluminação e água	0.065	0.164	25.872	-0.017	-0.260	-0.007	-1.763	0.000	1.787	-0.001	-0.211
Artigos domésticos não duráveis	0.018	0.037	4.595	-0.021	-0.638	0.000	0.050	0.000	-0.068	0.001	0.469
Artigos domésticos duráveis	0.065	0.115	17.173	0.132	1.406	0.010	1.534	-0.001	-1.505	-0.003	-0.968
Despesas com a utilização de veículos	0.064	0.326	63.831	0.223	2.723	0.016	2.692	-0.001	-2.786	-0.008	-2.531
Serviços de transporte	0.020	0.064	9.089	-0.022	-0.296	0.008	1.746	-0.001	-1.752	0.001	0.343
Correios e telecomunicações	0.014	0.124	18.254	0.129	4.172	-0.004	-2.632	0.000	2.589	-0.005	-4.082
Artigos recreativos	0.008	0.067	9.385	-0.041	-1.610	-0.003	-1.638	0.000	1.737	0.002	1.773
Serviços de distração e espectáculos	0.009	0.038	5.262	-0.012	-0.653	0.000	0.325	0.000	-0.274	0.000	0.670
Livros, jornais e periódicos	0.005	0.220	37.220	-0.035	-3.749	0.004	5.933	0.000	-5.892	0.001	3.953
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	0.016	0.054	7.550	0.011	0.266	0.002	0.897	0.000	-0.884	0.000	-0.132
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	0.115	0.103	8.201	0.239	1.381	-0.026	-2.663	0.002	2.643	-0.005	-0.780

Quadro 6: Quadratic Almost Ideal Demand System - Testes de hipóteses

Classe	Teste de validade dos instrumentos: $\chi^2(26)$		Teste de Durbin-Wu-Hausman: $F(4,7789)$	
	Observado	p-value	Observado	p-value
Cereais	27.067	0.406	21.553	0.000
Féculas e amidos, leguminosas secas	19.604	0.810	6.064	0.000
Frutas e legumes	26.244	0.450	3.771	0.005
Carnes	46.086	0.009	0.463	0.763
Peixes	21.423	0.720	18.606	0.000
Lacticínios	16.449	0.925	5.715	0.000
Produtos preparados ou semi-preparados	15.609	0.945	2.134	0.074
Outros produtos alimentares	23.064	0.629	48.039	0.000
Bebidas não alcoólicas	19.821	0.800	1.176	0.319
Bebidas alcoólicas	18.685	0.849	4.485	0.001
Vestuário	32.017	0.193	2.736	0.027
Calçado	19.891	0.797	0.539	0.707
Habituação: aquecimento, iluminação e água	24.263	0.561	0.600	0.663
Artigos domésticos não duráveis	20.431	0.771	12.040	0.000
Artigos domésticos duráveis	35.998	0.092	9.316	0.000
Despesas com a utilização de veículos	30.866	0.233	20.849	0.000
Serviços de transporte	53.101	0.001	0.645	0.630
Correios e telecomunicações	31.785	0.200	16.305	0.000
Artigos recreativos	38.864	0.050	0.992	0.410
Serviços de distração e espectáculos	27.222	0.398	3.754	0.005
Livros, jornais e periódicos	74.364	0.000	16.282	0.000
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	35.685	0.098	1.933	0.102
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	41.410	0.028	68.043	0.000

Pela observação, no Quadro 5, dos coeficientes λ_j e β_i , associados às variáveis LOGDT1 e LOGDT2 respectivamente, suspeitou-se da existência de um problema de multicolinearidade entre as mesmas e, por construção, também entre DNCLD1 e DNCLD2, pelos reduzidos *t-ratio* que a estimativa dos seus coeficientes apresenta em variadas equações, o que leva à rejeição da sua significância. A multicolinearidade tem como resultado a redução da potência dos testes de hipóteses sobre os parâmetros, ou seja, a multicolinearidade pode ser a causa da não rejeição da hipótese de nulidade estatística dos coeficientes associados a essas variáveis.

Da análise do Quadro 4 verifica-se que, a um nível de significância de 1%¹², o teste à validade dos instrumentos rejeita a hipótese nula em 9 das 23 equações, enquanto que o teste de especificação rejeita a hipótese de que os coeficientes associados aos termos quadráticos sejam nulos cerca de metade dos casos. Em 8 das 9 equações em que é rejeitada a validade dos instrumentos é igualmente posta em causa a especificação do modelo AIDS, o que não permite afirmar que os instrumentos não são válidos para o modelo em causa, dado que, como já foi referido, está a ser analisada a hipótese conjunta da validade dos instrumentos e da correcta especificação do modelo. Os resultados do teste de Durbin-Wu-Hausman confirmam que, na maioria das equações estimadas, o Estimador dos Mínimos Quadrados não é consistente para os parâmetros de interesse, justificando a utilização do Estimador das Variáveis Instrumentais.

De modo análogo, os resultados dos testes de hipóteses efectuados sobre o modelo QUAIDS permitem inferir da validade conjunta dos instrumentos e da especificação do modelo, bem como da necessária utilização do método das variáveis instrumentais em alternativa ao método dos mínimos quadrados.

Em conclusão, os modelos estimados são aceitáveis, podendo ser utilizados para estimar as elasticidades procura - rendimento para as classes de bens definidas. Recordando o que ficou dito no ponto 2.2, as elasticidades procura-rendimento dos modelos AIDS e QUAIDS são dadas, respectivamente, por:

¹² Sempre que nada seja dito em contrário, assume-se um nível de significância de $\alpha=1\%$ ($p\text{-value}=0.01$).

$$e_i^A = 1 + \frac{\beta_i}{\omega_i} \quad (58)$$

$$e_i^Q = 1 + \frac{\beta_i + 2\lambda_i \ln x}{\omega_i} . \quad (59)$$

Foram estimadas elasticidades em quartis do rendimento e também para agregados com e sem crianças (quadros 7 e 8). Em geral utiliza-se para ω_i o seu valor médio. No entanto, dada a característica de pouca robustez da média em relação aos valores extremos da amostra, é preferível recorrer à mediana ou a outra estatística mais robusta. No presente caso, a estimação foi feita tomando para ω_i o seu valor estimado na média das características X^{13} .

¹³ Este procedimento foi igualmente utilizado em Blundell, Pashardes e Weber (1993).

Quadro 7: Elasticidades procura - rendimento estimadas - *Almost Ideal Demand System*

(cont.)

Classe	ADP com crianças		ADP sem crianças	
	Share	ϵ_i	Share	ϵ_i
Cereais	0.055	-0.013	0.071	0.231
Féculas e amidos, leguminosas secas	0.019	0.250	0.024	0.422
Frutas e legumes	0.050	0.624	0.064	0.707
Carnes	0.124	0.971	0.129	0.968
Peixes	0.053	0.627	0.074	0.735
Lacticínios	0.046	0.594	0.044	0.568
Produtos preparados ou semi-preparados	0.005	0.831	0.004	0.768
Outros produtos alimentares	0.055	0.353	0.081	0.561
Bebidas não alcoólicas	0.005	0.966	0.004	0.946
Bebidas alcoólicas	0.030	0.883	0.036	0.912
Vestuário	0.095	1.364	0.072	1.475
Calçado	0.034	1.000	0.024	0.992
Habituação: aquecimento, iluminação e água	0.054	0.459	0.077	0.618
Artigos domésticos não duráveis	0.016	0.650	0.020	0.729
Artigos domésticos duráveis	0.076	1.477	0.054	1.675
Despesas com a utilização de veículos	0.078	1.064	0.052	1.109
Serviços de transporte	0.021	1.078	0.019	1.091
Correios e telecomunicações	0.012	1.382	0.017	1.278
Artigos recreativos	0.011	1.556	0.006	2.015
Serviços de distração e espectáculos	0.009	1.043	0.009	1.039
Livros, jornais e periódicos	0.008	1.195	0.003	1.453
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	0.017	1.262	0.015	1.302
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	0.129	1.859	0.102	2.083

Quadro 8: Elasticidades procura - rendimento estimadas - *Quadratic Almost Ideal Demand System*

Classe	Total		1º Quartil		2º Quartil		3º Quartil		4º Quartil	
	Share	ϵ_i	Share	ϵ_i	Share	ϵ_i	Share	ϵ_i	Share	ϵ_i
Cereais	0.063	0.174	0.098	0.254	0.071	0.205	0.051	0.088	0.034	-0.021
Féculas e amidos, leguminosas secas	0.021	0.407	0.033	0.429	0.023	0.412	0.017	0.372	0.012	0.382
Frutas e legumes	0.057	0.664	0.072	0.819	0.060	0.700	0.053	0.612	0.044	0.435
Carnes	0.127	0.949	0.128	1.086	0.137	0.975	0.131	0.913	0.112	0.807
Peixes	0.064	0.723	0.079	0.707	0.067	0.726	0.059	0.736	0.050	0.735
Lacticínios	0.045	0.574	0.053	0.552	0.049	0.581	0.043	0.568	0.037	0.583
Produtos preparados ou semi-preparados	0.005	0.808	0.003	0.700	0.004	0.799	0.005	0.839	0.005	0.853
Outros produtos alimentares	0.068	0.542	0.101	0.508	0.072	0.531	0.056	0.552	0.043	0.636
Bebidas não alcoólicas	0.004	0.890	0.005	1.139	0.004	0.927	0.005	0.817	0.004	0.636
Bebidas alcoólicas	0.033	0.878	0.038	0.966	0.037	0.902	0.032	0.843	0.024	0.742
Vestuário	0.083	1.426	0.059	1.526	0.074	1.467	0.093	1.393	0.104	1.370
Calçado	0.029	0.971	0.024	1.109	0.029	0.991	0.031	0.939	0.030	0.876
Habituação: aquecimento, iluminação e água	0.065	0.568	0.090	0.672	0.069	0.588	0.055	0.502	0.048	0.433
Artigos domésticos não duráveis	0.018	0.705	0.023	0.727	0.019	0.718	0.016	0.694	0.013	0.663
Artigos domésticos duráveis	0.065	1.516	0.040	2.070	0.065	1.527	0.076	1.394	0.077	1.339
Despesas com a utilização de veículos	0.064	0.996	0.017	2.087	0.057	1.038	0.075	0.905	0.108	0.855
Serviços de transporte	0.020	1.031	0.018	1.104	0.021	1.025	0.022	0.991	0.020	0.992
Correios e telecomunicações	0.014	1.253	0.013	1.804	0.014	1.348	0.014	1.120	0.016	0.873
Artigos recreativos	0.008	1.862	0.004	1.755	0.006	2.051	0.009	2.010	0.014	1.729
Serviços de distração e espectáculos	0.009	1.052	0.008	0.977	0.009	1.043	0.010	1.071	0.011	1.099
Livros, jornais e periódicos	0.005	1.226	0.002	1.163	0.004	1.215	0.006	1.199	0.009	1.233
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	0.016	1.250	0.011	1.464	0.015	1.266	0.018	1.194	0.019	1.159
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	0.115	1.989	0.079	2.433	0.092	2.239	0.121	1.945	0.167	1.677

Quadro 8: Elasticidades procura - rendimento estimadas - *Quadratic Almost Ideal*

Demand System

<i>Classe</i>	<i>Total</i>		<i>1º Quartil</i>		<i>2º Quartil</i>		<i>3º Quartil</i>		<i>4º Quartil</i>	
	<i>Share</i>	ϵ_i	<i>Share</i>	ϵ_i	<i>Share</i>	ϵ_i	<i>Share</i>	ϵ_i	<i>Share</i>	ϵ_i
Cereais	0.063	0.174	0.098	0.254	0.071	0.205	0.051	0.088	0.034	-0.021
Féculas e amidos, leguminosas secas	0.021	0.407	0.033	0.429	0.023	0.412	0.017	0.372	0.012	0.382
Frutas e legumes	0.057	0.664	0.072	0.819	0.060	0.700	0.053	0.612	0.044	0.435
Carnes	0.127	0.949	0.128	1.086	0.137	0.975	0.131	0.913	0.112	0.807
Peixes	0.064	0.723	0.079	0.707	0.067	0.726	0.059	0.736	0.050	0.735
Lacticínios	0.045	0.574	0.053	0.552	0.049	0.581	0.043	0.568	0.037	0.583
Produtos preparados ou semi-preparados	0.005	0.808	0.003	0.700	0.004	0.799	0.005	0.839	0.005	0.853
Outros produtos alimentares	0.068	0.542	0.101	0.508	0.072	0.531	0.056	0.552	0.043	0.636
Bebidas não alcoólicas	0.004	0.890	0.005	1.139	0.004	0.927	0.005	0.817	0.004	0.636
Bebidas alcoólicas	0.033	0.878	0.038	0.966	0.037	0.902	0.032	0.843	0.024	0.742
Vestuário	0.083	1.426	0.059	1.526	0.074	1.467	0.093	1.393	0.104	1.370
Calçado	0.029	0.971	0.024	1.109	0.029	0.991	0.031	0.939	0.030	0.876
Habituação: aquecimento, iluminação e água	0.065	0.568	0.090	0.672	0.069	0.588	0.055	0.502	0.048	0.433
Artigos domésticos não duráveis	0.018	0.705	0.023	0.727	0.019	0.718	0.016	0.694	0.013	0.663
Artigos domésticos duráveis	0.065	1.516	0.040	2.070	0.065	1.527	0.076	1.394	0.077	1.339
Despesas com a utilização de veículos	0.064	0.996	0.017	2.087	0.057	1.038	0.075	0.905	0.108	0.855
Serviços de transporte	0.020	1.031	0.018	1.104	0.021	1.025	0.022	0.991	0.020	0.992
Correios e telecomunicações	0.014	1.253	0.013	1.804	0.014	1.348	0.014	1.120	0.016	0.873
Artigos recreativos	0.008	1.862	0.004	1.755	0.006	2.051	0.009	2.010	0.014	1.729
Serviços de distração e espectáculos	0.009	1.052	0.008	0.977	0.009	1.043	0.010	1.071	0.011	1.099
Livros, jornais e periódicos	0.005	1.226	0.002	1.163	0.004	1.215	0.006	1.199	0.009	1.233
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	0.016	1.250	0.011	1.464	0.015	1.266	0.018	1.194	0.019	1.159
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	0.115	1.989	0.079	2.433	0.092	2.239	0.121	1.945	0.167	1.677

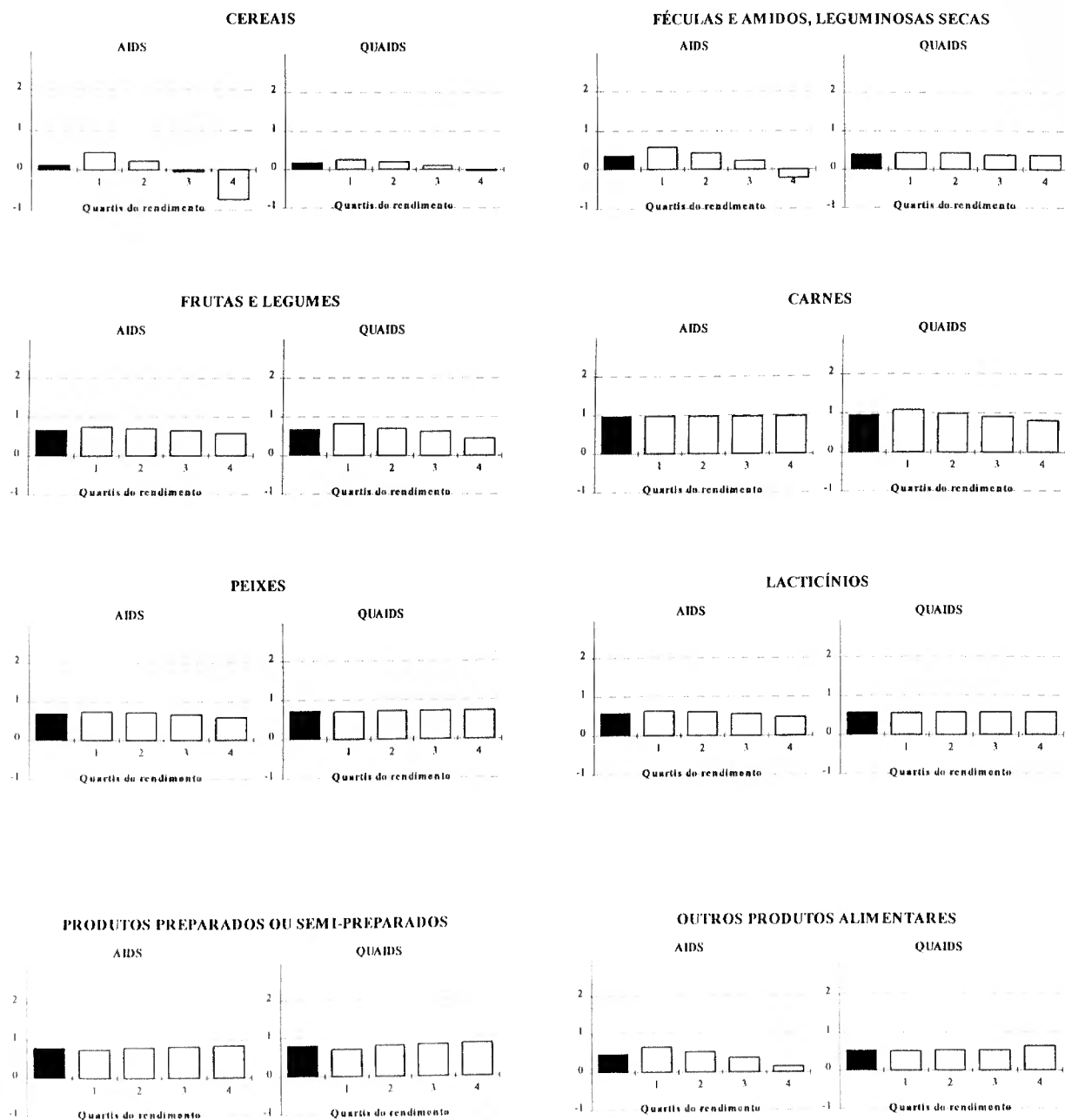
Quadro 8: Elasticidades procura - rendimento estimadas - *Quadratic Almost Ideal*

Demand System (cont.)

<i>Classe</i>	<i>ADP com crianças</i>		<i>ADP sem crianças</i>	
	<i>Share</i>	ϵ_i	<i>Share</i>	ϵ_i
Cereais	0.055	0.079	0.072	0.236
Féculas e amidos, leguminosas secas	0.019	0.431	0.024	0.382
Frutas e legumes	0.050	0.635	0.064	0.691
Carnes	0.124	0.926	0.128	0.974
Peixes	0.053	0.765	0.075	0.700
Lacticínios	0.046	0.521	0.045	0.618
Produtos preparados ou semi-preparados	0.005	0.843	0.004	0.759
Outros produtos alimentares	0.055	0.597	0.081	0.511
Bebidas não alcoólicas	0.004	0.750	0.004	1.020
Bebidas alcoólicas	0.030	0.803	0.035	0.937
Vestuário	0.095	1.400	0.072	1.457
Calçado	0.033	0.937	0.024	1.018
Habituação: aquecimento, iluminação e água	0.054	0.537	0.076	0.593
Artigos domésticos não duráveis	0.016	0.681	0.020	0.722
Artigos domésticos duráveis	0.076	1.343	0.054	1.746
Despesas com a utilização de veículos	0.077	0.811	0.052	1.249
Serviços de transporte	0.021	0.847	0.019	1.204
Correios e telecomunicações	0.012	1.213	0.016	1.295
Artigos recreativos	0.011	1.914	0.006	1.768
Serviços de distração e espectáculos	0.009	1.069	0.009	1.034
Livros, jornais e periódicos	0.008	0.971	0.003	1.728
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	0.017	1.147	0.015	1.359
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	0.129	1.960	0.102	2.026

A comparação entre as elasticidades estimadas por ambos os modelos torna-se mais fácil em termos gráficos, como pode ser observado nas figuras 1 e 2.

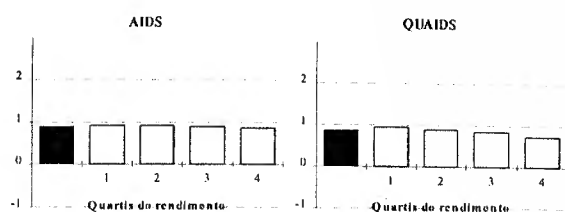
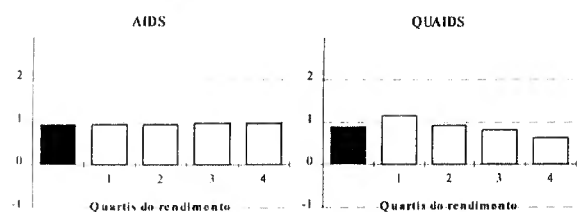
Figura 1: Elasticidades por quartis do rendimento¹⁴



¹⁴ A barra a negro indica a elasticidade procura - rendimento estimada para a globalidade da amostra.

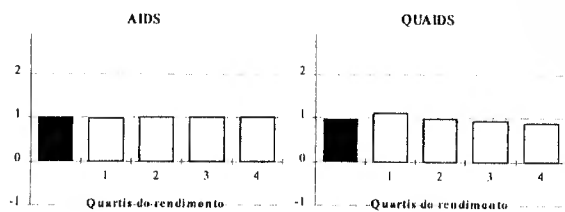
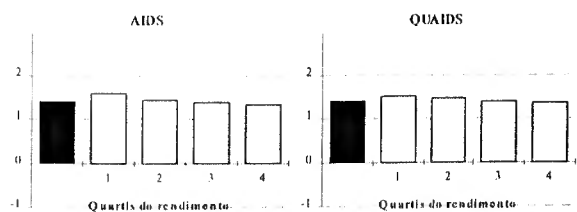
BEBIDAS NÃO ALCOÓLICAS

BEBIDAS ALCOÓLICAS



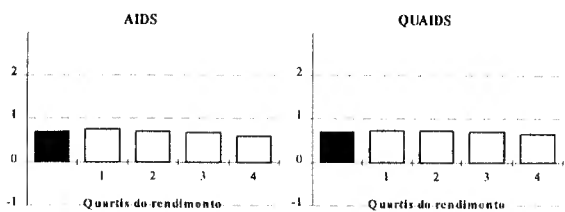
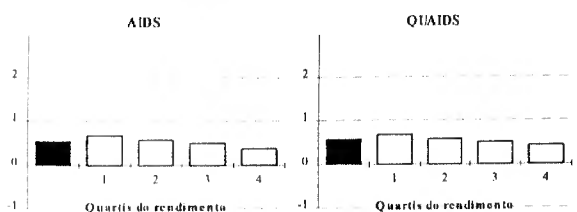
VESTUÁRIO

CALÇADO



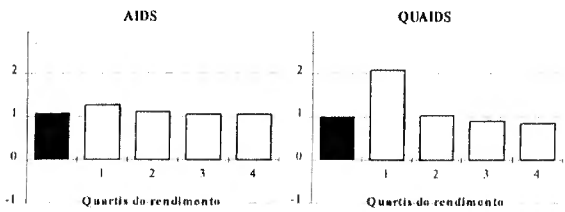
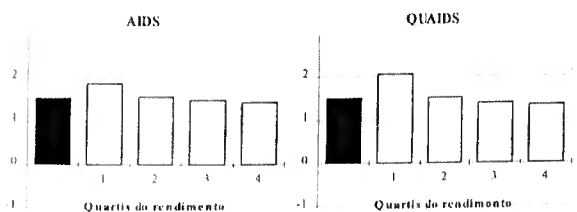
AQUECIMENTO, ILUMINAÇÃO E ÁGUA

ARTIGOS DOMÉSTICOS NÃO DURÁVEIS



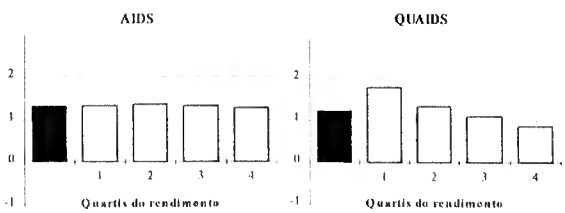
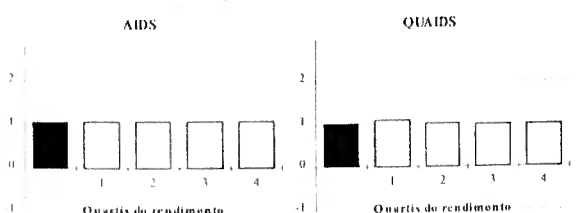
ARTIGOS DOMÉSTICOS DURÁVEIS

DESPESAS COM A UTILIZAÇÃO DE VEÍCULOS



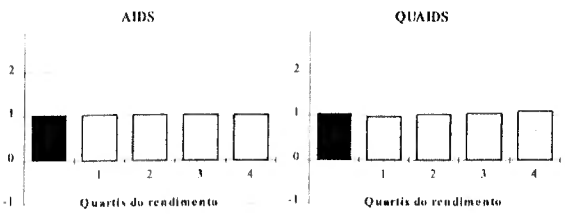
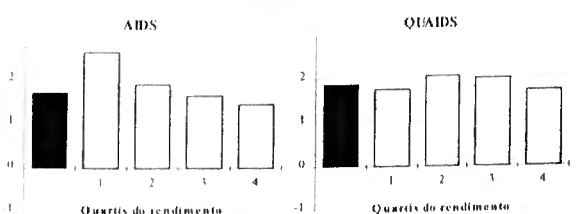
SERVIÇOS DE TRANSPORTE

CORREIOS E TELECOMUNICAÇÕES



ARTIGOS RECREATIVOS

SERVIÇOS DE DISTRAÇÃO E ESPECTÁCULOS



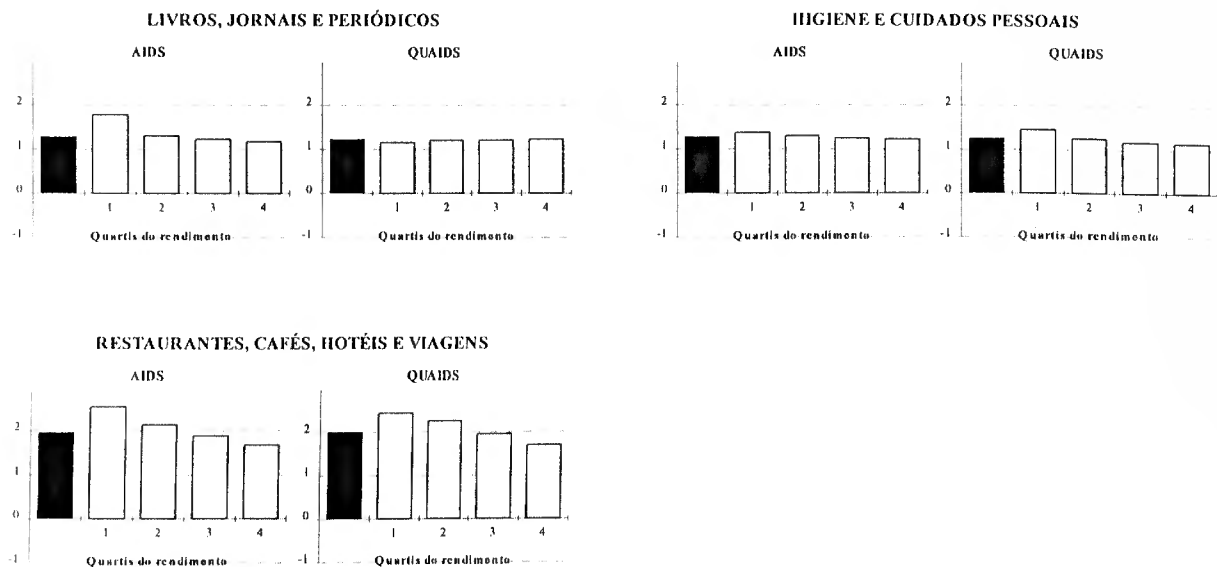
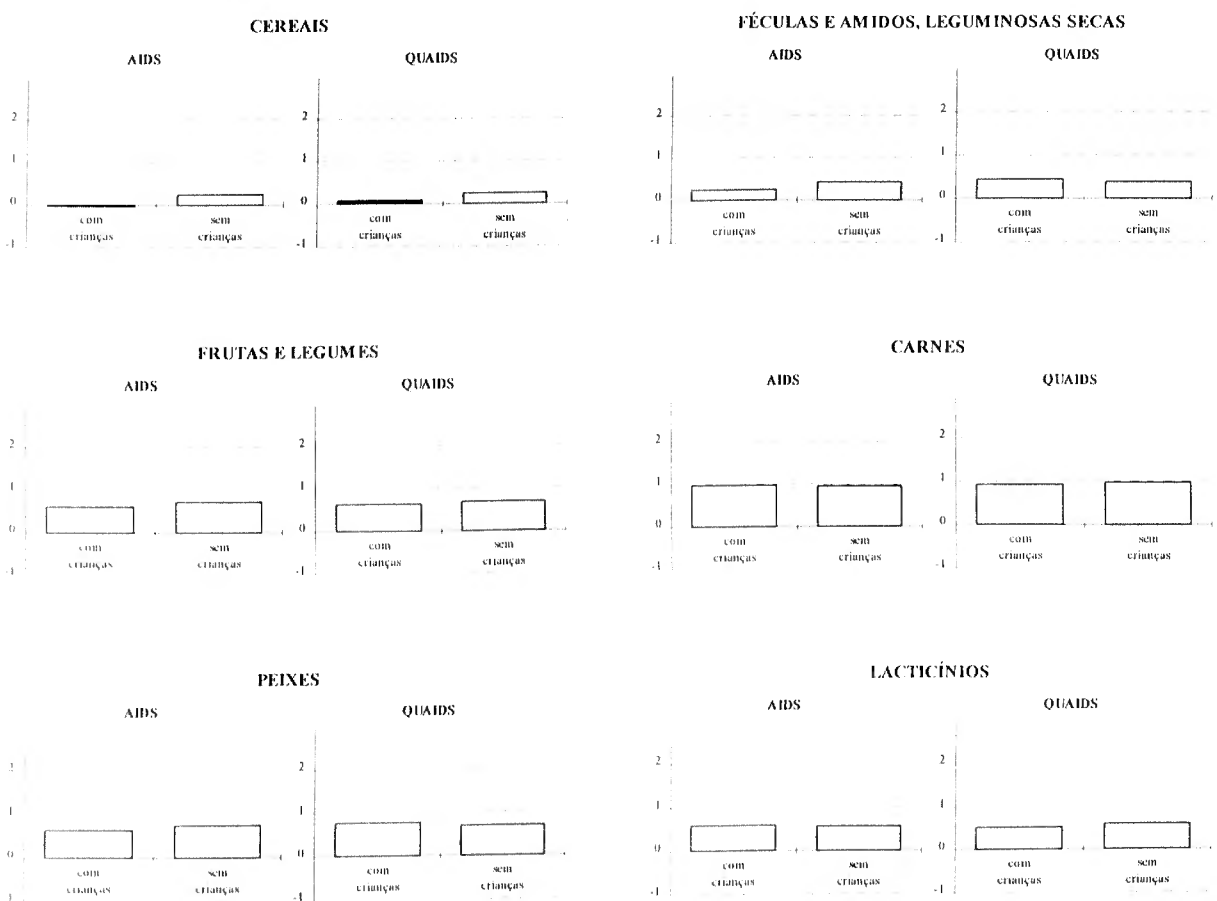
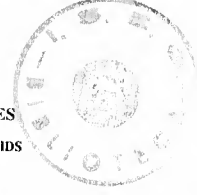
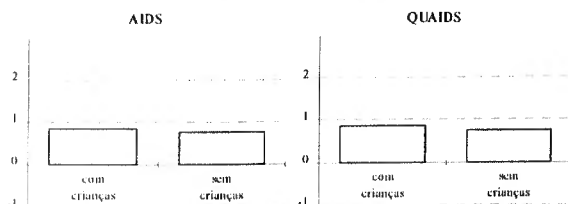


Figura 2: Elasticidades para agregados com e sem crianças

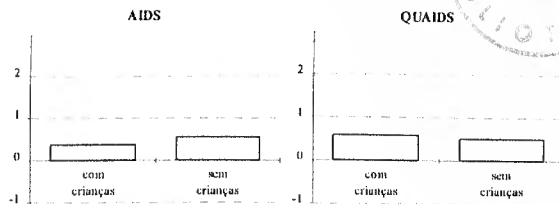




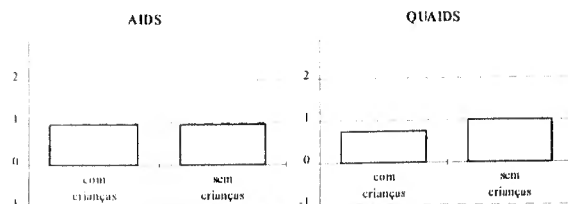
PRODUTOS PREPARADOS OU SEMI-PREPARADOS



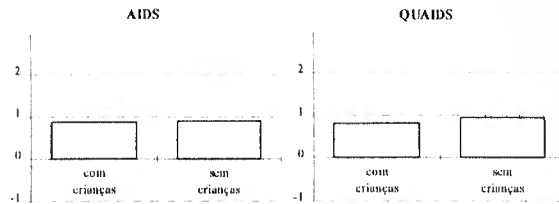
OUTROS PRODUTOS ALIMENTARES



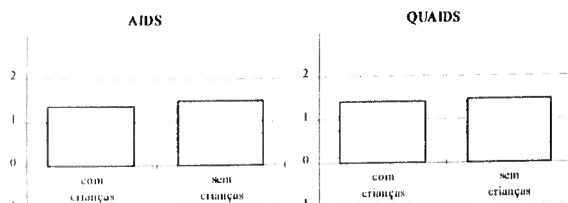
BEBIDAS NÃO ALCOÓLICAS



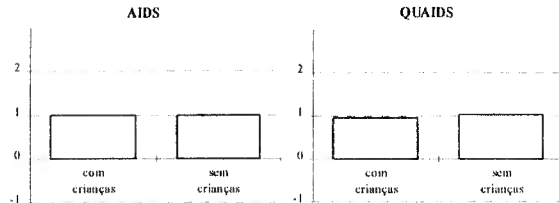
BEBIDAS ALCOÓLICAS



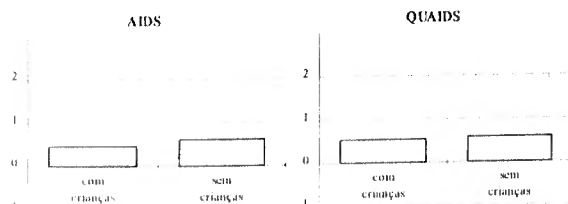
VESTUÁRIO



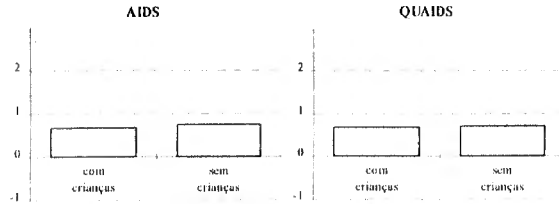
CALÇADO



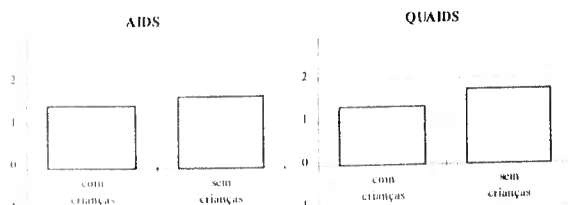
AQUECIMENTO, ILUMINAÇÃO E ÁGUA



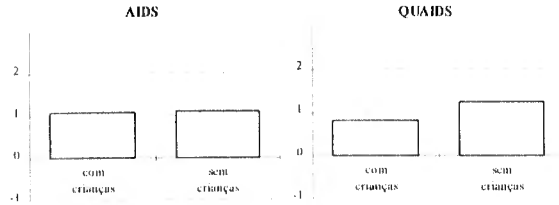
ARTIGOS DOMÉSTICOS NÃO DURÁVEIS



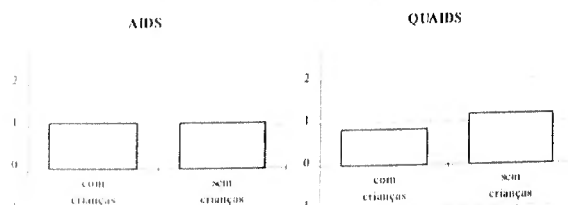
ARTIGOS DOMÉSTICOS DURÁVEIS



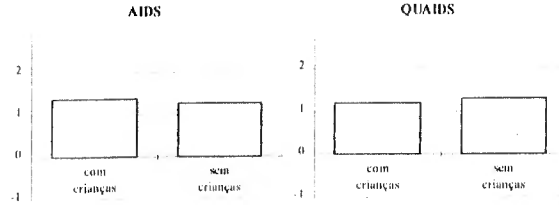
DESPESAS COM A UTILIZAÇÃO DE VEÍCULOS

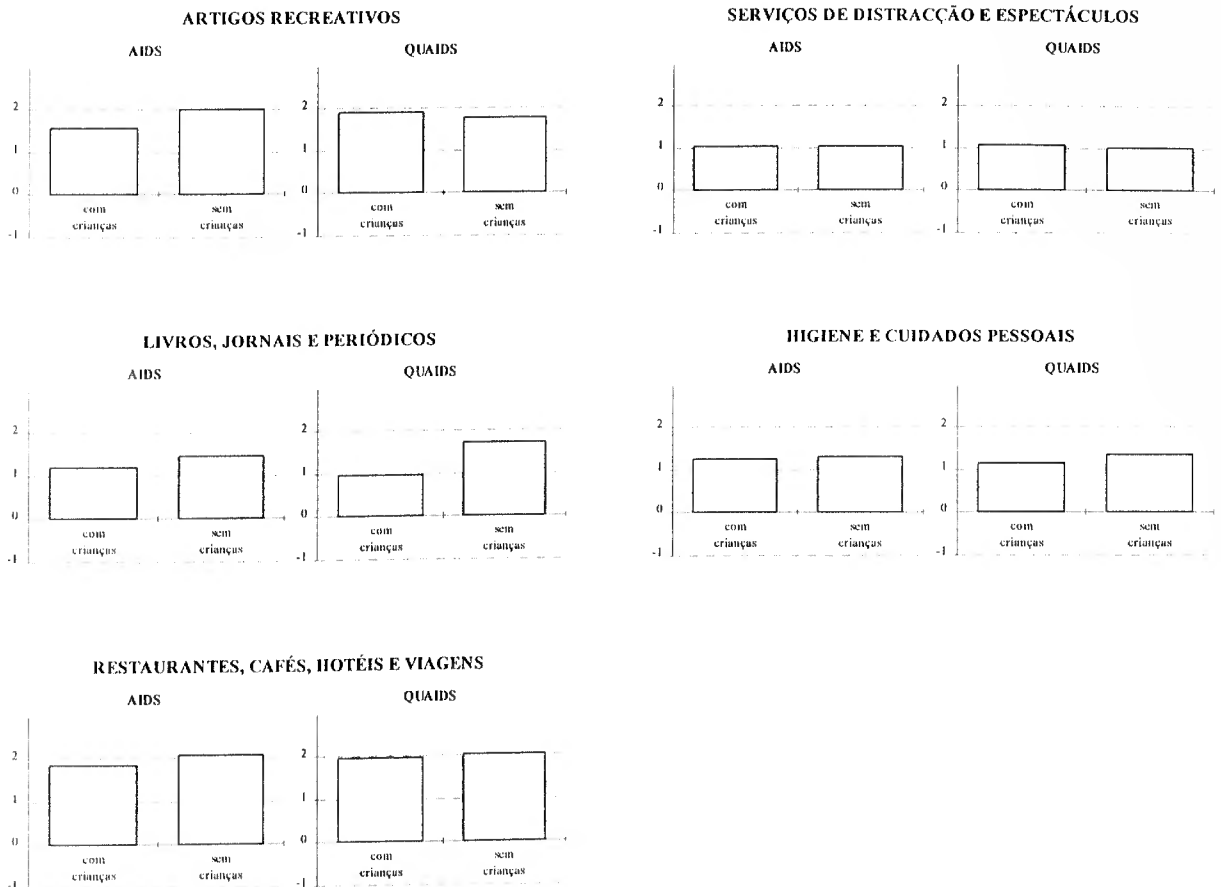


SERVIÇOS DE TRANSPORTE



CORREIOS E TELECOMUNICAÇÕES





A elasticidade global estimada é bastante idêntica em ambos os modelos, embora esta semelhança esconda um comportamento diferenciado, ou mesmo pronunciadamente distinto em alguns casos.

De um modo geral, as elasticidades estimadas segundo o modelo AIDS não sofrem grandes alterações de magnitude, isto é, as classes de bens são classificadas como bens de luxo ou necessidades para todos os níveis de rendimento, excepção feita para as classes dos *Cereais* e das *Féculas, amidos e leguminosas secas* que chegam mesmo a assumir um carácter de bens inferiores para as classes de rendimento mais elevadas. Resumidamente, *Frutas e legumes, Peixes, Lacticínios, Produtos preparados ou semi-preparados, Outros produtos alimentares, Aquecimento, iluminação e água e Artigos domésticos não duráveis* são classes de bens identificadas como necessidades; *Vestuário, Artigos domésticos duráveis, Correios e telecomunicações, Artigos recreativos, Livros, jornais e periódicos, Higiene e cuidados pessoais e Restaurantes, cafés, hotéis e viagens* são classes de bens qualificadas de luxos; enquanto que *Carnes, Bebidas não alcoólicas, Bebidas alcoólicas, Calçado, Despesas com a*

utilização de veículos, Serviços de transporte e Serviços de distração e espectáculos têm uma elasticidade unitária ou muito próxima da unidade. É nestas últimas classes de bens (excluindo a classe *Bebidas alcoólicas*) que é mais notória a evolução diferenciada estimada pelo modelo QUAIDS. Na verdade, estas classes conjuntamente com a classe *Correios e telecomunicações* começam por assumir um carácter de bens de luxo para níveis de rendimento mais baixos, tornando-se necessidades para níveis de rendimento mais elevados. É precisamente esta capacidade de fazer variar as elasticidades com o nível de despesa global, ou de rendimento, que torna o modelo QUAIDS mais flexível do que o modelo AIDS.

No que diz respeito à diferenciação entre agregados domésticos com e sem crianças, não existe grande evidência empírica de que esta distinção seja importante no caso português e para o período em referência, tendo-se mostrado significativa apenas nos casos de *Bebidas não alcoólicas, Despesas com a utilização de veículos, Serviços de transporte e Livros, jornais e periódicos*, em que o modelo QUAIDS classifica estes bens como necessidades para agregados com crianças e bens de luxo para agregados sem crianças.

4. Escalas de equivalência

4.1. As crianças e o comportamento económico das famílias

A existência de crianças num agregado familiar condiciona praticamente todas as suas decisões económicas, nomeadamente as decisões sobre a oferta de trabalho (com maior peso sobre a oferta de trabalho feminino), sobre o consumo no período (composição do cabaz de bens a consumir) e sobre o padrão intertemporal do consumo e da poupança.


Podem-se, pois, colocar algumas questões acerca dos custos decorrentes da existência de crianças no agregado:

- i) De que modo as crianças afectam o padrão de despesa do agregado familiar;
- ii) Qual a implicação das crianças no nível de despesa do agregado;
- iii) Qual a relação entre o rendimento de uma família com crianças e o rendimento de um agregado sem crianças, de modo a que ambos tenham o mesmo nível de bem-estar.

É ao nível desta última questão que se referem as escalas de equivalência. Existem duas abordagens a este problema¹⁵. A mais simples consiste na estimação de uma variável que se assume ser uma *proxy* do nível de bem-estar. De acordo com esta abordagem as duas principais técnicas são o método de Engel e o método de Rothbarth, ambos consistindo na estimação de apenas uma equação sobre dados seccionais. A abordagem mais sofisticada assenta na teoria da utilidade e implica a estimação de todo um sistema de procura.

O estudo dos custos associados às crianças e da sua ligação com o bem-estar relativo das famílias apresenta uma maior relevância no âmbito das políticas com impacto no rendimento dos agregados, nomeadamente na análise da progressividade e eficácia dos sistemas fiscais e de segurança social. Famílias mais numerosas necessitam de maiores recursos do que famílias mais pequenas de modo a atingirem o mesmo nível de vida e as escalas de equivalência

¹⁵ Veja-se Browning (1992).



pretendem captar esta diferença, permitindo a comparação directa entre agregados de diferentes dimensões e composição.

Uma escala de equivalência é definida como sendo o rácio do custo de uma dada família em atingir um certo nível de vida, ou de bem-estar, em relação ao custo de uma família de referência em atingir esse mesmo nível. A família de referência é constituída, geralmente, por um casal, ou um adulto, sem filhos. A escala assim obtida pode ser utilizada para converter um agregado composto por adultos e crianças num agregado composto por *adultos-equivalentes*.

O número de adultos-equivalentes constitui um deflator do rendimento ou despesa das famílias, permitindo comparações entre estas numa base *per capita*. Ao adoptar um rácio dos custos como definição de escala de equivalência, está-se a utilizar uma proporção fixa do rendimento como medida do custo monetário de uma criança, ou seja, considera-se que o custo nominal de uma criança é superior para agregados em classes de rendimento mais elevadas. Alternativamente, pode-se utilizar-se um montante fixo, pressupondo custos idênticos em todos os níveis de rendimento. No entanto, a primeira abordagem é a mais frequente e é a que será seguida neste estudo.

4.2. O método de Engel

O primeiro modelo de escalas de equivalência partiu da observação de Engel de que famílias com maiores rendimentos dedicavam uma menor parte dos seus recursos à despesa em alimentação do que famílias mais pobres. Como tal, a proporção da despesa total que constitui despesa em produtos alimentares pode ser considerada um indicador inverso do nível de bem-estar dos agregados familiares. Dois agregados com a mesma proporção de despesa em alimentação terão o mesmo nível de bem-estar, independentemente de diferenças em dimensão, composição e rendimento. Comparar o seu nível de despesa total para um mesmo *share* em alimentação permite obter um índice do custo de manutenção do agregado com mais

elementos em relação ao de menores dimensões (agregado de referência), e assim obter uma escala de equivalência.

O modelo de Rothbarth tem igualmente subjacente a ideia de assumir como indicador do nível de bem-estar o peso da despesa em determinados bens na despesa total. No entanto, neste caso os bens são divididos em duas classes: aqueles consumidos exclusivamente por adultos e aqueles que são objecto de consumo conjunto por adultos e crianças. Se dois agregados com o mesmo número de elementos adultos têm o mesmo *share* em bens do primeiro tipo, então considera-se que estão no mesmo patamar de bem-estar, qualquer que seja a sua dimensão e nível de despesa total.

Formalmente, o modelo de Engel pode ser descrito do seguinte modo¹⁶. Assumindo que o agregado de referência é constituído por um adulto, a função de custo de um qualquer agregado h com características Z^h é dada por

$$c(u, p, Z^h) = \mu(Z^h)c(u, p) \quad (60)$$

onde $c(u, p)$ é a função de custo do agregado de referência e $\mu(Z^h)$ é o número de adultos-equivalentes do agregado h , ou escala de equivalência. No caso do agregado de referência $\mu(Z^0)=1$. Deste modo, a função de utilidade directa de h vem

$$u^h = u(q^h, p^h) = u\left[\frac{q^h}{\mu(Z^h)}\right] \quad (61)$$

e a função de procura, em termos de *share* por adulto-equivalente, é

$$\omega_i^h = \frac{p_i q_i^h}{x^h} = \frac{p_i \phi_i \left[\frac{x^h}{\mu(Z^h)}, p \right]}{\frac{x^h}{\mu(Z^h)}} \quad (62)$$

¹⁶ Veja-se Browning (1992) e Tsakloglou (1991).

No caso do modelo de Engel é o *share* em alimentação, ω_f , que é considerado um indicador de bem-estar relativo. Isto é, se todos os agregados enfrentam o mesmo vector de preços, p , e ambos os agregados h e de referência afectam uma mesma proporção da sua despesa total à despesa em produtos alimentares, então ambos devem ter o mesmo nível de bem-estar,

$$\frac{x^h}{\mu(Z^h)} = \frac{x^0}{\mu(Z^0)} \Rightarrow \mu(Z^h) = \frac{x^h}{x^0}. \quad (63)$$

Ou seja, a comparação dos seus rendimentos, ou níveis globais de despesa, para um mesmo ω_f permite obter um índice do custo de manutenção do primeiro em relação ao segundo, designado por escala de equivalência.

4.3. Resultados empíricos

4.3.1. Descrição dos modelos estimados

Foram estimados quatro modelos correspondendo a quatro especificações alternativas para a composição do agregado familiar, distinguindo-se, nomeadamente, pelo modo como a existência e número de crianças são introduzidos no modelo. A estimação de escalas de equivalência segundo o modelo de Engel pressupõe a modelação de uma curva de Engel para a despesa em alimentação. Foram utilizados os dois modelos descritos no ponto 3 deste estudo (o modelo *Almost Ideal Demand System* e o modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System*), apresentando-se os resultados obtidos com o modelo AIDS dado que o teste de especificação efectuado levou à conclusão de que o parâmetro associado ao quadrado do logaritmo da despesa total seria estatisticamente nulo nos quatro modelos considerados (quadro 10).

A existência e número de crianças no agregado foram objecto das seguintes modelações¹⁷:

¹⁷ Veja-se a título de exemplo Banks e Johnson (1994).

1. Existência de crianças no agregado

$$\omega_f = \beta_0 + \beta_1 LOGDTND + \beta_2 DNC \quad (64)$$

onde $LOGDTND$ corresponde ao logaritmo natural da despesa global deduzida da despesa em artigos domésticos duráveis e da despesa em aquisição e manutenção de veículos, e DNC é uma variável *dummy* para a existência de crianças na família. A constante do modelo, β_0 , representa um agregado localizado na zona de Lisboa, proprietário sem encargos do alojamento que habita e cujo representante é do sexo masculino, com idade compreendida entre os dezoito e os vinte e quatro anos, trabalhador comercial por conta de outrém e com o 12º ano de escolaridade¹⁸.

O cálculo da escala de equivalência subjacente é efectuado comparando as despesas nominais do agregado de referência, um casal sem filhos, e do agregado em observação, no ponto em que ambos possuem igual *share* em produtos alimentares.

$$\begin{aligned} \omega_f^h = \omega_f^0 &\Rightarrow \beta_0 + \beta_1 LOGDTND^h + \beta_2 DNC = \beta_0 + \beta_1 LOGDTND^0 \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow \frac{DTND^h}{DTND^0} = \mu(Z^h) &= EXP\left\{\frac{-\beta_2 DNC}{\beta_1}\right\} \end{aligned} \quad (65)$$

2. Número de crianças

$$\omega_f = \beta_0 + \beta_1 LOGDTND + \beta_2 NC \quad (66)$$

em que NC é o número total de crianças no agregado. A respectiva escala de equivalência vem dada por

$$\mu(Z^h) = EXP\left\{\frac{-\beta_2 NC}{\beta_1}\right\}. \quad (67)$$

¹⁸ Este comentário aplica-se aos restantes modelos estimados nesta secção.

3. Existência de crianças por escalão etário

$$\omega_f = \beta_0 + \beta_1 \text{LOGDTND} + \beta_2 \text{DNC02} + \beta_3 \text{DNC35} + \beta_4 \text{DNC610} + \beta_5 \text{DNC1118} \quad (68)$$

onde *DNC02*, *DNC35*, *DNC610* e *DNC1118* representam a existência de crianças nos escalões etários 0-2, 3-5, 6-10 e 11-18 anos de idade, respectivamente.

Neste caso, o escalão etário da criança tem influência nos seus efeitos sobre o orçamento familiar. À existência de uma ou mais crianças em cada um dos escalões etários está associada uma escala de equivalência diferenciada. Por exemplo,

$$\mu_1(Z^h) = \text{EXP} \left\{ \frac{-\beta_2 \text{DNC02}}{\beta_1} \right\} \quad \text{entre os 0 e os 2 anos de idade.} \quad (69)$$

A escala de equivalência geral é dada por

$$\mu(Z^h) = \text{EXP} \left\{ \frac{-(\beta_2 \text{DNC02} + \beta_3 \text{DNC35} + \beta_4 \text{DNC610} + \beta_5 \text{DNC1118})}{\beta_1} \right\}. \quad (70)$$

4. Número de crianças por escalão etário

$$\omega_f = \beta_0 + \beta_1 \text{LOGDTND} + \beta_2 \text{NC02} + \beta_3 \text{NC35} + \beta_4 \text{NC610} + \beta_5 \text{NC1118} \quad (71)$$

onde *NC02*, *NC35*, *NC610* e *NC1118* simbolizam o número de crianças em cada um dos escalões etários mencionados anteriormente.

$$\mu_1(Z^h) = \text{EXP} \left\{ \frac{-\beta_2 \text{NC02}}{\beta_1} \right\} \quad \text{entre os 0 e os 2 anos de idade.} \quad (72)$$

$$\mu(Z^h) = \text{EXP} \left\{ \frac{-(\beta_2 \text{NC02} + \beta_3 \text{NC35} + \beta_4 \text{NC610} + \beta_5 \text{NC1118})}{\beta_1} \right\} \quad (73)$$

Tal como anteriormente, todos estes modelos foram estimados recorrendo ao Estimador das Variáveis Instrumentais e à matriz de instrumentos já descrita. Devido a problemas de heterogeneidade da amostra, utilizou-se o estimador de White para a matriz de variâncias e covariâncias (White, 1982).

4.3.2. Selecção da amostra

Para a estimação de escalas de equivalência utilizou-se a mesma amostra já descrita nos pontos 3.2.1 e 3.2.2, sujeita às seguintes restrições:

- selecção de apenas casais, com ou sem filhos;
- representante do agregado com menos de 65 anos de idade. Excluíram-se, deste modo, os agregados maioritariamente compostos por reformados, sem crianças e com padrões de consumo de produtos alimentares distintos dos restantes elementos da população¹⁹.

Daqui resultou uma amostra constituída por 2638 agregados familiares.

4.3.3. Variáveis utilizadas

A variável dependente corresponde ao *share* da despesa em alimentação na despesa total.

$$\omega_f = \frac{D_f}{DTND} \quad (74)$$

A despesa em produtos alimentares, D_f , é o somatório das despesas nas classes de bens anteriormente definidas como de 1 a 8. A despesa total em bens não duráveis, $DTND$, é dada

¹⁹ Veja-se a título de exemplo Tsakloglou (1991).

pela subtração à despesa total, DT (definida no ponto 3.3.2), da despesa em artigos domésticos duráveis (classe 15)²⁰.



As matrizes de variáveis explicativas e instrumentais são essencialmente as mesmas que foram apresentadas nos pontos 3.3.2 e 3.3.3, com excepção das seguintes alterações:

- $TIPADP_j$, $ESTCIV_j$, $IDAD6$, $ID6LR1$, $ID6LR2$ - eliminadas quando da restrição da amostra;
- $LOGDT1$ e $LOGDT2$ - substituídas pelas variáveis $LOGDTND$ (logaritmo natural de $DTND$) e $LOGDTND2$ (quadrado do logaritmo natural de $DTND$);
- $NC02$, $NC35$, $NC610$, $NC1118$, $DNCLDI$ e $DNCLR1$ - substituídas em cada equação pela especificação própria atribuída à existência de crianças no agregado familiar.

4.3.4. Apresentação dos resultados

Os principais resultados da estimação dos modelos descritos encontram-se no Quadro 9. Os coeficientes associados às variáveis de interesse, referentes à modelação dos efeitos das crianças sobre a procura de bens alimentares, apresentam sinais positivos como era esperado e são significativos. Os testes de hipóteses efectuados (Quadro 10) mostram que os instrumentos utilizados e a forma funcional especificada em cada equação são válidos, assim como é aceite a inconsistência do Estimador dos Mínimos Quadrados para os parâmetros de interesse dada a exogeneidade de $LOGDTND$.

As escalas de equivalência estimadas são apresentadas no Quadro 11. As especificações em que é utilizado o número de crianças, global ou por escalão etário, conduzem a escalas de

²⁰ Veja-se a este respeito Banks e Johnson (1994).

equivalência numericamente inferiores às obtidas nos modelos em que são utilizadas variáveis *dummy* para a existência de crianças no agregado. Enquanto que, no primeiro caso, as escalas indicadas referem-se a cada criança, no segundo caso reflectem o custo de manutenção de um agregado com filhos, qualquer que seja o seu número, em relação ao agregado de referência. Por exemplo, um casal com filhos necessita de um rendimento superior ao de um casal sem crianças em cerca de 51%, mas por cada criança em particular este valor é de 34%. Uma análise por escalão etário mostra o impacto sobre estes valores das diferentes idades das crianças. Os custos de manutenção de um agregado com filhos são maiores quando estes estão entre os seis e os dez anos de idade e inferiores quando têm entre os três e os cinco anos de idade.

Quadro 9: Escalas de equivalência - Principais resultados da estimação

<i>Especificação</i>	<i>Média Var. Dep</i>	<i>R²</i>	<i>F_{obs}</i>	<i>DNC</i>	<i>NC</i>	<i>DNC02</i>	<i>DNC35</i>	<i>DNC610</i>	<i>DNC1118</i>
1. Existência de crianças no agregado	0.445	0.339	30.138	0.052 (5.207)					
2. Número de crianças	0.445	0.353	32.129		0.038 (8.331)				
3. Existência de crianças por escalão etário	0.445	0.349	29.497			0.035 (3.810)	0.033 (4.081)	0.048 (6.633)	0.047 (5.650)
						<i>NC02</i>	<i>NC35</i>	<i>NC610</i>	<i>NC1118</i>
4. Número de crianças por escalão etário	0.445	0.354	30.139			0.034 (3.977)	0.030 (3.980)	0.047 (7.821)	0.035 (5.823)

Quadro 10: Escalas de equivalência - Testes de hipóteses

<i>Especificação</i>	<i>Teste de validade dos instrumentos: $\chi(25)$</i>		<i>Teste de especificação: $\chi(1)$</i>		<i>Teste de Durbin-Wu-Hausman</i>	
	<i>Observado</i>	<i>p-value</i>	<i>Observado</i>	<i>p-value</i>	<i>Observado</i>	<i>p-value</i>
1. Existência de crianças no agregado	32.323	0.149	0.363	0.547	27.783	0.000
2. Número de crianças	32.706	0.139	0.277	0.599	26.597	0.000
3. Existência de crianças por escalão etário	32.150	0.154	0.339	0.560	27.826	0.000
4. Número de crianças por escalão etário	33.489	0.119	0.318	0.573	27.265	0.000

Quadro 11: Escalas de equivalência estimadas

<i>Especificação</i>	<i>Grupo</i>	<i>Escala</i>
1. Existência de crianças no agregado	Agregado com ≥ 1 criança	1.506
2. Número de crianças	Por cada criança	1.336
3. Existência de crianças por escalão etário	Uma ou mais crianças 0-2 anos de idade	1.306
	Uma ou mais crianças 3-5 anos de idade	1.291
	Uma ou mais crianças 6-10 anos de idade	1.449
	Uma ou mais crianças 11-18 anos de idade	1.429
4. Número de crianças por escalão etário	Por cada criança entre 0-2 anos de idade	1.295
	Por cada criança entre 3-5 anos de idade	1.260
	Por cada criança entre 6-10 anos de idade	1.427
	Por cada criança entre 11-18 anos de idade	1.308

4.4. Outros resultados empíricos

São inúmeros os estudos empíricos que produziram estimativas de escalas de equivalência. Apresentam-se no Quadro 12 alguns exemplos de estimativas de escalas de equivalência obtidas a partir de diferentes abordagens.

Quadro 12: Escalas de equivalência - diferentes abordagens

<i>Autor</i>	<i>Período</i>	<i>País</i>	<i>Grupo</i>	<i>Escala</i>
Escalas baseadas em necessidades nutricionais				
Engel	1895	Bélgica	Criança entre os 0 e os 5 anos de idade	1.19
			Criança entre os 6 e os 14 anos de idade	1.31
			Criança entre os 15 e os 18 anos de idade	1.41
Escalas obtidas a partir de uma variável proxy do bem-estar				
Muellbauer	1968-73	Reino Unido	Uma criança	1.17
			Duas crianças	1.34
			Três crianças	1.51
Muellbauer	1968-73	Reino Unido	Criança entre os 0 e os 5 anos de idade	1.08
			Criança com mais de 5 anos de idade	1.21
Escalas baseadas na teoria da utilidade				
Ray	1968-79	Reino Unido	Uma criança	1.21
			Duas crianças	1.42
			Três crianças	1.63
Blundell e Lewbel	1970-84	Reino Unido	Criança entre os 0 e os 2 anos de idade	1.09
			Criança entre os 3 e os 5 anos de idade	1.14
			Criança entre os 6 e os 10 anos de idade	1.16
			Criança com mais de 11 anos de idade	1.18
Dickens, Fry e Pashardes	1970-86	Reino Unido	Criança entre os 0 e os 4 anos de idade	1.13
			Criança entre os 5 e os 10 anos de idade	1.20
			Criança com mais de 11 anos de idade	1.36

Fonte: Banks e Johnson (1994).

Banks e Johnson (1994) apresentaram estimativas de escalas de equivalência para o Reino Unido no período 1989-90 que são, de algum modo, comparáveis com aquelas obtidas neste estudo para Portugal (Quadro 13). A amostra foi retirada do *Family Expenditure Survey* (FES), consistindo em 8941 agregados familiares. Na modelação das curvas de Engel a variável dependente consiste na proporção da despesa em bens alimentares na despesa total em bens não duráveis e excluindo despesas com a habitação.

Quadro 13: Escalas de equivalência estimadas - Reino Unido

<i>Especificação</i>	<i>Grupo</i>	<i>Escala</i>
1. Existência de crianças no agregado	Agregado com ≥ 1 criança	1.46
2. Número de crianças	Por cada criança	1.26
3. Existência de crianças por escalão etário	Uma ou mais crianças 0-2 anos de idade	1.11
	Uma ou mais crianças 3-5 anos de idade	1.21
	Uma ou mais crianças 6-10 anos de idade	1.45
	Uma ou mais crianças 11-16 anos de idade	1.49
	Uma ou mais crianças 17-18 anos de idade	1.31
4. Número de crianças por escalão etário	Por cada criança entre 0-2 anos de idade	1.12
	Por cada criança entre 3-5 anos de idade	1.22
	Por cada criança entre 6-10 anos de idade	1.30
	Por cada criança entre 11-16 anos de idade	1.35
	Por cada criança entre 17-18 anos de idade	1.41

Fonte: Banks e Johnson (1994).

As escalas de equivalência estimadas para o Reino Unido apresentam valores semelhantes aos estimados para Portugal, com excepção das estimativas para o primeiro escalão etário (crianças compreendidas entre os 0 e os 2 anos de idade) em que as primeiras são bastante inferiores.

5. Comentários finais

Com o presente trabalho pretendeu-se sublinhar a importância do estudo empírico do comportamento do consumidor, nomeadamente para a condução das políticas económicas de carácter redistributivo. Em particular, procurou-se aplicar ao caso português um conjunto de métodos utilizados em estudos desta natureza, apesar das limitações levantadas pela inexistência de um painel de dados adequado à modelação inter-temporal das funções de procura individuais.

Para a maioria das classes de bens analisadas parece existir evidência empírica de uma forma funcional de curva de Engel quadrática no logaritmo do rendimento. Esta especificação é consistente com o reconhecimento de que um bem poderá não ser um bem de luxo ou uma necessidade para todas as classes de rendimento. Naturalmente que numa economia como a portuguesa existem bens que serão necessidades em todos os escalões de rendimento, como é o caso da generalidade dos produtos alimentares, ou bens de luxo, como por exemplo as despesas em hotéis, viagens e restaurantes. Num estudo mais aprofundado terá interesse avaliar a sensibilidade da função-procura a outros efeitos que poderão ser de carácter sócio-demográfico ou económico, nomeadamente os efeitos de substituição decorrentes de alterações nos preços relativos, fundamentais na avaliação do impacto dos impostos indirectos.

Por último, a teoria das escalas de equivalência assume maior importância no contexto das políticas que visam promover a justiça social, como sejam a política fiscal com a progressividade dos impostos ou a gestão do sistema de segurança social com a atribuição de subsídios às famílias mais desfavorecidas, de que é exemplo o recente Rendimento Mínimo Garantido ainda em fase experimental. O impacto da dimensão do agregado familiar no seu nível de bem-estar é óbvio, particularmente quando se trata da existência de crianças, dado que estas, por um lado, não pertencem aos potenciais titulares de rendimento mas, por outro lado, não constituem um custo equivalente ao de um adulto. O esforço monetário que o agregado tem que suportar relativamente a cada criança varia de acordo com a especificação da forma funcional que se admitir válida. Porém, no caso dos resultados apresentados no

capítulo 4, não existe uma diferenciação clara entre os vários modelos em termos da qualidade do ajustamento, mas a opção por um deles em detrimento dos restantes terá necessariamente consequências distintas quando da sua aplicação.

Bibliografia

- Banks, J., Blundell, R. e Lewbel, A. (1994), *Quadratic Engel Curves, Indirect Tax Reform and Welfare Measurement*, Discussion Paper 94-04, University College London.
- Banks, J. e Johnson, P. (1994), “Equivalence Scales and Public Policy”, *Fiscal Studies*, vol. 15, 1, pp. 1-23.
- Bierens, H. J. e Pott-Buter, H. A. (1990), “Specification of Household Engel Curves by Nonparametric Regression”, *Econometric Reviews* (com discussão), 9(2), pp. 123-184.
- Blundell, R. (1988), “Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence - A Survey”, *Econometrica*, 98, pp. 16-65.
- Blundell, R., Pashardes, P. e Weber, G. (1993), “What Do We Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data”, *The American Economic Review*, 83, pp. 570-597.
- Browning, M. (1992), “Children and Household Economic Behavior”, *Journal of Economic Literature*, vol. XXX, pp. 1434-1475.
- van Daal, J. e Merckies, A. H. Q. M. (1989), “A Note on the Quadratic Expenditure Model”, *Econometrica*, 57, pp. 1439-1443.
- Davidson, R. e MacKinnon, J. G. (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, New York, Oxford University Press.
- Deaton, A. e Muellbauer, J. (1980a), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Deaton, A. e Muellbauer, J. (1980b), “An Almost Ideal Demand System”, *The American Economic Review*, 70, pp. 312-326

- Elbadawi, I., Gallant, A. R. e Souza, G. (1983), "An Elasticity can be Estimated Consistently Without a Priori Knowledge of Functional Form", *Econometrica*, 51, pp. 1731-1751.
- Gouveia, M. (1992), "Distribuição do Rendimento e Despesa em Portugal: 1980 e 1990", *Boletim Trimestral do Banco de Portugal*, vol. 14, 4, pp. 57-67.
- Hausman, J. A., Newey, W. K. e Powell, J. L. (1988), *Nonlinear Errors in Variables: Estimation of some Engel Curves*, working paper 504, Massachusetts Institute of Technology.
- Instituto Nacional de Estatística (1990), *Inquérito aos Orçamentos Familiares 1989-1990 - Metodologia*, Estudos nº 62, INE.
- Keen, M. (1986), "Zero Expenditures and the Estimation of Engel Curves", *Journal of Applied Econometrics*, 1, pp. 277-286.
- Jorgenson, D. W., Lau, L. J. e Stoker, T. M. (1982), "The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior", in *Advances in Econometrics* (eds. R. L. Bassman e G. Rhodes), JAI Press, pp. 97-238
- Leser, C. E. V. (1963), "Forms of Engel Functions", *Econometrica*, 55, pp. 694-703.
- Lewbel, A. (1989a), "A Demand System Rank Theorem", *Econometrica*, 57, pp. 701-705.
- Lewbel, A. (1989b), "Nesting the AIDS and Translog Demand Systems", *International Economic Review*, 30, pp. 349-356.
- Lewbel, A. (1991), "The Rank of Demand Systems: Theory and Nonparametric Estimation", *Econometrica*, 59, pp. 711-730.
- Neves, P. D. (1993), "Comparing the Empirical Performance of Alternative Differential Demand Systems", *Economia*, vol. XVII, 1, pp. 65-80.

Rodrigues, C. F. (1994), “Repartição do Rendimento e Desigualdade: Portugal nos Anos 80”, *Estudos de Economia*, vol. XIV, 4, pp. 399-428.

Tsakloglou, P. (1991), “Estimation and Comparison of Two Simple Models of Equivalence Scales for the Cost of Children”, *The Economic Journal*, 101, pp. 343-357.

White, H. (1982), “Instrumental Variables Regression with Independent Observations”, *Econometrica*, 50, pp. 483-499.

Working, H. (1943), “Statistical Laws of Family Expenditure”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 38, pp. 43-56.

Anexos

Anexo 1 : Tabelas de periodicidade de bens



1. Produtos de periodicidade mensal

- Renda de casa
- Água
- Electricidade e gás (excepto garrafas de 13 Kg)
- Telefone
- Reparações
- Serviços de enfermagem
- Serviços médicos
- Acessórios e outros artigos para reparação de automóveis
- Despesa com aluguer de garagem
- Passes
- Discos, cassetes, álbuns
- Serviços de veterinário
- Serviços fotográficos
- Fotocópias
- Despesas com ensino em estabelecimentos particulares e lares de 3ª idade
- Despesas de cabeleireiro e barbeiro
- Quotizações para associações profissionais, casas do povo, associações desportivas, etc.

2. Produtos de periodicidade bimestral

- Vestuário
- Calçado
- Artigos de decoração
- Tapetes e outros revestimentos
- Artigos domésticos à base de têxteis
- Loiças e vidros

- Cutelaria
- Objectos de prata, inox e casquinha, etc.
- Utensílios de cozinha
- Utensílios de limpeza
- Material para iluminação
- Transportes para longo curso
- Jogos, brinquedos, pequenos instrumentos musicais
- Compra de animais de estimação
- Escovas de dentes e de cabelo, pentes
- Máquinas de barbear não eléctricas
- Boquilhas, cachimbos, cigarreiras, etc.
- Malas e sacos de viagem
- Pastas
- Malas de homem e de senhora
- Chapéus de chuva
- Despertadores
- Despesas em hotéis
- Despesas com ensino complementar e superior em estabelecimentos oficiais

3. Produtos de periodicidade anual

- Móveis
- Electrodomésticos
- Despesas com seguros
- Aparelhos e material terapêutico
- Despesas de internamento
- Despesas em regime de cuidados ambulatoriais
- Veículos automóveis
- Bicicletas
- Motos e motorizadas
- Caravanas

- Lições de condução
- Aparelhos de televisão, vídeo e áudio
- Máquinas fotográficas e de filmar
- Instrumentos musicais de custo elevado
- Máquinas de escrever
- Computador pessoal
- Material para campismo
- Livros de estudo e técnicos
- Taxas de radiodifusão e televisão
- Assinaturas de jornais e revistas
- Jóias e pedras preciosas
- Relógios de pulso
- Artigos de bebé
- Viagens turísticas
- Serviços funerários
- Despesas com ensino em estabelecimentos oficiais

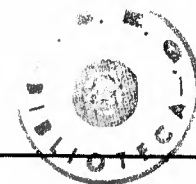


Anexo 2: Estatísticas descritivas da variável dependente

Quadro 1: 8014 agregados familiares

<i>Classes</i>	<i>Média (Desvio- -padrão)</i>	<i>Nº de obs. nulas</i>	<i>Quantis</i>									
			<i>1%</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>90%</i>	<i>95%</i>	<i>99%</i>	<i>100%</i>
Cereais	0.064 (0.055)	87	0	0.009	0.014	0.027	0.049	0.085	0.130	0.167	0.265	0.893
Féculas e amidos, leguminosas secas	0.021 (0.034)	2224	0	0	0	0	0.012	0.028	0.053	0.076	0.140	0.801
Frutas e legumes	0.057 (0.046)	372	0	0.003	0.012	0.027	0.048	0.076	0.110	0.140	0.216	0.801
Carnes	0.126 (0.096)	756	0	0	0.007	0.058	0.112	0.178	0.249	0.301	0.420	0.817
Peixes	0.064 (0.069)	1581	0	0	0	0.012	0.045	0.093	0.156	0.198	0.313	0.600
Lacticínios	0.046 (0.046)	1289	0	0	0	0.015	0.036	0.064	0.100	0.128	0.209	0.683
Produtos preparados ou semi-preparados	0.004 (0.015)	6173	0	0	0	0	0	0	0.014	0.026	0.065	0.391
Outros produtos alimentares	0.068 (0.068)	704	0	0	0.004	0.022	0.052	0.096	0.148	0.188	0.307	0.764
Bebidas não alcoólicas	0.004 (0.011)	5619	0	0	0	0	0.004	0.015	0.023	0.050	0.253	
Bebidas alcoólicas	0.033 (0.058)	3685	0	0	0	0	0.007	0.046	0.094	0.139	0.260	0.856
Vestuário	0.083 (0.079)	1193	0	0	0	0.021	0.064	0.122	0.191	0.237	0.344	0.587
Calçado	0.029 (0.030)	1976	0	0	0	0.001	0.023	0.044	0.066	0.083	0.125	0.394
Habitação: aquecimento, iluminação e água	0.066 (0.058)	107	0	0.012	0.018	0.029	0.049	0.083	0.132	0.174	0.280	0.790
Artigos domésticos não duráveis	0.018 (0.026)	2854	0	0	0	0	0.009	0.026	0.048	0.065	0.109	0.478
Artigos domésticos duráveis	0.064 (0.093)	2304	0	0	0	0	0.023	0.095	0.184	0.255	0.416	0.822
Despesas com a utilização de veículos	0.064 (0.103)	3666	0	0	0	0	0.010	0.100	0.198	0.270	0.464	0.921
Serviços de transporte	0.020 (0.042)	4679	0	0	0	0	0	0.027	0.063	0.093	0.166	0.826
Correios e telecomunicações	0.014 (0.025)	4399	0	0	0	0	0	0.021	0.040	0.057	0.112	0.429
Artigos recreativos	0.008 (0.026)	5640	0	0	0	0	0	0.004	0.024	0.046	0.125	0.565
Serviços de distração e espectáculos	0.009 (0.017)	1103	0	0	0	0.002	0.005	0.010	0.021	0.033	0.076	0.325
Livros, jornais e periódicos	0.005 (0.010)	3841	0	0	0	0	0.001	0.008	0.016	0.023	0.045	0.163
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	0.016 (0.025)	2087	0	0	0	0	0.008	0.020	0.039	0.057	0.110	0.710
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	0.115 (0.147)	2083	0	0	0	0	0.061	0.171	0.309	0.410	0.655	0.984

Quadro 2: 7853 agregados familiares



Classes	Média (Desvio- -padrão)	Nº de obs. nulas	Quantis									
			1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	99%	100%
Cereais	0.063 (0.054)	81	0	0.009	0.014	0.027	0.049	0.084	0.128	0.164	0.263	0.893
Féculas e amidos, leguminosas secas	0.021 (0.034)	2160	0	0	0	0	0.012	0.028	0.052	0.075	0.139	0.801
Frutas e legumes	0.057 (0.046)	350	0	0.004	0.013	0.027	0.048	0.076	0.110	0.140	0.215	0.801
Carnes	0.127 (0.096)	710	0	0	0.009	0.059	0.113	0.178	0.249	0.302	0.423	0.817
Peixes	0.064 (0.069)	1534	0	0	0	0.012	0.045	0.093	0.155	0.196	0.310	0.600
Lacticínios	0.045 (0.045)	1256	0	0	0	0.015	0.036	0.064	0.099	0.125	0.206	0.683
Produtos preparados ou semi-preparados	0.005 (0.015)	6047	0	0	0	0	0	0	0.014	0.027	0.065	0.391
Outros produtos alimentares	0.068 (0.067)	686	0	0	0.004	0.022	0.052	0.095	0.147	0.186	0.304	0.764
Bebidas não alcoólicas	0.004 (0.011)	5502	0	0	0	0	0	0.004	0.015	0.023	0.050	0.253
Bebidas alcoólicas	0.033 (0.057)	3578	0	0	0	0	0.008	0.046	0.095	0.139	0.259	0.782
Vestuário	0.083 (0.079)	1144	0	0	0	0.021	0.063	0.121	0.190	0.236	0.341	0.587
Calçado	0.029 (0.029)	1926	0	0	0	0.001	0.023	0.044	0.066	0.082	0.124	0.274
Habituação: aquecimento, iluminação e água	0.065 (0.058)	97	0	0.012	0.018	0.029	0.049	0.083	0.132	0.173	0.278	0.790
Artigos domésticos não duráveis	0.018 (0.026)	2790	0	0	0	0	0.009	0.026	0.048	0.064	0.109	0.478
Artigos domésticos duráveis	0.065 (0.094)	2238	0	0	0	0	0.023	0.096	0.185	0.256	0.419	0.822
Despesas com a utilização de veículos	0.064 (0.103)	3578	0	0	0	0	0.010	0.100	0.199	0.270	0.468	0.921
Serviços de transporte	0.020 (0.041)	4570	0	0	0	0	0	0.027	0.064	0.093	0.167	0.826
Correios e telecomunicações	0.014 (0.025)	4319	0	0	0	0	0	0.021	0.040	0.057	0.114	0.429
Artigos recreativos	0.008 (0.026)	5535	0	0	0	0	0	0.003	0.024	0.046	0.125	0.565
Serviços de distração e espectáculos	0.009 (0.017)	1044	0	0	0	0.002	0.005	0.010	0.021	0.033	0.076	0.325
Livros, jornais e periódicos	0.005 (0.010)	3750	0	0	0	0	0.001	0.008	0.016	0.023	0.045	0.163
Bens e serviços de higiene e cuidados pessoais	0.016 (0.025)	2020	0	0	0	0	0.008	0.020	0.039	0.058	0.110	0.710
Restaurantes, cafés, hotéis e viagens	0.115 (0.145)	2014	0	0	0	0	0.061	0.170	0.309	0.409	0.647	0.984