

# DEMANDA POR BEBIDAS ALCOÓLICAS E CIGARROS NO BRASIL: ELASTICIDADES, MICROSIMULAÇÃO E VARIAÇÕES NO BEM-ESTAR

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida<sup>1</sup>

Ignácio Tavares de Araújo Júnior<sup>2</sup>

Este artigo analisa a demanda das famílias brasileiras por bebidas alcoólicas e cigarros, com ênfase nas elasticidades (preço, despesa restrita e renda) e nas simulações de mudanças nos preços destes itens sobre o bem-estar dos consumidores. A abordagem *Quadratic Almost Ideal Demand System* ajustada para consumo censurado e endogeneidade das despesas em conjunto com os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009 e do Suplemento de Tabagismo da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2008 compõem a estratégia empírica deste estudo. Os resultados centrais mostram que cigarro e bebidas alcoólicas possuem positivas elasticidades dispêndio e renda e relação de substitutibilidade, independentemente do nível de renda familiar per capita e da macrorregião de residência. Choques positivos nos preços desses itens possuem um baixo ajustamento de demanda, assim como a taxa de compensação monetária requerida em função de mudanças nos preços do cigarro ou da bebida alcoólica apresentam comportamentos distintos com o nível de renda familiar e das regiões de residência. Pela medida de variação compensatória, famílias com maiores níveis de renda são mais resistentes a reduzir o consumo de bebidas, enquanto que para o cigarro o nível de resistência é maior para as famílias mais pobres.

**Palavras-chave:** sistema de demanda; elasticidades; cigarro; bebidas alcoólicas; bem-estar.

## DEMAND FOR ALCOHOL AND CIGARETTES IN BRAZIL: ELASTICITIES, MICROSIMULATION AND WELFARE CHANGE

This paper analyzes the demand of Brazilian families for alcoholic beverages and cigarettes, with emphasis on elasticities (price, restricted expenditure and income) and simulations of changes in the prices of these items on the welfare. We use the Quadratic Almost Ideal Demand System adjusted for censored consumption and expenditure endogeneity together with data from the Household Budget Survey 2008-2009 and the Smoking Supplement of the National Research by Household Sample 2008. The main results show that cigarettes and alcohol have positive expenditure and income elasticities of demand and substitution relationship in terms of cross-price, regardless of per capita income level and region of residence. Positive price changes in these items have low adjustment of demand, as well as the rate of monetary compensation required due to changes in cigarette or alcohol have different trends to the level of family income and residence areas. The measure of compensating variation shows that families with higher income levels are more resistant to reduce the consumption of beverages, while for the cigarette the level of resistance is higher for the poorest families.

**Keywords:** demand system; elasticities; cigarette; alcoholic beverages; welfare.

JEL: D12; D04; I10; I38.

---

1. Doutor em economia, professor do Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba (UFPB).  
E-mail: <alessio@ccsa.ufpb.br>.

2. Doutor em economia, professor do programa de Pós-Graduação em Economia, UFPB. E-mail: <ignacio.tavares@gmail.com>.

## 1 INTRODUÇÃO

A World Health Organization (WHO, 2010) ressalta que a condição de saúde individual é determinada por uma série de canais. Por um lado, ela é reflexo das circunstâncias materiais – como habitação, potencial de consumo e ambiente de trabalho –, herança genética e qualidade do sistema de serviços de saúde. Por outro, o elevado número de mortes atribuídas às doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) fazem das preferências individuais um fator crucial para a formação do estoque do capital saúde presente e futuro da população, bem como um problema de saúde pública. Em 2008, as DCNT, lideradas pelos fatores de risco modificáveis – tabagismo, consumo de bebidas alcoólicas, sedentarismo, baixa ingestão de frutas e vegetais – foram responsáveis por 63% dos óbitos no mundo e por 80% nos países em desenvolvimento (WHO, 2011).

As literaturas, teórica e empírica, enfatizam a necessidade de se compreender a demanda dos consumidores por produtos não saudáveis, como o cigarro e bebidas alcoólicas, por eles gerarem desdobramentos diretos na própria saúde e de terceiros e uma série de externalidades negativas com fortes implicações sociais e econômicas (Becker e Murphy, 1988; Saffer e Chaloupka, 1994; Chaloupka e Warner, 1999). A partir da utilização de um modelo de demanda, os estudos estimam a sensibilidade desses produtos em respostas às variações nos seus preços e na renda, usando dados agregados, como em Barten (1964), Johnson e Oksanen (1977), Saffer e Chaloupka (1994), Carvalho e Lobão (1998) e desagregados, como em Jimenez e Labeaga (1994), Duffy (1995), Goel e Morey (1995), Decker e Schwartz (2000), Gil e Molina (2009), Yamamoto (2011), Carvalho, Siqueira e Nogueira (2013), Lampreia *et al.* (2015). No tocante aos estudos sobre demanda por cigarro e bebidas alcoólicas no Brasil, ainda são escassas pesquisas que trabalhem com esses produtos de forma conjunta em um sistema de demanda, considerando aspectos regionais, estratificação de renda e repercussão de choques nos preços desses itens sobre as famílias demandantes.<sup>3</sup>

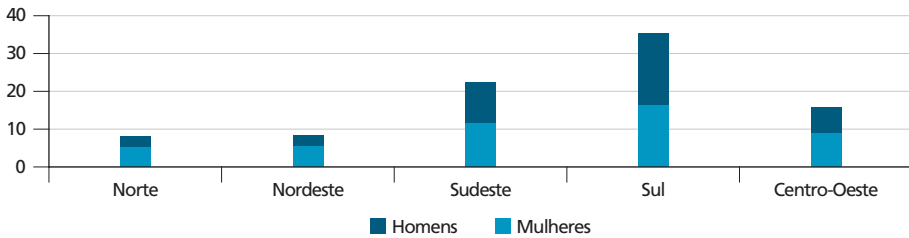
É importante destacar que o Brasil possui diferentes padrões regionais de consumo para bebidas com teor alcoólico e cigarro. Segundo dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009, as regiões Sul e Sudeste apresentam 14,1% e 11,5% de famílias com despesas em bebidas alcoólicas dentro do domicílio e mais de 1/5 de famílias residentes nessas regiões registram gastos com cigarro. No Nordeste, a proporção de domicílios que gastam com bebidas alcoólicas dentro do domicílio e cigarro, respectivamente, é de 5,3% e de 17,7%, sendo que o peso no orçamento desses itens para as famílias nordestinas, sobretudo para o cigarro, é bem abaixo da média para o eixo Centro-Sul – quase metade da parcela gasta.

3. Para o caso brasileiro, Carvalho e Lobão (1998), Menezes, Silveira e Azzoni (2008), Pintos-Payeras (2009), Yamamoto (2011) e Lampreia *et al.* (2015) são exemplos de trabalhos que direta ou indiretamente analisam a demanda por bebidas alcoólicas e/ou cigarro no país.

Como um dos possíveis resultados disso, segundo as estatísticas sobre a taxa de incidência anual de neoplasias malignas no pulmão, traqueia e brônquios para 2008-2009 dispostas no gráfico 1, as regiões com maior consumo de cigarro registram também as maiores taxas de neoplasias malignas por 100 mil habitantes tanto para as ocorrências entre homens quanto entre mulheres.

GRÁFICO 1

**Taxa de incidência anual de neoplasias malignas no pulmão, traqueia e brônquios por 100.000 habitantes, segundo gênero e regiões do Brasil (2008-2009)**



Elaboração dos autores, com base nas estimativas desenvolvidas pelo Ministério da Saúde/Instituto Nacional do Câncer (Inca).

Compreender a demanda dos indivíduos por produtos não saudáveis, inclusive verificando a sensibilidade desta demanda às mudanças nos preços e na renda, é relevante para o desenho de políticas públicas que visem desestimular a procura por eles. No Brasil, políticas de cunho tarifário, que ampliam os impostos de bebidas com teor alcoólico e cigarro, e não tarifário, como a Lei nº 9.294/1996, que proíbe o consumo do cigarro em ambientes fechados e a Lei nº 11.705/2008, conhecida como Lei Seca, vêm dando uma atenção especial aos chamados fatores de risco modificáveis à saúde. Nesse contexto, o presente estudo analisa a demanda por bebidas alcoólicas e cigarro, considerando um vetor de consumo que inclui outros itens alimentares. Com base nessa abordagem, constrói-se uma matriz de elasticidade-preço da demanda compensada e não compensada, assim como as elasticidades da despesa restrita e renda da demanda para diferentes estratos regionais e econômicos das famílias brasileiras. Não obstante, objetiva-se também identificar os impactos de modificações nos preços do cigarro e do álcool sobre o bem-estar das famílias por meio da medida monetária de variação compensatória de Hicks, com e sem inclusão do efeito substituição, como realizado por Friedman e Levinsohn (2002), Vu e Glewwe (2011) e Wood, Nelson e Nogueira (2012).

Para o cumprimento dos objetivos anteriormente citados, estima-se um sistema de demanda do tipo Quadratic Almost Ideal Demand System (Quaids), que abrange preços, características sociodemográficas e ajustes para endogeneidade da despesa total e consumo censurado. Na estimação desse sistema, os microdados da POF 2008-2009 são utilizados em conjunto com o suplemento especial de tabagismo da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 2008.

Este artigo está dividido em seis partes, o que inclui esta introdução. A seção 2 descreve o sistema de demanda, incluindo a abordagem Quaid's com ajustamento sociodemográfico. A seção 3 e a seção 4 detalham o modelo empírico e a base de dados da pesquisa. Ao final, a seção 5 e a seção 6 apresentam os principais resultados e as considerações finais.

## 2 SISTEMA DE DEMANDA

A análise de demanda modela o padrão de gastos das famílias sobre um dado grupo de bens e serviços com o objetivo de estimar elasticidades preços e renda, aferir o bem-estar dos consumidores e subsidiar a elaboração de políticas públicas e investimentos privados na economia (Poi, 2002). Esse tipo de exame pode ser desenvolvido por meio de um arcabouço microeconômico baseado em um sistema de equações de demanda, tais como os sistemas: de despesas lineares, de funções de demanda de Rotterdam, de utilidade logarítmica transcendental (translog), *Almost Ideal Demand System* (Aids) e do Aids em sua versão quadrática, apresentados, respectivamente, em Stone (1954), Barten (1964, 1969), Christensen, Jorgenson e Lau (1975), Deaton e Muellbauer (1980) e Banks Blundell, e Lewbel (1997).

O modelo proposto por Stone (1954) visa a estabelecer um sistema de equações de demanda que sejam factíveis de implementação, meditando fundamentos teóricos e estatísticos. Com base em dados anuais para o Reino Unido, entre 1920 e 1938, e para seis grupos de produtos (carnes e produtos diários, frutas e verduras, bebidas e tabaco, despesas domiciliares – como aluguel, energia, combustível etc. – e todos os outros consumos de bens e serviço), o estudo mostra a importância da análise empírica do padrão de consumo para fins de elaboração de políticas e previsão de consumo. Em igual direção, Barten (1964) propõe reduzir a lacuna entre a teoria de demanda do consumidor e a pesquisa empírica, com base na utilização de um modelo teórico que impõe restrições microeconômicas aos parâmetros estimados pela análise de regressão, usando séries temporais de despesas dos consumidores e preços para quatorze bens e serviços para a Holanda entre os períodos de 1921-1939 e 1948-1958.

O ponto de partida para estudos econômicos sobre a demanda do consumidor, como ressaltam Christensen, Jorgenson e Lau (1975), é um sistema que envolve a quantidade consumida de cada produto em função das despesas totais e dos preços de todas as *commodities*. As funções de demanda devem ser consistentes com a maximização da utilidade, em que os parâmetros do modelo econométrico precisam obedecer às condições previstas pela teoria. Esses autores incluem também em suas análises a hipótese de homoteticidade, verificando mudanças nos parâmetros estimados para despesas de consumo pessoal de bens duráveis e não duráveis e outros serviços nos Estados Unidos de 1929 a 1972.

Desde o desenvolvimento do modelo Aids por Deaton e Muellbauer (1980) e o avanço dos recursos computacionais no período, uma grande variedade de

estudos empíricos, baseados nesse sistema de equações de demanda, avaliam o comportamento do consumidor para diferentes grupos de bens, com registro em uma diversidade de países. Deaton e Muellbauer (1980) aplicam o modelo Aids para despesas agregadas dos consumidores em oito grupo de bens não duráveis (alimentos, roupas, moradia, combustíveis, bebidas e tabaco, transportes e comunicações, outros bens e serviços), com dados britânicos anuais de 1954 a 1974, identificando a elasticidade renda e preços destas *commodities*.

Blundell, Pashardes e Weber (1993) avaliam a estrutura dos sistemas de demandas microeconômicas e o papel dos atributos do agregado familiar no comportamento do consumidor. Os microdados da pesquisa British Family Expenditure Survey de 1970 a 1984 e uma extensão quadrática do modelo Aids são utilizados, com os dados dispostos em cortes transversais agrupados contendo aproximadamente 4 mil domicílios ao longo de cada um dos 15 anos. A variabilidade nos padrões de demanda observada em dados desagregados, com alta heterogeneidade de atributos familiares e diferentes níveis de renda, fazem com que os autores incluam na especificação do sistema de demanda a não linearidade do padrão das despesas dos consumidores. Dessa forma, o trabalho de Banks, Blundell e Lewbel (1997) formaliza o modelo Aids com a extensão quadrática, conhecido na literatura como Quaid.

Os trabalhos mais recentes que usam o sistema de demanda, como Shonkwiler e Yen (1999), Yen (2005), Schlindwein e Kassouf (2006), Kebede (2008), Yen, Yuan e Liu (2009), Zheng e Henneberry (2010), Tefera, Demeke e Rashid (2012), Carvalho, Siqueira e Nogueira (2013), Bilgic e Yen (2013), Oliver (2014), chamam atenção para a necessidade de corrigir as equações de demanda para problemas relativos ao número excessivo de despesas nulas, devido à aplicação das pesquisas de orçamentos que ocorrem dentro de um intervalo bastante limitado de tempo para cada família. Para essa literatura, tal fato pode resultar em um problema de seletividade amostral, tornando os parâmetros das equações das composições dos gastos potencialmente viesados.

Outro problema empírico dessa área é o de endogeneidade das despesas totais, especialmente quando se trabalha com apenas uma parte do vetor de consumo (Blundell e Robin, 1999; Zheng e Henneberry, 2010). A teoria pressupõe que a renda familiar é exógena aos dispêndios. Na prática, porém, para assegurar que  $\sum_i w_i = 1$ , em que  $w_i$  é a parcela gasta com o produto  $i$  em relação aos gastos totais, considera-se que a renda é estabelecida pelo total de despesas familiares ao longo do número restrito de bens avaliados (Blundell e Robin, 1999). Com efeito, a despesa total ( $m$ ) é potencialmente endógena no modelo Quaid, ou seja, a variável explanatória  $m$  pode ser correlacionada com o termo de erro ( $e$ ) da especificação da demanda,  $Cov(m, e) \neq 0$ , principalmente para os casos em que o vetor de consumo está desagregado.

Quando se trata especificamente dos estudos sobre a demanda para itens como bebidas alcoólicas e cigarro, existem pesquisas que objetivam de forma indireta, como Barten (1964), Deaton e Muellbauer (1980), Fan, Cramer e Wailes (1994), Menezes,

Silveira e Azzoni (2008) e Pintos-Payeras (2009), e direta, como Jimenez e Labeaga (1994), Duffy (1995), Carvalho e Lobão (1998), Yen (2005), Gil e Molina (2009), Yamamoto (2011) e Lampreia *et al.* (2015), desenvolver equações de demanda para os supracitados produtos, de modo a obter informações sobre elasticidade-preço e dispêndio. A tabela 1 sumariza alguns resultados internacionais e nacionais acerca das elasticidades-preço (do próprio produto) e dispêndio relativos à tais produtos.

**TABELA 1**  
**Evidências da literatura para as elasticidades dispêndio e preço do cigarro e de bebidas alcoólicas**

Estudo	Modelo	Período	Local	Dados	Dispêndio		Preço		
					Cigarro	Álcool	Cigarro	Álcool	
Barten (1964)	Rotterdan	1921-1939	Holanda	S	0,50	1,50	-0,53	-0,44	
		1948-1958							
Johnson e Oksanen (1977)	Linear	1956-1971	Canadá	P	–	0,002 <sup>a</sup>	–	-0,27	
Blundell <i>et al.</i> (1993)	Quaids	1970-1984	UK	CP	–	2,29	–	-1,58	
Jimenez e Labeaga (1994)	AIDS	1980-1981	Espanha	C	0,14	–	-0,48	–	
Fan <i>et al.</i> (1994)	AIDS-D	1957-1990	China	S	1,73	3,39	0,22	-0,80	
Duffy (1995)	Rotterdan	1963-1992	UK	S	0,96	0,884 <sup>a</sup>	-0,351	-0,03	
		AIDS	1963-1992	UK	S	1,05	1,07 <sup>a</sup>	-0,42	-0,24
		AIDS-D	1963-1992	UK	S	1,01	1,44 <sup>a</sup>	-0,47	-0,29
Wang <i>et al.</i> (1996)	Sintético	1987-1988	EUA	C	–	1,10 <sup>a</sup>	–	-0,52	
Carvalho e Lobão (1998)	U-miope	1983-1994	Brasil	S	0,31 <sup>b</sup>	–	-0,20	–	
	U-racional	1983-1994	Brasil	S	0,23 <sup>b</sup>	–	-0,14	–	
Duffy (2003)	AIDS-D	1963-1996	UK	S	0,40	0,98 <sup>a</sup>	0,41	-0,41	
Eakins e Gallagher (2003)	AIDS	1960-1988	Irlanda	S	–	0,77 <sup>a</sup>	–	-0,42	
		AIDS-D	1960-1988	Irlanda	S	–	0,16 <sup>a</sup>	–	-0,53
Menezes <i>et al.</i> (2008)	AIDS	1987-1988	Brasil	P	0,30	–	-2,84	–	
		1995-1996							
Kebede (2008)	Quaids	1994-1995	Etiópia	P	–	1,24	–	-0,54	
		1997							
Pintos-Payeras (2009)	AIDS	2002-2003	Brasil	C	0,63	1,38	-1,03	-1,11	
Gil e Molina (2009)	Quaids	2000	Espanha	C	–	1,02 <sup>a</sup>	–	-0,57	
Yamamoto (2011)	AIDS	2008-2009	Brasil	C	–	1,11 <sup>a</sup>	–	-0,21	
Lampreia <i>et al.</i> (2015)	Probit*	2008	Brasil	C	-0,06 <sup>b</sup>	–	-0,05	–	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. AIDS-D = modelo AIDS dinâmico (com resultados de curto-prazo, quando for o caso); U = modelo univariado (com apenas uma equação); S = análise agregada em nível de país em séries de tempo; C = corte transversal; CP = corte transversal em *pooling*; P = dados em painel.

2. <sup>a</sup> = referente ao consumo de cerveja; <sup>b</sup> = elasticidade-renda; \* = variável dependente corresponde à participação no tabagismo.

A tabela 1, de forma geral, mostra que o consumo do cigarro tem uma baixa elasticidade quanto às mudanças nos preços e no gasto total quando comparado aos valores da elasticidade para a demanda por bebidas. No caso do Brasil, são raros os trabalhos que tratam de forma conjunta a demanda por esses produtos. Carvalho e Lobão (1998) e Menezes, Silveira e Azzoni (2008) encontram que elasticidade-dispêndio do cigarro no país é de aproximadamente 0,30, enquanto que para Pintos-Payeras (2009) esse valor é de 0,63. Em todos os casos, alterações na renda dos agentes provocam um baixo efeito na demanda por cigarro. Já em termos de mudanças nos preços, os achados empíricos desses estudos são divergentes, particularmente quando se observa a elasticidade preço de Menezes, Silveira e Azzoni (2008). Para bebidas alcoólicas, Pintos-Payeras (2009) e Yamamoto (2011) obtém, respeitada esta ordem, as seguintes estimativas: um aumento na renda em 10% causa uma elevação no consumo em 13,8% e 11,1%; já 10% a mais nos preços, reduz a demanda em 11,1% e 2,1%. Dos estudos para o Brasil na tabela 1, Pintos-Payeras (2009) é o único que traz informações sobre as elasticidades preço e dispêndio para os dois grupos de produtos, utilizando a POF 2002-2003 com uma amostra restringida para algumas regiões metropolitanas do país.

Na finalidade de complementar a literatura, em especial, sobre a demanda por bebidas alcoólicas e cigarro no Brasil, este trabalho utiliza o modelo Quaid's como base para o processo de estimação das elasticidades e de medidas de variação de bem-estar resultantes de mudanças nos preços dos citados produtos. A escolha dessa abordagem é motivada por dois pontos centrais: atendimento dos pressupostos básicos exigidos pela teoria do consumidor; não linearidade da curva de Engel,<sup>4</sup> porquanto análises mais desagregadas da demanda apontam uma maior heterogeneidade no comportamento das despesas familiares (Blundell, Pashardes e Weber, 1993). As próximas duas subseções descrevem as principais características do modelo Quaid's.

## 2.1 Quadratic Almost Ideal Demand System (Quaid's)

No modelo Quaid's, Banks, Blundell e Lewbel (1997) definem a função utilidade indireta dos consumidores, para  $n$  produtos, gasto total  $m$  e vetor de preços  $p$ , com base nas preferências da classe *Price Independent Generalized Logarithmic*<sup>5</sup> (PIGLOG), são apresentadas na equação 1:

4. Pelo gráfico A.1, no Apêndice, que ilustra o formato da curva de Engel para dez grupos de produtos alimentares, bebidas e cigarro para o caso brasileiro, tem-se uma sinalização de não linearidade entre a composição dos itens na cesta de consumo e o nível de despesa das famílias. A significância do parâmetro  $\lambda$  associado ao termo quadrático na seção de resultados confirmará a importância da inclusão do termo quadrático da despesa total no sistema de demanda.

5. As preferências do tipo PIGLOG são definidas por:  $\ln e(p, u) = \ln a(p) + u \ln b(p)$ , em que  $p$  é o vetor de preços,  $e(\cdot)$  representa a função de dispêndio necessária para atingir o nível de utilidade  $u$  e as variáveis  $a(p)$  e  $b(p)$  captam os custos para o alcance do nível de utilidade (Muellbauer, 1976).

$$\ln V(p, m) = \left\{ \left[ \frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]^{-1} + \lambda(p) \right\}^{-1}, \quad (1)$$

em que:  $m$  é a despesa total da família;  $a(p)$ ,  $b(p)$  e  $\lambda(p)$  são funções do vetor de preços  $p$ ;  $\left[ \frac{\ln m - \ln a(p)}{b(p)} \right]$  representa a função de utilidade indireta do sistema de demanda PIGLOG. Dada a propriedade de homogeneidade da função utilidade indireta, tem-se que  $a(p)$  é homogênea de grau um em  $p$ , enquanto as outras duas funções,  $b(p)$  e  $\lambda(p)$ , são homogêneas de grau zero para os preços. Mais precisamente, tem-se que:  $b(p)$  é um agregador de preços do tipo Cobb-Douglas, dado por  $b(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$ , com  $\sum_i \beta_i = 0$ ;  $\lambda(p)$  é expresso por  $\lambda(p) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i$ , com  $\sum_i \lambda_i = 0$ ; e o  $\ln a(p)$  é definido na Equação 2 por uma função agregadora de preço logarítmica transcendental (translog):

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j, \quad (2)$$

sendo  $\sum_j \alpha_j = 1$  e  $\sum_i \sum_j \gamma_{ij} = 0$ .

Conforme Banks, Blundell e Lewbel (1997), ao aplicar a identidade de Roy para a função de utilidade indireta, a equação 3 reproduz a composição dos gastos de uma família com o  $i$ -ésimo produto  $w_i$  no modelo Quaid:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ji} \ln(p_j) + \beta_i \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{a(p)} \right] \right\}^2. \quad (3)$$

Pela equação 3, a parcela dos gastos da  $h$ -ésima família com o produto  $i$  é uma função dos preços do próprio item e de todos os outros, incluindo a renda (representado pela despesa total ajustada pelos índices de preços) em nível e ao quadrado. Os parâmetros  $\beta$  e  $\lambda$  capturam o efeito da renda no consumo dos produtos e  $\gamma$  indica a relação da demanda pelo produto com o próprio preço e os preços dos outros bens, no qual eles fornecem as bases para o cálculo das elasticidades. Admitindo as condições de aditividade, homogeneidade e simetria impostas pela teoria (Deaton e Muellbauer, 1980; Banks, Blundell e Lewbel – 1997), esses parâmetros são usados para o cálculo das elasticidades da demanda em relação aos preços e ao dispêndio.

## 2.2 Quaid com ajustamento sociodemográfico

Estudos como Pollak e Wales (1981), Ray (1983), Blundell, Pashardes e Weber (1993) e Blacklow, Nicholas e Ray (2010) ressaltam a influência dos fatores contextuais, demográficos e sociais no comportamento do consumidor, cujo acréscimo do vetor de variáveis sociodemográficas no sistema é relevante para não gerar resultados viesados. Pollak e Wales (1981) apontam que a composição etária da família e o



seu tamanho são importantes elementos nos determinantes do padrão de gastos, pois famílias com mais crianças tendem a apresentar um comportamento distinto de famílias com uma maior composição de adultos.

A equação 3, com base na descrição de Poi (2012), pode ser reescrita usando o método de Ray (1983) para ajustar a equação de composição dos gastos do modelo Quaid's às características sociodemográficas. Supõe-se que a função dispêndio com ajuste ao vetor de características sociodemográficas ( $Z$ ) é dada pela relação entre a função dispêndio de referência  $e^R(p, u)$  e um fator de escala das características sociodemográficas [ $\bar{m}_0(Z) \times \phi(p, Z, u)$ ], ou seja:  $e(p, Z, u) = [\bar{m}_0(Z) \times \phi(p, Z, u)] \times e^R(p, Z, u)$ . O primeiro termo do fator de escala diz respeito a mudanças na função dispêndio da família como uma resposta do vetor  $Z$ , independentemente de mudanças no padrão de consumo, enquanto o segundo termo capta mudanças nos preços relativos e no padrão de consumo corrente.<sup>6</sup> Baseado na incorporação desse fator de escala na função dispêndio, a equação 3 é atualizada para a expressão a seguir:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=0}^n \gamma_{ji} \ln(p_j) + (\beta_i + \eta'_i Z) \ln \left[ \frac{m}{\bar{m}_0(Z)a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)c(p,Z)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{\bar{m}_0(Z)a(p)} \right] \right\}^2, \quad (4)$$

em que:  $\bar{m}_0(Z) = 1 + \rho'Z$  representa os efeitos das características sociodemográficas sobre a despesa total, sendo  $p$  o vetor a ser estimado;  $\eta$  é o ajuste para as mudanças relativas nas despesas com cada item  $i$  de produtos, com  $\sum_{i=1}^n \eta_i = 0$ ;  $c(p, Z) \prod_{i=1}^n p_i^{\eta'_i Z}$  é um agregador de preços com ponderação do vetor de variáveis sociodemográficas.

De posse dos parâmetros advindos do sistema apresentado, Banks, Blundell e Lewbel (1997) sugerem que as interpretações sejam feitas em cima das elasticidades, requerendo-se inicialmente que a equação 4 seja derivada em termos do logaritmo da despesa total ( $\ln m$ ) e do logaritmo dos preços ( $\ln p_j$ ), como pode ser observado nas equações 5 e 6:

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \eta'_i Z + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,Z)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{\bar{m}_0(Z)a(p)} \right] \right\}, \quad (5)$$

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i (\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k) - \frac{\lambda_i (\beta_j + \eta'_j Z)}{b(p)c(p,Z)} \left\{ \ln \left[ \frac{m}{\bar{m}_0(Z)a(p)} \right] \right\}^2. \quad (6)$$

A partir da equação 5, a elasticidade de dispêndio em relação ao bem  $i$  é dada por  $e_i = \frac{\mu_i}{w_i} + 1$ . A equação 6 é usada para a obtenção das elasticidades de preços marshallianas (ou não compensadas), que são definidas por  $e_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij}$ , em que  $\delta_{ij}$  é o delta de Kronecker, que admite  $\delta_{ij} = 1$ , se  $i = j$ , e  $\delta_{ij} = 0$ , caso contrário.

6. Segundo Poi (2012), essa função pode ser parametrizada pela seguinte expressão:  $\ln \phi(p, Z, u) = \frac{\prod_j p_j^{\beta_j} (\prod_j p_j^{\eta'_j Z} - 1)}{\frac{1}{u} - \sum_j \lambda_j \ln p_j}$ .

As elasticidades de preços hicksianas (ou compensadas) podem ser calculadas utilizando-se a equação de Slutsky por:  $\epsilon_{ij}^h = \epsilon_{ij}^c + w_j e_i$ .

### 3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Como o presente estudo analisa a demanda das famílias com ênfase no consumo de cigarro e bebidas alcoólicas, o modelo Quaid, exibido na equação 4, incorporando o vetor de variáveis sociodemográficas, serve como referência principal para os resultados desta pesquisa. Contudo, a literatura chama atenção para dois problemas empíricos na estimação do modelo Quaid: número expressivo de observações com despesas nulas nas pesquisas de orçamento (Heien e Wessells, 1990; Shonkwiler e Yen, 1999); endogeneidade das despesas totais (Blundell e Robin, 1999).

Para contornar essas questões, a estimação dos parâmetros do sistema de demanda é feita em três estágios. No primeiro estágio, os valores censurados para as despesas são tratados por meio do procedimento de Shonkwiler e Yen (1999). A segunda etapa corrige o problema de endogeneidade das despesas totais, baseando-se em Blundell e Robin (1999), que incorporam os resíduos estimados na equação das despesas totais no sistema de demanda. Ao final dessas duas etapas, estima-se o modelo Quaid ajustado aos fatores sociodemográficos, variáveis censuradas e endogeneidade das despesas, para enfim analisar as elasticidades e mudanças no bem-estar para os produtos relacionados com o consumo de dois fatores de risco modificáveis à saúde: cigarro e bebidas alcoólicas.

As duas próximas subseções fornecem mais detalhes das etapas de correção, bem como a subseção 3.3 apresenta os procedimentos adotados para a mensuração do impacto de mudanças nos preços do cigarro e/ou bebidas alcoólicas no bem-estar dos consumidores.

#### 3.1 Consumo censurado e endogeneidade das despesas

Para os valores censurados das despesas em diferentes categorias de produtos, é possível encontrar duas estratégias para correção deste viés na amostra em um sistema de demanda: aplicação do procedimento similar ao de Heckman (1979), no qual a razão inversa de Mills obtido por um modelo probit univariado é incluído como regressor nas equações de demanda, como um instrumento que incorpora os traços latentes da variável censurada (Heien e Wessells, 1990); uso do procedimento de Shonkwiler e Yen (1999), que também se baseia na utilização de um modelo de probabilidade no primeiro estágio com a diferença na especificação do ajuste nas equações de demanda. No caso desta pesquisa, adota-se a abordagem de Shonkwiler e Yen (1999), com a utilização de um modelo probit multivariado, obtido por meio do método de máxima verossimilhança, que possui um melhor ajuste para

contabilizar possíveis correlações entre as diferentes categorias de produtos (Zheng e Henneberry, 2010). Assim, o processo de correção é realizado da seguinte forma:

- estimação de um modelo de probabilidade simultaneamente para todas as *commodities*, tendo como variável dependente o indicador de consumo da família para cada grupo de produto ( $d_{ih}$ ), com  $d_{ih} = 1$ , se a família apresenta uma composição de despesa positiva ( $w_{ih} > 0$ ) na  $i$ -ésima categoria de bens, e  $d_{ih} = 0$ , caso contrário. Supondo um nível de utilidade não observável para a decisão de consumo ( $d_{hi}^*$ ), a especificação do modelo é apresentada na equação 7:

$$d_{hi}^* = \pi_i' J_{hi} k_{hi}, \text{ sendo } d_{hi} = 1 \text{ se } d_{hi}^* > 0; d_{hi} = 0 \text{ c.c.} \quad (7)$$

$$\begin{pmatrix} k_{h1} \\ k_{h2} \\ \vdots \\ k_{hn} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & r_{12} & \dots & r_{1n} \\ r_{21} & 1 & \dots & r_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{n1} & r_{n2} & \dots & 1 \end{pmatrix} \right],$$

em que:  $J$  é o vetor de variáveis explicativas formada pela despesa restrita nos 10 grupos de produtos ( $ln\ m$ ), pelo vetor de preços ( $ln\ p$ ), pelas características sociodemográficas  $Z$  e variáveis que podem afetar a decisão da família pelo consumo do  $i$ -ésimo produto no período, assim como variáveis relativas ao status de ocupação da pessoa de referência e a taxa de moradores ocupados no domicílio que também se relacionam com tais decisões;  $\pi$  é o vetor de parâmetros. Essa expressão representa um modelo probit multivariado em que  $k_{hi}$  são os termos de erros padronizados que assumem uma forma funcional normal multivariada. O coeficiente de correlação que capta a relação entre os termos de erros estocásticos das equações é indicado por  $r$ , no qual a sua significância estatística  $r \neq 0$  explicita que as decisões de consumo não são feitas independentemente;

- com base nas estimativas da equação 7, calcula-se a função de distribuição acumulada (FDA),  $\Phi_{hi} = \Phi(\pi_i' J_{hi})$ , e a função de densidade de probabilidade (FDP),  $\varphi_{hi} = \varphi(\pi_i' J_{hi})$ , para cada categoria de produto e para cada família, que são incluídas na especificação ampliada do Quaid. O parâmetro  $\tau_i$  representa a covariância entre o termo de erro no modelo Quaid e o termo de erro do *probit* multivariado para as decisões de consumo. Dados o valor observado da parcela gasta,  $w_{ih}$ , e o valor latente desse dispêndio,  $w_{ih}^*$ , determinado pela equação 4, o modelo Quaid, ajustado para o consumo censurado, é escrito como:

$$W_{hi} = \Phi(\hat{\pi}'_i J_{hi}) \times \hat{w}_{hi} + \hat{\tau}_i \varphi(\hat{\pi}'_i J_{hi}), \text{ com } W_{hi} \geq 0. \quad (8)$$

Calculadas a FDA e a FDP para a correção descrita anteriormente, o próximo passo é tratar da endogeneidade das despesas totais da família. Com base em Blundell e Robin (1999) e Zheng e Henneberry (2010), o problema da endogeneidade das despesas é contornado utilizando os resíduos da equação 9 para as despesas restritas como instrumento a ser incluído no sistema de demanda,

$$\ln m_h = a_0 + \Lambda' Z_h + \Lambda' \ln p_h + e_y \ln Y_h + v_h, \quad (9)$$

em que:  $Z$  e  $p$  são, respectivamente, os vetores de variáveis sociodemográficas e de preços,  $Y_h$  representa a renda total domiciliar e  $e_y$  constitui a elasticidade de renda para a despesa total ( $m_h$ ).

### 3.2 Estimação da equação das parcelas de gastos e das elasticidades

As equações de demanda com correção para os problemas descritos na subseção anterior têm seus parâmetros calculados mediante um sistema de equações não lineares e ajustados pelo método *feasible generalized nonlinear least squares* (FGNLS), com base em um processo iterativo – similar ao da estimação por máxima verossimilhança, com erros estocásticos normais multivariados.<sup>7</sup>

Destaque-se que as correções implementadas fazem com que a condição de aditividade não seja plenamente assegurada (Yen, Lin e Smallwood, 2003). Para superar esse problema, os autores propõem que a  $n$ -ésima categoria de produtos seja tratada como um grupo residual,<sup>8</sup> ou seja:  $W_{hn} = 1 - \sum_{i=1}^{n-1} W_{hi}$ . As elasticidades de preço e dispêndio para o produto omitido são derivadas das condições do modelo Quaid, que implicam: *i*)  $\sum_{i=1}^n W_i e_i = 1$ ; *ii*)  $\sum_{i=1}^n W_i e_{ij}^u = -W_j$ ; e *iii*)  $\sum_{j=1}^N W_j e_{ij}^u + e_i = 0$ . A equação 10 define o sistema de demanda objeto de estimação:

7. Nesta pesquisa, o comando *nlsur*, do software Stata, foi usado para a obtenção desses parâmetros, com a adaptação da *function evaluator program*, provido por Poi (2002 e 2008), para os ajustes no desenho amostral, na despesa censurada e na endogeneidade das despesas totais.

8. Neste trabalho, a categoria residual é representada pelo grupo de produtos denominado como outros alimentos.

$$\begin{aligned}
 W_{h1} &= \Phi_{h1} \left\{ \alpha_1 + \sum_{j=1}^{10} \gamma_{1j} \ln(p_{hj}) + (\beta_1 + \eta'_1 Z_h) \ln\left(\frac{m_h}{\zeta(p, Z)}\right) \right. \\
 &\quad \left. + \frac{\lambda_1}{b(p)c(p, Z)} \left[ \ln\left(\frac{m_h}{\zeta(p, Z)}\right) \right]^2 \right\} + \tau_{h1} \varphi_{h1} + \epsilon_{h1} \\
 W_{h2} &= \Phi_{h2} \left\{ \alpha_2 + \sum_{j=1}^{10} \gamma_{2j} \ln(p_{hj}) + (\beta_2 + \eta'_2 Z_h) \ln\left(\frac{m_h}{\zeta(p, Z)}\right) \right. \\
 &\quad \left. + \frac{\lambda_2}{b(p)c(p, Z)} \left[ \ln\left(\frac{m_h}{\zeta(p, Z)}\right) \right]^2 \right\} + \tau_{h2} \varphi_{h2} + \epsilon_{h2}, \\
 &\quad \vdots \\
 W_{h9} &= \Phi_{h9} \left\{ \alpha_9 + \sum_{j=1}^{10} \gamma_{9j} \ln(p_{hj}) + (\beta_9 + \eta'_9 Z_h) \ln\left(\frac{m_h}{\zeta(p, Z)}\right) \right. \\
 &\quad \left. + \frac{\lambda_9}{b(p)c(p, Z)} \left[ \ln\left(\frac{m_h}{\zeta(p, Z)}\right) \right]^2 \right\} + \tau_{h9} \varphi_{h9} + \epsilon_{h9}
 \end{aligned} \tag{10}$$

em que:  $\zeta(p, Z) = \bar{m}_0(Z_h) \times a_h(p)$ ;  $\epsilon_{hi} = \vartheta_i v_h + v_{hi}$ . Como os erros da  $h$ -ésima observação,  $v_{h1}, v_{h1}, \dots, v_{h(n-1)}$ , podem ser correlacionados, as  $n - 1$  equações são ajustadas em conjunto para tornar as estimativas mais eficientes. De acordo com Banks, Blundell e Lewbel (1997), o valor de  $\alpha_0$ , necessário para calibrar a equação agregadora de preço translog é conhecido como o nível mínimo de gasto necessário para subsistência, que pode ser estabelecido pelo valor mínimo do logaritmo da despesa total das famílias com os itens considerados.<sup>9</sup> No caso do corrente estudo o valor usado é  $\min(\ln m) = 3,46$ .

De posse dos parâmetros estimados na equação 10, calculam-se as elasticidades com os devidos ajustes, por meio das seguintes expressões:

- elasticidade da despesa restrita:<sup>10</sup>  $E_i = e_i \times \Phi_i$ ;
- elasticidade-preço da demanda não compensada:  $E_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{w_i} \times \Phi_i + \varphi_i \times \pi_{ij} \left(1 - \frac{\tau_i}{w_i}\right) - \delta_{ij}$ . O parâmetro  $\pi_{ij}$  é associado ao preço da  $j$ -ésima categoria no primeiro estágio (modelo probit multivariado);
- elasticidade-preço da demanda compensada, por meio da equação de Slutsky:  $E_{ij}^c = E_{ij}^u + W_j \times E_i$ .

9. Conforme demonstrado em Banks, Blundell e Lewbel (1997), os resultados do sistema de demanda não são afetados por diferentes gradações de valores de  $\alpha_0$ .

10. Como a despesa total usada no modelo Quaid's está limitada a uma parte do vetor de consumo das famílias, a interpretação da elasticidade-dispêndio fica menos ampla. Dessa forma, ao analisar a resposta da demanda à alterações nos gastos, esses gastos estão restritos aos dez itens considerados.

Tendo por base Zheng e Henneberry (2010), a elasticidade renda da demanda dos produtos estudados pode ser estimada por:  $E_{y(i)} = E_i \times e_y$ , em que  $e_y$  é o coeficiente associado à renda familiar total na equação 9. Assim,  $E_y$  mostra como a demanda das famílias respondem as mudanças no nível de rendimento total.

### 3.2.1 Variação compensatória

Esta parte apresenta um indicador que mensura o efeito de alterações nos preços do cigarro e de bebidas alcoólicas sobre o bem-estar. Quando se avalia o efeito de uma mudança na alíquota tributária ou um choque de oferta que provoca mudanças nos preços dos produtos, é pertinente investigar o seu impacto sobre o bem-estar dos consumidores com medidas passíveis de comparação entre os agentes (Small e Rosen, 1981).

Entre as medidas mais usadas para tais fins, a literatura empírica sublinha a variação compensatória (VC), que capta o valor necessário para reparar as perdas do consumidor após uma variação positiva nos preços, indicando o quanto de renda adicional ele deveria receber para manter o nível de utilidade idêntico ao observado na situação inicial (sem alteração de preços). Para o consumo de bens de vício, a VC pode ser interpretada como o pagamento que o consumidor estaria disposto a receber para desistir de usufruir de uma dada quantidade de cigarro ou bebidas alcoólicas (Peck Chaloupka e Jha, 2000), indicando a resistência das famílias a mudarem seus hábitos de consumo. Apesar dos impactos no estoque de saúde individual e das externalidades negativas, Chaloupka e Warner (1999) e Cawley e Ruhm (2011) realçam que a demanda pelos citados bens respeita as propriedades microeconômicas.

Teoricamente, a VC requer basicamente o nível de utilidade inicial  $u^0$  e dois vetores de preços:  $p^0$ , cenário inicial;  $p^1$ , com ao menos uma mudança de preço diferente de zero. A equação 11, a seguir, mostra essa relação:

$$VC_h = e(p_h^1, u_h^0, \bar{z}_h) - e(p_h^0, u_h^0, \bar{z}_h). \quad (11)$$

Pela equação 11, o impacto da mudança de preço de um ou mais produtos no bem-estar dos consumidores é identificado supondo constantes as características sociodemográficas. Friedman e Levinsohn (2002), Vu e Glewwe (2011), Tefera, Demeke e Rashid (2012) e Wood, Nelson e Nogueira (2012) aplicam a expansão da série de Taylor no mínimo da função dispêndio em relação ao preço para gerar uma aproximação do valor que compensaria os consumidores pós-mudança de preços, de modo a restaurar o nível de utilidade pré-mudança.

Para a obtenção da VC, Friedman e Levinsohn (2002) sugerem o uso da aproximação de segunda ordem da série de Taylor, pois a aproximação de primeira

ordem não pondera os efeitos de ajustamento da demanda, admitindo como nulo o efeito substituição (ES). Dada a expansão de segunda ordem e a aplicação do lema de Shepard em conjunto com a permuta da demanda Hicksiana pela Marshalliana no ponto ótimo, a VC aproximada é definida por:

$$VC_h \cong \left( \sum_{i=1}^n W_{hi} \frac{\Delta p_{hi}}{p_{hi}^0} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n E_{hij}^c W_{hi} \frac{\Delta p_{hi}}{p_{hi}^0} \frac{\Delta p_{hj}}{p_{hj}^0} \right) \times m_h^0, \quad (12)$$

em que:  $m_h^0$  é a despesa inicial total da  $h$ -ésima família;  $p_{hi}^0$  é o preço inicial do item  $i$  para família  $h$ ;  $E_{hij}$  refere-se à elasticidade de preço da demanda compensada ou hicksiana;  $\Delta p_{hi}$  é a variação do preço do bem  $i$ .

Nesta pesquisa, são usadas duas medidas de VC: sem inclusão do ES, ao considerar  $E_{hij}^c = 0$ ; e com o ajustamento de demanda, isto é,  $E_{hij}^c \neq 0$ . Como a VC é calculada para cada família, o seu valor sinaliza o impacto de mudanças na economia no bem-estar dos agentes, que podem repercutir de diferentes formas e intensidades, dependendo da região de localização do domicílio e do estrato de renda. Assim, nesse exercício de microssimulação, admite-se dois cenários de mudanças, que podem ser estimuladas, por exemplo, a partir de alterações nas alíquotas tributárias, em 10% nos preços iniciais do cigarro e das bebidas alcoólicas. Em cada um dos cenários, apenas um dos produtos tem o preço modificado, supondo que os demais se mantenham constantes.

Apenas os efeitos imediatos do consumo de álcool e cigarro sobre a utilidade são considerados no presente estudo. Segundo Chaloupka Tauras e Grossman (2000), essa é uma das abordagens teóricas usadas para estudar a demanda para os chamados bens de vício, que incluem bebida e cigarro. Nesse caso, os consumidores seriam míopes, isto é, agentes incapazes de avaliar as futuras consequências de consumo desses bens. Para esses autores, os efeitos de longo prazo decorrentes do estoque de consumo de álcool e cigarro podem ser melhor estudados a partir da teoria do vício racional desenvolvida por Becker e Murphy (1988). Todavia, para realizar essa análise de longo prazo do consumo de bens de vício sobre o bem-estar, seria necessária uma base de dados longitudinal, indisponível atualmente para o Brasil.

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

A estimação de um sistema de demanda requer obrigatoriamente informações sobre preços e despesas dos consumidores para cada categoria de produto. Assim, a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2010) é a principal fonte de dados utilizada para a construção dos resultados. Além da disponibilidade das despesas com alimentos e bebidas consumidos no domicílio, pode-se também deduzir os preços desses produtos usando a mencionada pesquisa.

No que concerne ao consumo de cigarro, a POF apenas dispõe do valor das despesas com esse item, sendo necessário obter o seu preço em outras fontes de informação. Desse modo, a Pesquisa de Tabagismo da Pnad 2008, que usa o mês de setembro de 2008 como período de referência para os valores monetários, é utilizada para computar o preço do cigarro. Essa imputação é feita a partir da construção de um coorte com informações para dez quantis de renda familiar, 27 unidades federativas e zona de localização da residência (urbana ou rural). Para deixar o preço do cigarro no mesmo período de referência da POF, que é 15 de janeiro de 2009, fez-se a correção monetária dessa variável pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Para os propósitos deste estudo, o vetor de consumo das famílias é composto por dispêndios com alimentos, bebidas (alcoólicas e não alcoólicas) e cigarro. Para tanto, dez categorias de produtos são consideradas,<sup>11</sup> sendo os preços das mercadorias de cada grupo estabelecidos com base na mesma unidade de medida: quilograma (kg) para alimentos, litros (l) para bebidas e maço para o cigarro. De uma forma geral, para as famílias que computaram valores nulos para os grupos de produtos analisados, imputou-se preços médios com diferenciação entre as 27 unidades federativas e dez estratos de renda.

Vale destacar que o bloco de despesas com alimentos e bebidas corresponde aos gastos das famílias no domicílio<sup>12</sup> e as categorias de consumo avaliadas estão descritas a seguir: (1) *cereais leguminosas e tubérculos* – compostos pelas despesas com cereais leguminosas e oleaginosas (arroz, feijão etc.) e tubérculos e raízes (como batata inglesa, cenoura e mandioca); (2) *massas e panificados* – formados pelos dispêndios com macarrão, farinha de trigo, pão, farinha de mandioca, massas, entre outros; (3) *frutas e verduras* – incluem despesas com tomate, cebola, alface, banana, laranja, maçã, entre outras frutas e verduras; (4) *carnes, vísceras e pescados* – nesse grupo estão os gastos, basicamente, com pescados, carne bovina e suína; (5) *aves e ovos* – contém informações sobre despesas com itens relacionados ao consumo de aves e ovos de galinha; (6) *leite e derivados* – os dispêndios com leite em geral e produtos como queijo estão inclusos nesse grupo; (7) *bebidas não alcoólicas* – compostos por refrigerantes, café, sucos, infusões e outras bebidas não alcoólicas; (8) *bebidas alcoólicas* – nesse grupo as despesas com cerveja, chope, uísque,

---

11. Tendo em vista a indisponibilidade de dados sobre preços/quantidades consumidas dos produtos na POF, bem como a inexistência de tabelas com abrangência nacional atualizadas com os preços médios dos subitens de pesquisas como INPC, este estudo considera um grupo reduzido de categorias de produto. Para atenuar essa limitação, o modelo Quaid's deste artigo, como mostrado na seção anterior, é ajustado para problemas empíricos relativos ao consumo nulo e a endogeneidade da despesa motivada pelo valor restrito dos gastos, contudo as estimativas ainda precisam ser vistas com cautela.

12. O consumo fora do domicílio não foi considerado, porque a POF não dispõe da quantidade consumida ou preços dos diferentes produtos adquiridos pela família para esse bloco de informações.



champanhe, cachaça, vinho e outras bebidas com teor alcoólico estão incluídas;<sup>13</sup> (9) *Cigarro* – formado por gastos em nível da família com o produto;<sup>14</sup> (10) *outros produtos alimentares* – formados pelas despesas com alimentos preparados (como lasanha, sanduíche, pizza etc.), enlatados, óleos em geral e açúcares. Na construção das tabelas e gráficos ao longo da análise de resultados, os nomes dos citados grupos de produtos estão representados pelo primeiro nome do grupo.

**TABELA 2**  
**Distribuição das médias das despesas familiares por mês com alimentos, bebidas e cigarro por tipo de amostra**

Grupo	Variáveis	Amostra original		Amostra final	
		Média (Erro-padrão)	%	Média (Erro-padrão)	%
m	Despesa mensal nos itens avaliados*	301,55	100,0	339,09	100,0
1	Despesa com cereais e tubérculos	(2,90) 27,67	9,2	(2,95) 31,36	9,2
2	Despesa com massas e panificados	(0,41) 43,53	14,4	(0,44) 48,49	14,3
3	Despesa com frutas e verduras	(0,47) 23,08	7,7	(0,48) 25,93	7,6
4	Despesa com carnes	(0,35) 63,55	21,1	(0,38) 71,50	21,1
5	Despesa com aves e ovos	(0,73) 20,06	6,7	(0,77) 22,50	6,6
6	Despesa com leite e derivados	(0,24) 33,27	11,0	(0,26) 37,43	11,0
7	Despesa com bebidas não alcoólicas	(0,44) 20,78	6,9	(0,46) 23,30	6,9
8	Despesa com bebidas alcoólicas	(0,32) 7,28	2,4	(0,34) 8,21	2,4
9	Despesa com cigarro	(0,28) 11,16	3,7	(0,32) 12,48	3,7
10	Despesa com outros alimentos	(0,30) 51,17	17,0	(0,34) 57,89	17,1
		(1,14)		(1,25)	
	Observações	56.091		48.195	
	Observações (fator de expansão)	57.816.604		50.824.325	

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009. Ressalta-se que todas as despesas mensais foram deflacionadas para janeiro de 2009.

Nota: \* Despesa restrita aos gastos com cigarro e alimentos e bebidas no domicílio.

13. De acordo com os dados da POF 2008-2009, em média, o grupo de bebidas alcoólicas é composto por: cerveja = 77,4%; vinho e champanhe = 5,6%; aguardente = 7,9%; outros destilados = 2,1%; demais bebidas alcoólicas = 7%. Em termos específicos, no Nordeste a aguardente apresenta um peso bem maior do que a média nacional, em torno de 18%.

14. Os códigos da POF utilizados para a geração da despesa com cigarro foram: 25001 e 25005, que representam respectivamente cigarro e fumo desfiado para cigarro.

A amostra final deste estudo é composta por 48.195 famílias ou 85,9% da amostra original da POF. A tabela 2 reporta a média e o erro-padrão das despesas totais com as dez categorias de produtos e a composição dos gastos para a amostra original e a amostra usada neste estudo.

A diferença de R\$ 37,54 na média dos gastos por mês no total dos itens avaliados entre as duas amostras expostas na tabela 2, deve-se essencialmente ao número de famílias (aproximadamente 5 mil) com despesas nulas nos dez grupos de itens, o que torna maior a média de gastos da amostra final utilizada neste trabalho. Além de excluir essas famílias, o tamanho da amostra foi estabelecido para as unidades de consumo com informações disponíveis para todo o conjunto de variáveis de controle sociodemográficas usadas. Dessa maneira, após a conexão do banco de despesas com as demais bases – atributos do morador, características da família e condições de vida, a amostra final ficou em 48.195 famílias.

Em termos das parcelas gastas nos itens avaliados, para as duas amostras tem-se que carnes, outros alimentos, massas e leite são as categorias com maior participação nas despesas restritas das famílias, ao passo que cigarro e bebidas alcoólicas são os itens com menor peso no orçamento. Em termos de ordenamento, constata-se que o posicionamento da parcela gasta em cada grupo se mantém nas duas amostras. Tal fato sinaliza que, mesmo após as perdas de observações, as características dos dados não apresentaram mudanças substanciais.

Como ressaltado anteriormente na estratégia empírica, um problema comumente encontrado nos dados sobre pesquisas de orçamento familiar diz respeito ao número excessivo de despesas nulas no consumo das famílias. No Apêndice, o gráfico A.2 mostra a proporção de famílias sem registro de gastos nos itens avaliados neste estudo, evidenciando a importância de ajustes nas estimativas do modelo Quaid's para o consumo censurado. Apesar das bebidas alcoólicas e dos cigarros se sobressaírem pelo elevado percentual de despesas zeradas, todos os demais itens possuem pelo menos 10% de famílias com gastos nulos. Como o registro das despesas na POF é feito ao longo de apenas uma semana para cada domicílio, pode existir situações em que nesse período específico os produtos não foram comprados por questões atreladas às preferências dos consumidores naquele curto intervalo de tempo, por indisponibilidade momentânea de mercadorias no mercado local, por estarem estocadas na despensa da família etc.

Destaca-se que o vetor  $Z$  é composto por três dimensões de variáveis: *i*) atributos do morador de referência (chefe) – anos de estudo, idade (em nível e ao quadrado) e gênero; *ii*) características do domicílio – proporção de moradores analfabetos com mais de 21 anos de idade, número de crianças em duas faixas (de 0 a 11 e de 12 a 17 anos de idade); *iii*) localização do domicílio – zona urbana e macrorregiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste). Por sua vez,

o vetor  $J$  é formado pelas variáveis pertencentes a  $Z$ , com a inclusão do status de ocupação do chefe e proporção de moradores ocupados no mercado de trabalho.

**TABELA 3**  
**Estatísticas descritivas das variáveis explicativas usadas na pesquisa**

Sigla	Descrição das variáveis	Média	Desvio padrão
Iny	Renda familiar total por mês*	7,47193	0,93751
Inp1	Preço de cereais e tubérculos por kg*	0,78551	0,35603
Inp2	Preço de massas e panificados por kg*	1,46991	0,41274
Inp3	Preço de frutas e verduras por kg*	0,76588	0,41116
Inp4	Preço de carnes e vísceras por kg*	2,08342	0,33476
Inp5	Preço de aves e ovos por kg*	1,55822	0,29548
Inp6	Preço de leite e derivados por kg*	1,28547	0,73678
Inp7	Preço de bebidas não alcoólicas por litro*	1,27776	0,87752
Inp8	Preço de bebidas alcoólicas por litro*	1,50590	0,17178
Inp9	Preço de cigarro por maço do produto*	0,98040	0,16762
Inp10	Preço de outros alimentos por kg*	1,74131	0,92142
Característica do morador de referência			
esc <sub>C</sub>	Anos de estudo – chefe	6,95532	4,62203
idade <sub>C</sub>	Idade – chefe	47,14330	15,30802
idade <sub>C</sub> <sup>2</sup>	Idade <sup>2</sup> (dividido por 100) – chefe	24,56826	15,74759
mulher <sub>C</sub>	Mulher – chefe	0,32181	0,46717
ocupacao <sub>C</sub>	Status de ocupação – chefe	0,73620	0,44069
Atributos da família			
analf <sub>D</sub>	Taxa de analfabetos (>21 anos)	0,07190	0,19904
criancas1 <sub>D</sub>	Crianças entre 0 e 11 anos	0,65309	0,95315
criancas2 <sub>D</sub>	Crianças entre 12 e 17 anos	0,37582	0,68049
ocupacao <sub>D</sub>	Taxa de ocupados	0,46523	0,31045
urbana	Localização do domicílio	0,84767	0,35934
Zona urbana			
reg1	Região Norte	0,07191	0,25835
reg2	Região Nordeste	0,26697	0,44238
reg3	Região Sudeste (base do modelo)	0,43723	0,49604
reg4	Região Sul	0,15434	0,36128
reg5	Região Centro-Oeste	0,06954	0,25437
Observações		48.195	
Observações (fator de expansão)		50.824.325	

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e da Pnad 2008.

Nota: \*Variáveis expressas em logaritmo neperiano.

De acordo com a tabela 3, que exhibe as estatísticas descritivas das variáveis explicativas, a média do logaritmo da renda mensal familiar é de 7,47 ( $e^{\ln y} = \text{R\$ } 1.754,61$ ). Carnes e vísceras e outros alimentos apresentam os maiores preços, respectivamente, 2,08 ( $e^{\ln p^4} = \text{R\$ } 8,03$  por kg) e 1,74 ( $e^{\ln p^{10}} = \text{R\$ } 5,70$  por kg), ao passo que as frutas e verduras têm o menor preço, aproximadamente R\$ 2,15 por kg ( $= e^{\ln p^3}$ ). O preço das bebidas alcoólicas e do cigarro são em média iguais a R\$ 4,51 por litro ( $= e^{\ln p^8}$ ) e R\$ 2,67 por maço ( $= e^{\ln p^9}$ ). O morador de referência possui em média 47 anos de idade e 7 anos de estudo (ensino fundamental incompleto), com a grande maioria sendo do sexo masculino (68%) e com alguma ocupação no mercado de trabalho (74%). A maior parte das famílias não apresenta frequência de crianças nas duas faixas etárias (de 0 a 11 e de 12 a 17 anos de idade) e, em termos da localização dos domicílios, 85% deles se situam em áreas urbanas, sobretudo nas regiões Sudeste e Nordeste.

## 5 RESULTADOS

Esta seção está dividida em três partes. Na primeira são apresentadas brevemente as características das famílias consumidoras de cigarro e bebidas alcoólicas e as estimativas do modelo Quaid que balizam os cálculos das medidas de interesse. A segunda parte exhibe as elasticidades de despesa restrita aos itens estudados, renda e preços (própria e cruzada). E, ao final desta seção, analisa-se a variação no bem-estar das famílias em resposta às mudanças nos preços dos dois grupos de itens enfatizados no trabalho (cigarro e bebidas alcoólicas).

### 5.1 Característica das famílias demandantes por cigarro e bebidas alcoólicas e estimativas do modelo Quaid ajustado

Como a literatura destaca a importância dos fatores sociodemográficos para a demanda das famílias (Ray, 1983; Blundell, Pashardes e Weber [1993]; Zheng e Henneberry, 2010; Poi, 2012), a tabela 4 mostra, inicialmente, características gerais das famílias demandantes ( $w_i > 0$ ) e não demandantes ( $w_i = 0$ ) por bebidas alcoólicas e cigarro no Brasil. Por essa tabela, nota-se que a maior parte dos coeficientes das diferenças de características entre as médias e as proporções dos grupos considerados são significativas estatisticamente a pelo menos 5%, com exceção da idade do morador de referência para os demandantes por cigarro e da proporção de famílias residentes em áreas urbanas para o caso da demanda conjunta.

TABELA 4  
**Características da amostra por grupos de famílias demandantes ( $w_i > 0$ ) e não demandantes por cigarro e bebidas alcoólicas no Brasil**

Variáveis	Bebidas alcoólicas (8)			Cigarro (9)			Demanda conjunta		
	$w_8 = 0$	$w_8 > 0$	Estat. t	$w_9 = 0$	$w_9 > 0$	Estat. t	$w_8, w_9=0$	$w_8, w_9 > 0$	Estat. t
	(A)	(B)	(B)-(A)	(C)	(D)	(D)-(C)	(E)	(F)	(F)-(E)
Média									
esc <sub>C</sub>	6,2	8,2	26,6	6,6	5,6	-20,6	6,4	7,2	5,5
idade <sub>C</sub>	46,7	45,2	-6,8	46,6	46,6	0,3	46,7	45,4	-3,1
criancas <sub>1D</sub>	0,7	0,6	-12,0	0,7	0,7	2,3	0,7	0,5	-6,7
criancas <sub>2D</sub>	0,4	0,3	-10,7	0,4	0,4	5,4	0,4	0,3	-4,3
renda	788,6	1356,5	17,7	868,7	723,8	-8,8	817,1	1116,0	6,2
	Proporção (%)								
mulher <sub>C</sub>	32,9	21,8	-16,5	32,2	30,9	-2,4	33,2	24,4	-6,6
ocupacao <sub>C</sub>	72,8	81,5	13,7	73,2	75,1	3,8	72,5	81,9	7,9
analf <sub>D</sub>	9,1	4,5	-17,1	8,3	10,2	7,6	8,7	6,7	-3,4
urbana	77,0	80,3	5,0	77,9	75,0	-5,9	77,6	79,0	1,1
programas sociais	20,5	8,4	-26,0	18,6	22,3	8,0	19,7	11,9	-7,6
	Ranking								
Álcool	10°	1°					9°	2°	
Cigarro				10°	1°		9°	3°	
N	43.932	4.259	48.191	38.251	9.940	48.191	35.072	1.080	36.152

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009.

Obs.: Renda = Renda familiar *per capita*; Programas sociais = Participação em programas sociais.

O aspecto central do perfil dos consumidores dos dois produtos reportados na tabela 4 diz respeito às diferentes direções das características socioeconômicas entre os seus demandantes e não demandantes. Por um lado, as famílias com registro de gastos com bebidas alcoólicas dispõem de um melhor contexto socioeconômico – mais anos de estudo do chefe da família, maior nível de renda familiar *per capita*, menor proporção de moradores com 21 anos ou mais de idade analfabetos e uma menor proporção de participantes em programas sociais – do que aquelas sem registro de consumo de álcool. Por outro, os consumidores de cigarro têm, em média, menos escolaridade, menor rendimento, mais analfabetos e uma maior taxa de beneficiários de programas sociais quando comparados com as unidades não demandantes do produto. Destarte, a identificação dessas características para os gastos com bebidas e cigarro revelam que a demanda por produtos não saudáveis tende a não responder de forma idêntica a choques nos preços e na renda.

Conforme a tabela 4, tendo em apreço as 4.259 observações com valores não nulos de despesas com bebidas alcoólicas no período e na amostra final, este grupo de produtos é o item com maior peso no orçamento, computando um dispêndio,

em média, de R\$ 95,41 ao mês ou R\$ 1.144,92 ao ano. Restringindo também para as 9.940 famílias com registro de algum consumo de cigarro, este produto, a exemplo do ocorrido com as bebidas alcoólicas, passa para o primeiro posto no ordenamento das maiores despesas da família dentre as dez categorias de produtos – com gastos anuais superiores a R\$ 1.069,00. Ademais, para as 1.080 famílias que possuem consumo em ambas categorias, bebidas com teor alcoólico e cigarro ocupam, em média, o segundo e o terceiro posto no ordenamento do dispêndio destas famílias com, respectivamente, 15,1% e 14,7% da despesa total restrita.

Além dos pontos destacados acima, a questão locacional do domicílio pode implicar diferentes comportamentos no perfil dos consumidores. Conforme a POF 2008-2009, o desenho do consumo entre as famílias situadas em diferentes regiões possui algumas similaridades entre eixos regionais, pois os valores despendidos nos eixos Centro-Sul são mais similares do que os registrados no Norte-Nordeste. Tais aspectos sugerem, por exemplo, que políticas tributárias específicas para determinados produtos podem afetar o bem-estar dos agentes de uma região com mais intensidade do que em outras.

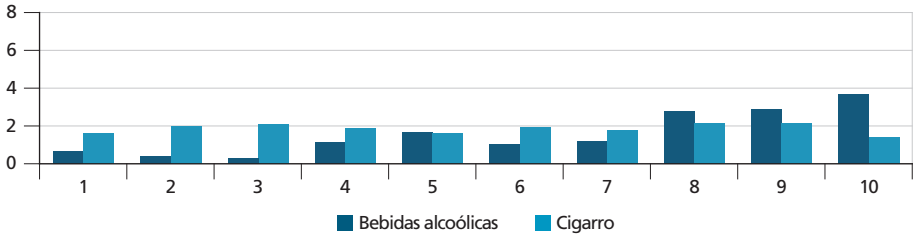
Entre os dez grupos de produtos, em média, a parcela gasta com bebidas alcoólicas e cigarro registra, independentemente da região de localização, a menor participação no orçamento familiar restrito ao vetor composto por essas dez categorias – quando se considera a amostra total (48.191 famílias). Quanto ao baixo valor relativo da parcela gasta com esses produtos, salienta-se que eles não são consumidos necessariamente por todos os membros da família, diferentemente do consumo de outros produtos – como carnes ou leite –, bem como os dados da POF para esses grupos de itens registram um excessivo número de despesas nulas.

O gráfico 2 exhibe a parcela gasta com bebidas alcoólicas e cigarro em relação ao gasto total restrito aos dez grupos de produtos por decil da renda familiar *per capita* para as macrorregiões brasileiras. Em termos globais, fica claro que o peso dos gastos para os diferentes decis de renda com esses dois grupos de produtos, em especial para o cigarro, nas regiões Norte e Nordeste é inferior ao observado pelas famílias residentes nas demais regiões. O comportamento dos gastos com bebidas alcoólicas no cômputo total aponta que quanto maior o nível de rendimento familiar *per capita* maior o peso das bebidas no orçamento em todos os níveis regionais. Quanto ao consumo do cigarro, as famílias de menor nível de renda na região Sul dispõem de uma parcela gasta bem acima da média nacional. A título de exemplo, as famílias do primeiro decil de renda no Sul do país registram um valor da parcela gasta com cigarro duas vezes maior do que a média nacional para esse grupo de renda.

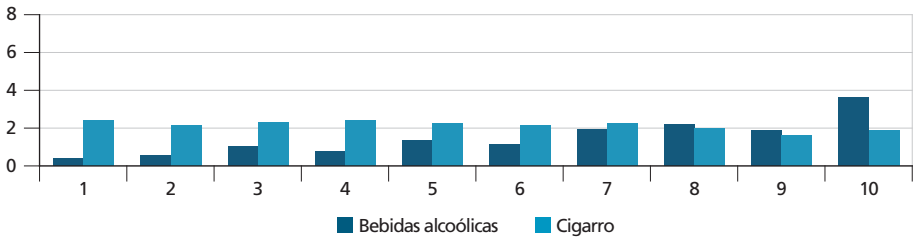
GRÁFICO 2

Parcela gasta com bebidas alcoólicas e cigarro em relação às despesas restritas\* por decil da renda familiar *per capita* nas macrorregiões brasileiras (Em %)

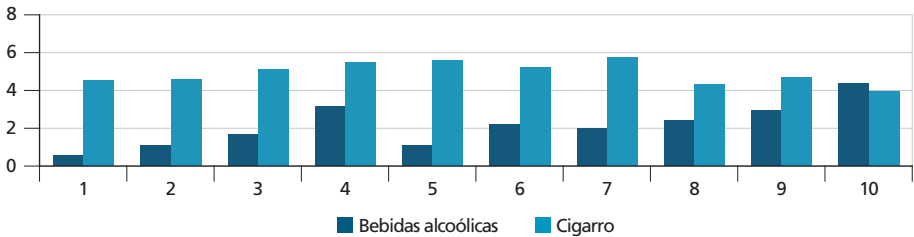
2A – Norte



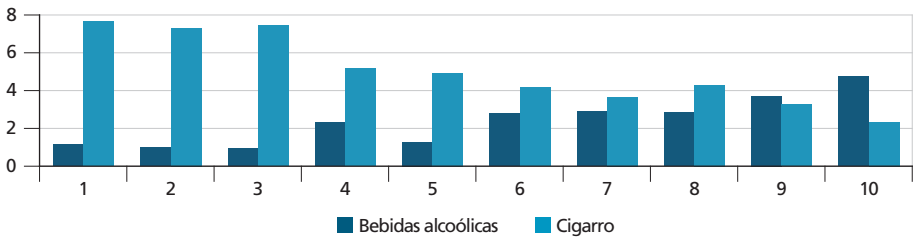
2B – Nordeste

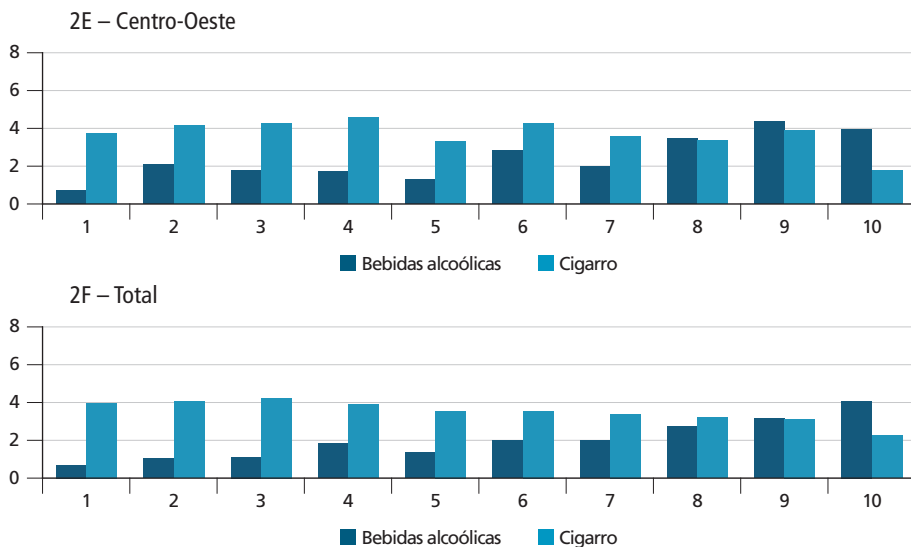


2C – Sudeste



2D – Sul





Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009.

Nota: \*Despesas restritas a alimentos, bebidas e cigarro.

Dado o escopo da pesquisa em analisar a demanda das bebidas alcoólicas e cigarro, sem desconsiderar outros produtos alimentares da cesta de consumo, a tabela 5 apresenta os parâmetros que calibram o cálculo das elasticidades e da variação compensatória por meio da abordagem Quaidis, com as correções para consumo censurado e endogeneidade das despesas totais restritas.<sup>15</sup> Destaca-se que as interpretações da abordagem Quaidis, de acordo com Banks, Blundell e Lewbel (1997), devem ser realizadas em cima dos parâmetros de elasticidades, visto que os coeficientes estimados da equação 4 não podem ser interpretados diretamente – dada a forma funcional não linear do sistema e as inter-relações entre as covariadas no modelo Quaidis.

De uma forma geral, os parâmetros na tabela 5, além de possuírem significância estatística, mostram que o consumo de uma dada categoria de produtos está relacionado com os diferentes vetores de variáveis associadas aos preços, despesa total restrita e fatores conjunturais (socioeconômicos e locais). O grau de ajuste do modelo, capturado pelo R<sup>2</sup>, demonstra que as covariadas apresentam um grau de explicação que varia de 0,12 a 0,60, sendo o modelo para a demanda por bebida alcoólica o que tem menor ajustamento e o de massas com o maior poder preditivo. O parâmetro  $\lambda$  associado ao termo quadrático da despesa total ratifica

15. Cabe ressaltar que as estimativas do modelo Quaidis sem o citado ajustamento estão disponíveis na tabela A.3 no apêndice. Baseado nelas, as elasticidades de renda, preço e despesa são desenvolvidas para fins comparativos com os valores auferidos pelo modelo ajustado.



para todas as equações, com exceção para o consumo de carnes, a existência de uma não linearidade entre o gasto total restrito e o consumo de um dado item.

As tabelas A.1 e A.2 no apêndice reportam as estimativas que subsidiaram os cálculos da FDA e da FDP, que ajustam os parâmetros do modelo Quaid's.<sup>16</sup> No que tange às estimativas atreladas a FDP na tabela 5 – relacionada com o processo de correção dos valores censurados – e ao resíduo da equação de segundo estágio<sup>17</sup> – usada para ajuste da endogeneidade da despesa total restrita –, elas são estatisticamente significativas para quase totalidade das equações. Esses coeficientes revelam a valia do controle de possíveis vieses motivados pelos problemas empíricos e intrínsecos ao conjunto de dados.

Os resultados expostos pelos parâmetros do sistema de demanda indicam a importância do aporte orçamentário e dos preços (do próprio grupo de produtos e do demais) para a determinação da parcela gasta com cada categoria de itens alimentares, bebidas e cigarro. As relações dos fatores sociodemográficos e locais também se mostram relevantes para a calibração do sistema de demanda, devido ao número expressivo de coeficientes estatisticamente diferentes de zero. Cabe ressaltar mais uma vez, que os parâmetros presentes na tabela 5 não possuem interpretações diretas, por isso que as avaliações direcionadas para o escopo do trabalho são explicitadas com mais detalhes nas próximas duas subseções.

## 5.2 Elasticidades

Para minimizar os efeitos de valores atípicos, as análises são feitas para a mediana das elasticidades dispendio, renda e preços da demanda. Apenas para fins comparativos, os grupos de produtos que não fazem parte dos objetivos centrais desta pesquisa são analisados de forma mais ampla. A utilização desse vetor de consumo tem como finalidade especial verificar possíveis vazamentos de demanda por cigarro e bebidas alcoólicas dentro do orçamento familiar destinado a compra de alimentos, bem como preservar o máximo de observações possíveis na análise – já que na POF não são disponibilizadas, por exemplo, a quantidade consumida dos diferentes produtos adquiridos pela família, com exceção para o banco de compras coletivas.

16. A matriz de correlação dos termos de erros na tabela A.2 no apêndice evidencia, de uma forma geral, que os erros estocásticos de uma dada expressão do indicador de consumo possuem relações significativamente estatísticas com os erros de outras equações, ratificando a importância da utilização do modelo *probit* multivariado para o caso em questão.

17. Pelo gráfico A.3 no apêndice, que apresenta os valores médios dos resíduos do estágio 2 por decil de renda, as famílias com menores níveis de renda *per capita* possuem resíduos da regressão da despesa total restrita maiores do que o observado para as famílias com maior porte de renda.

**TABELA 5**  
**Parâmetros do Quaid's ajustado aos valores censurados e endogeneidade das despesas totais**

Parâmetros	Cereais (1)	Massas (2)	Frutas (3)	Carnes (4)	Aves (5)	Leite (6)	Sem álcool (7)	Álcool (8)	Cigarro (9)
$\alpha$	0,162690***	0,247721***	0,200554***	0,071744***	0,125172***	0,120614***	0,166529***	-0,071859	-0,00924
$\beta$	0,007921	-0,109050***	-0,066705***	0,024052*	-0,042987***	-0,059072***	-0,046146***	0,125613***	-0,312638***
$\gamma_{11}$	0,015826***	-0,009761***	-0,002775	-0,004770*	0,005521**	-0,003782**	0,011329***	0,026966***	-0,017013***
$\gamma_{12}$	-0,009761***	-0,003634	-0,003302	-0,006732**	-0,008049***	-0,000454	-0,003760***	0,014543**	-0,021275***
$\gamma_{13}$	-0,002775	-0,003302	-0,024665***	0,014753***	0,00368	-0,004534***	0,001548	0,011219**	-0,030025***
$\gamma_{14}$	-0,004770*	-0,006732**	0,014753***	-0,013594**	-0,011914***	0,016941***	-0,000102	0,008174	0,014868**
$\gamma_{15}$	0,005521**	-0,008049***	0,00368	-0,011914***	-0,033673***	-0,001171	0,001968	0,041851***	-0,007942
$\gamma_{16}$	-0,003782**	-0,000454	-0,004534***	0,016941***	-0,001171	-0,043421***	-0,000232	0,023506***	-0,018253***
$\gamma_{17}$	0,011329***	-0,003760***	0,001548	-0,000102	0,001968	-0,000232	-0,022703***	0,000959	-0,010316***
$\gamma_{18}$	0,026966***	0,014543**	0,011219**	0,008174	0,041851***	0,023506***	0,000959	-0,250417***	0,167186***
$\gamma_{19}$	-0,017013***	-0,021275***	-0,030025***	0,014868**	-0,007942	-0,018253***	-0,010316***	0,167186***	-0,173957***
$\lambda_i$	0,004870***	0,025902***	0,008482***	-0,000945	0,003116**	0,017014***	0,010791***	-0,023895***	0,025362***
$\eta(\text{esc}_c)$	-0,001222***	0,000065	0,000469***	-0,001681***	-0,000706***	0,001484***	0,000021	-0,000465	-0,000948
$\eta(\text{idadec})$	-0,000335*	-0,000410**	0,00007	0,000988***	0,000357**	-0,000760***	-0,000182	0,000062	0,005909***
$\eta(\text{idadec}^2)$	0,000123	0,000383**	0,000076	-0,000975***	-0,000362**	0,000828***	0,000155	-0,000435	-0,005715***
$\eta(\text{mulher}_c)$	-0,000014	0,002648***	-0,00033	-0,010545***	0,001567*	0,001956**	0,000438	-0,010914***	0,009908**
$\eta(\text{analf}_d)$	0,018999***	-0,005779**	-0,005384**	0,000273	0,000422	-0,009491***	0,002909	-0,004096	-0,025753**
$\eta(\text{criancas}_{10})$	-0,000269	0,004378***	-0,001591***	-0,001214*	0,000223	0,003774***	-0,001208***	-0,005540***	-0,002514
$\eta(\text{criancas}_{20})$	0,001715***	0,005497***	-0,002744***	0,002084**	0,000877*	-0,004011***	-0,000491	-0,003885	-0,006368***
$\eta(\text{urbana})$	-0,011543***	0,008253***	-0,000672	-0,003315	-0,000239	0,006874***	-0,000247	-0,00706	0,014383***
$\eta(\text{reg1})$	-0,013747***	0,005277***	0,00004	0,040705***	0,016802***	-0,009342***	0,003416***	0,018656***	-0,035394***
$\eta(\text{reg2})$	-0,005493***	0,013900***	0,001002	0,012825***	0,019724***	0,000803	-0,007475***	0,005017	-0,040046***
$\eta(\text{reg4})$	-0,009605***	0,004025***	-0,004663***	0,006738***	0,003879***	-0,00164	0,003506***	0,007466**	0,003008
$\eta(\text{reg5})$	0,012428***	-0,011336***	0,005387***	0,015391***	-0,000717	-0,010378***	0,002377**	0,017652***	-0,030110***
$\rho(\text{esc}_c)$	-0,006314***	-0,006314***	-0,006314***	-0,006314***	-0,006314***	-0,006314***	-0,006314***	-0,006314***	-0,006314***
$\rho(\text{idadec})$	-0,014450***	-0,014450***	-0,014450***	-0,014450***	-0,014450***	-0,014450***	-0,014450***	-0,014450***	-0,014450***
$\rho(\text{idadec}^2)$	0,014285***	0,014285***	0,014285***	0,014285***	0,014285***	0,014285***	0,014285***	0,014285***	0,014285***
$\rho(\text{mulher}_c)$	-0,030160***	-0,030160***	-0,030160***	-0,030160***	-0,030160***	-0,030160***	-0,030160***	-0,030160***	-0,030160***
$\rho(\text{analf}_d)$	0,002068	0,002068	0,002068	0,002068	0,002068	0,002068	0,002068	0,002068	0,002068
$\rho(\text{criancas}_{10})$	0,006829	0,006829	0,006829	0,006829	0,006829	0,006829	0,006829	0,006829	0,006829
$\rho(\text{criancas}_{20})$	0,044774***	0,044774***	0,044774***	0,044774***	0,044774***	0,044774***	0,044774***	0,044774***	0,044774***
$\rho(\text{urbana})$	-0,152961***	-0,152961***	-0,152961***	-0,152961***	-0,152961***	-0,152961***	-0,152961***	-0,152961***	-0,152961***
$\rho(\text{reg1})$	-0,078799***	-0,078799***	-0,078799***	-0,078799***	-0,078799***	-0,078799***	-0,078799***	-0,078799***	-0,078799***
$\rho(\text{reg2})$	-0,091652***	-0,091652***	-0,091652***	-0,091652***	-0,091652***	-0,091652***	-0,091652***	-0,091652***	-0,091652***
$\rho(\text{reg4})$	-0,112804***	-0,112804***	-0,112804***	-0,112804***	-0,112804***	-0,112804***	-0,112804***	-0,112804***	-0,112804***
$\rho(\text{reg5})$	0,090294***	0,090294***	0,090294***	0,090294***	0,090294***	0,090294***	0,090294***	0,090294***	0,090294***
$\pi$	0,031670***	0,113606***	-0,068009***	0,425683***	0,116595***	0,117934***	-0,007558	0,140872***	0,266257***
$\vartheta$	-0,004364***	-0,029893***	-0,024233***	0,034999***	-0,004513***	-0,013928***	-0,017471***	-0,004481***	-0,001853
$\alpha_0$	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46
R <sup>2</sup>	0,42	0,60	0,38	0,52	0,31	0,46	0,46	0,12	0,15
N	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195
P	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e da Pnad 2008.

Obs.: 1. A equação omitida do sistema refere-se ao grupo de outros alimentos, em que os parâmetros são obtidos por meio das condições de aditividade, simetria de Slutsky e homogeneidade. S/álcool = bebidas sem teor alcoólico.

2. \*, \*\* e \*\*\* = p-valor<0,1, p-valor<0,05 e p-valor<0,01, respectivamente.

As elasticidades-dispêndio restritas por decil de renda familiar *per capita* e por níveis macrorregionais são reportadas na tabela 6, admitindo um intervalo de confiança de 95% para o valor da mediana. Os limites mínimos e máximos do intervalo estão, respectivamente, entre parênteses e colchetes.

Antes de iniciar a análise dos resultados expressos na tabela 6, sublinha-se que a elasticidade-dispêndio da demanda para os itens considerados possui uma interpretação mais restrita, pois ela foi computada para a cesta de produtos das famílias limitadas basicamente a demanda por cigarro e ao consumo no domicílio para itens alimentares, incluindo bebidas com e sem teor alcoólico.

Pela tabela 6, percebe-se que a resposta da demanda às modificações nos dispêndios<sup>18</sup> apresenta uma tendência crescente com o decil de renda familiar para itens como frutas, leite, bebidas não alcoólicas, cigarro e outros alimentos. Produtos pertencentes às categorias de cereais, massas, carnes e aves têm uma relação inversa com o decil de renda familiar, ao passo que para as bebidas alcoólicas não é possível identificar uma tendência bem definida.

No cômputo total, um acréscimo de 10% nos gastos familiares limitados aos itens estudados aumenta o consumo do cigarro em cerca de 3,4%, enquanto para as famílias do primeiro e do último decil de renda esta alta é de, respectivamente, 2,1% e 4,4%. Logo, a elasticidade para a demanda por cigarro do último decil de renda familiar *per capita* é 108,5% maior do que a observada no primeiro decil. Essa é a maior diferença da elasticidade-dispêndio entre os extremos da distribuição dos rendimentos dentre os produtos avaliados. Além do mais, independentemente da faixa de renda, o cigarro possui a menor elasticidade-dispêndio restrita entre todos os itens. Em termos regionais, as famílias residentes no Sudeste e Sul do país apresentam uma demanda por cigarro ligeiramente mais sensível a alterações nas despesas restritas do que aquelas residentes nas demais macrorregiões.

Constata-se que a elasticidade da despesa restrita pela demanda por álcool exibe a menor variabilidade entre os grupos de renda, possui o segundo maior valor (perdendo apenas para a elasticidade para o grupo residual de alimentos) e exibe em todos os agrupamentos de rendimentos (e macrorregionais) um coeficiente maior que um ( $E_8 > 1$ ). Com isso, famílias mais ricas ou mais pobres têm sensibilidades similares às mudanças incrementais nas despesas totais restritas. Choques positivos nessas despesas repercutem com mais intensidade na demanda por produtos com teor alcoólico do que com a maior parte dos demais itens alimentares e cigarro. Uma variação de 10% nas despesas totais restritas implica em um aumento na demanda por bebidas alcoólicas de 11,6%, entre os mais pobres, e de 11,2%, entre os mais ricos. Para esse item, as famílias do Centro-Oeste exibem um comportamento diferenciado

---

18. Doravante, quando as despesas totais das famílias forem citadas, elas referem-se aos gastos restritos aos dez grupos de produtos avaliados neste estudo.

das famílias situadas em outras macrorregiões, sinalizando que elevações nas despesas restritas têm uma maior resposta de consumo por álcool na região central do país.

**TABELA 6**  
**Elasticidade-dispêndio da demanda por decil de renda familiar *per capita* e níveis regionais no Brasil (2008-2009)**

Decil/região	Cereais (1)	Massas (2)	Frutas (3)	Carnes (4)	Aves (5)	Leite (6)	Sem álcool (7)	Álcool (8)	Cigarro (9)	Outros (10)
1ª	0,96863	0,76345	0,41739	1,13830	0,93602	0,79167	0,55930	1,16435	0,20994	1,87155
	(0,96857)	(0,76331)	(0,41729)	(1,13829)	(0,93598)	(0,79158)	(0,55914)	(1,16400)	(0,20981)	(1,86884)
	[0,96867]	[0,76406]	[0,41755]	[1,13831]	[0,93604]	[0,79175]	[0,55955]	[1,16466]	[0,21089]	[1,87477]
2ª	0,96232	0,74685	0,44133	1,13051	0,91863	0,79747	0,60292	1,15784	0,27086	1,96467
	(0,96223)	(0,74642)	(0,44126)	(1,13050)	(0,91863)	(0,79730)	(0,60274)	(1,15777)	(0,27022)	(1,96397)
	[0,96240]	[0,74749]	[0,44160]	[1,13052]	[0,91863]	[0,79769]	[0,60292]	[1,15795]	[0,27088]	[1,96929]
3ª	0,95067	0,69865	0,44018	1,12031	0,87814	0,80822	0,60420	1,15740	0,29334	1,93672
	(0,95067)	(0,69794)	(0,44018)	(1,12031)	(0,87809)	(0,80740)	(0,60404)	(1,15740)	(0,29234)	(1,93551)
	[0,95067]	[0,69901]	[0,44062]	[1,12031]	[0,87856]	[0,80832]	[0,60439]	[1,15751]	[0,29387]	[1,94244]
4ª	0,95130	0,65861	0,45417	1,11825	0,85781	0,80558	0,62429	1,16234	0,29418	1,91244
	(0,95127)	(0,65801)	(0,45391)	(1,11824)	(0,85781)	(0,80533)	(0,62420)	(1,16234)	(0,29140)	(1,90956)
	[0,95132]	[0,65870]	[0,45425]	[1,11825]	[0,85785]	[0,80558]	[0,62442]	[1,16234]	[0,29472]	[1,91699]
5ª	0,94292	0,64206	0,46341	1,11341	0,84368	0,80952	0,63598	1,16342	0,32705	2,01743
	(0,94289)	(0,64160)	(0,46328)	(1,11338)	(0,84364)	(0,80943)	(0,63598)	(1,16342)	(0,32602)	(2,01090)
	[0,94297]	[0,64246]	[0,46440]	[1,11343]	[0,84369]	[0,80955]	[0,63604]	[1,16350]	[0,32723]	[2,01799]
6ª	0,94190	0,60935	0,47820	1,10611	0,83756	0,79811	0,63303	1,17340	0,35319	2,02528
	(0,94189)	(0,60926)	(0,47817)	[1,10603]	(0,83756)	(0,79811)	(0,63291)	(1,17340)	(0,35125)	(2,02030)
	[0,94190]	[0,60954]	[0,47882]	[1,10620]	[0,83756]	[0,79827]	[0,63303]	[1,17340]	[0,35353]	[2,02878]
7ª	0,92654	0,60420	0,46164	1,10084	0,81916	0,81315	0,65023	1,16809	0,36298	2,20150
	(0,92650)	(0,60402)	(0,46138)	(1,10060)	(0,81863)	(0,81271)	(0,65023)	(1,16783)	(0,36182)	(2,19634)
	[0,92676]	[0,60441]	[0,46172]	[1,10089]	[0,81917]	[0,81408]	[0,65036]	[1,16835]	[0,36397]	[2,20150]
8ª	0,91912	0,59801	0,48853	1,09692	0,80763	0,84377	0,65964	1,15825	0,37192	2,00658
	(0,91912)	(0,59799)	(0,48810)	(1,09692)	(0,80763)	(0,84299)	(0,65911)	(1,15825)	(0,37192)	(2,00658)
	[0,91917]	[0,59801]	[0,48883]	[1,09702]	[0,80766]	[0,84472]	[0,66073]	[1,15831]	[0,37205]	[2,01088]
9ª	0,90762	0,57486	0,49096	1,09033	0,78977	0,87535	0,66676	1,14669	0,38944	2,14847
	(0,90761)	(0,57470)	(0,49056)	(1,09021)	(0,78977)	(0,87472)	(0,66662)	(1,14657)	(0,38913)	(2,14847)
	[0,90772]	[0,57542]	[0,49112]	[1,09039]	[0,78979]	[0,87541]	[0,66691]	[1,14707]	[0,38945]	[2,14847]
10ª	0,87520	0,59285	0,53295	1,07474	0,75725	0,98393	0,68292	1,11993	0,43769	2,02297
	(0,87520)	(0,59276)	(0,53273)	(1,07474)	(0,75725)	(0,98364)	(0,68292)	(1,11976)	(0,43769)	(2,01947)
	[0,87520]	[0,59320]	[0,53415]	[1,07487]	[0,75725]	[0,98445]	[0,68300]	[1,12002]	[0,43815]	[2,02564]
Norte	0,89670	0,84753	0,42441	1,20165	0,92249	0,79911	0,80733	1,13183	0,27224	1,89136
	(0,89659)	(0,84650)	(0,42389)	(1,20163)	(0,92242)	(0,79868)	(0,80694)	(1,13156)	(0,27199)	(1,88801)
	[0,89673]	[0,84845]	[0,42529]	[1,20170]	[0,92253]	[0,79931]	[0,80748]	[1,13202]	[0,27264]	[1,89289]

(Continua)

(Continuação)

Decil/região	Cereais (1)	Massas (2)	Frutas (3)	Carnes (4)	Aves (5)	Leite (6)	Sem álcool (7)	Álcool (8)	Cigarro (9)	Outros (10)
Nordeste	0,94940	0,81016	0,51642	1,12939	0,94006	0,86030	0,51819	1,13252	0,25161	1,87149
	(0,94932)	(0,80992)	(0,51632)	(1,12938)	(0,94005)	(0,85993)	(0,51813)	(1,13239)	(0,25138)	(1,86988)
	[0,94949]	[0,81053]	[0,51651]	[1,12942]	[0,94009]	[0,86041]	[0,51831]	[1,13254]	[0,25178]	[1,87408]
Sudeste	0,92754	0,54708	0,45305	1,07830	0,77892	0,83310	0,62513	1,16308	0,37043	2,14848
	(0,92746)	(0,54704)	(0,45291)	(1,07827)	(0,77887)	(0,83296)	(0,62498)	(1,16293)	(0,37017)	(2,14847)
	[0,92759]	[0,54715]	[0,45335]	[1,07832]	[0,77905]	[0,83314]	[0,62513]	[1,16322]	[0,37128]	[2,14877]
Sul	0,88157	0,68925	0,37586	1,10111	0,80321	0,91929	0,75257	1,13874	0,43161	2,05674
	(0,88149)	(0,68815)	(0,37573)	(1,10105)	(0,80316)	(0,91869)	(0,75228)	(1,13868)	(0,43152)	(2,05170)
	[0,88169]	[0,69062]	[0,37589]	[1,10125]	[0,80322]	[0,91957]	[0,75258]	[1,13886]	[0,43223]	[2,05868]
Centro-Oeste	0,99347	0,50469	0,55494	1,11625	0,79704	0,72306	0,64576	1,25284	0,28522	1,93923
	(0,99323)	(0,50456)	(0,55483)	(1,11624)	(0,79702)	(0,72286)	(0,64567)	(1,25241)	(0,28405)	(1,93739)
	[0,99358]	[0,50483]	[0,55548]	[1,11631]	[0,79706]	[0,72321]	[0,64592]	[1,25301]	[0,28591]	[1,94009]
Total	0,93084	0,64320	0,47202	1,10400	0,83323	0,83764	0,63801	1,15351	0,34080	2,02408
	(0,93084)	(0,64306)	(0,47198)	(1,10399)	(0,83320)	(0,83746)	(0,63799)	(1,15340)	(0,34075)	(2,02330)
	[0,93086]	[0,64326]	[0,47209]	[1,10401]	[0,83325]	[0,83779]	[0,63805]	[1,15356]	[0,34088]	[2,02628]

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e da Pnad 2008.

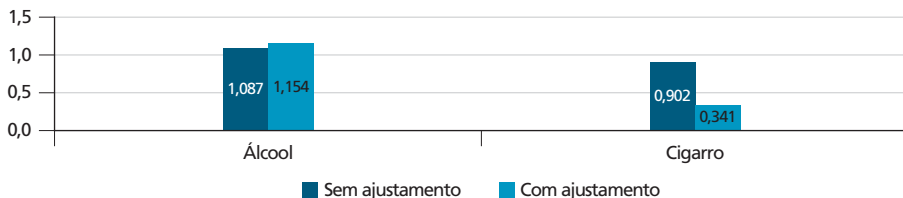
Obs.: Valores calculados para mediana, com intervalo de confiança de 95%. Os valores entre parênteses e entre colchetes referem-se, respectivamente, aos limites mínimos e máximos do intervalo para a mediana.

No comparativo com resultados de outros estudos desenvolvidos para o Brasil, conforme apresentado na tabela 1, as estimativas calculadas para a elasticidade-dispêndio seguem as tendências de  $E_8 > 1$  para bebidas alcoólicas e  $0 < E_9 < 1$  para o cigarro. Em Pintos-Payeras (2009) e Yamamoto (2011), os valores para a elasticidade-dispêndio da demanda para bebidas alcoólicas varia de 1,11 a 1,38, por outro lado esta medida para o cigarro situa-se entre 0,23 e 0,63 em Carvalho e Lobão (1998), Menezes Silveira e Azzoni (2008) e Pintos-Payeras (2009). Cabe realçar que nessas pesquisas as estimativas para as elasticidades são obtidas com diferentes períodos, cestas de consumo, grupos amostrais e agregação dos dados, como em Carvalho e Lobão (1998), além do mais os estudos com a abordagem Aids não corrigem os problemas empíricos enfatizados pela literatura (consumo censurado e endogeneidade das despesas totais).

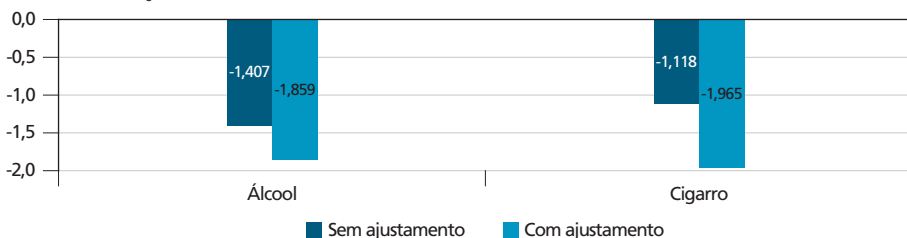
O gráfico 3 reporta as estimativas das elasticidades para os modelos sem e com ajustamento para consumo censurado e endogeneidade das despesas, demonstrando que as elasticidades-dispêndio restritas da demanda do cigarro e de bebidas alcoólicas podem ser sub ou sobrestimadas pela abordagem Quaidis sem as devidas correções no modelo empírico. De acordo com o gráfico 3A, esse viés é maior para o cigarro, já que a taxa de variação das estimativas entre os modelos com e sem ajuste é de aproximadamente -60%, ao tempo que para as bebidas alcoólicas o valor é de 6,2%.

## GRÁFICO 3

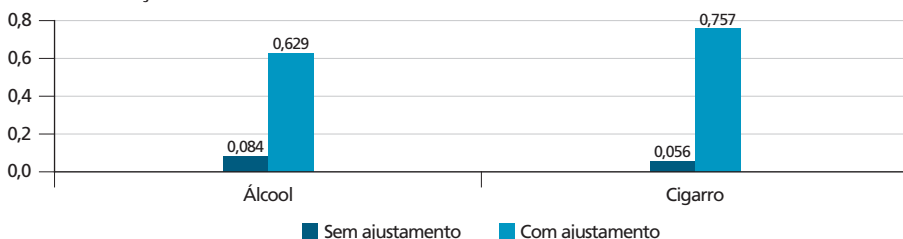
Elasticidades estimadas para os modelos sem e com ajustamento para consumo censurado e endogeneidade das despesas, bebidas e cigarro no Brasil (2008-2009)  
3A – Despesa restrita



## 3B – Preço



## 3C – Preço-cruzada



Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e Pnad 2008.

Obs.: Valores calculados para mediana. As elasticidades preço e preço-cruzada correspondem a demanda não compensada. Os parâmetros que calibram as elasticidades do modelo sem ajustamento estão apresentados na tabela A.3 no apêndice. As diferenças entre as elasticidades com e sem ajustamento são estatisticamente diferentes de zero a pelo menos 5% de significância.

Por meio do gráfico 3, as elasticidades da despesa restrita e dos preços (próprio e cruzada) têm os mesmos sinais nas duas modelagens para os dois tipos de produtos, mas com magnitudes estatisticamente díspares em todos os casos. Diferentemente da elasticidade-dispêndio para o cigarro, as demais elasticidades estão, em termos absolutos, subestimadas no modelo sem ajustamento. No caso da elasticidade-preço cruzada da demanda, as diferenças entre as estimativas são as mais marcantes, com um coeficiente 7,5 e 13,5 vezes maior no modelo ajustado quando comparado com as estimativas no Quaidis sem ajustamento. Dessa maneira, as evidências de relação de substitutibilidade em termos de preços entre os produtos ganham maior realce na abordagem Quaidis corrigida para os problemas de consumo censurado e endogeneidade das despesas totais.

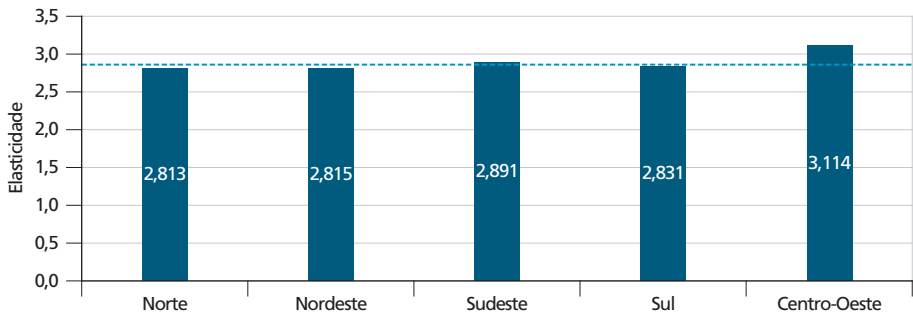
Como os dados da tabela 6 e do gráfico 3 reportaram até aqui a elasticidade dispêndio, sendo essa medida relativa as despesas totais restritas aos dez itens

estudados, a literatura da área, como Zheng e Henneberry (2010), sugere o cálculo da elasticidade renda – contemplando o rendimento total da família – para melhor identificar a resposta da demanda às mudanças no poder de compra. Desse modo, o gráfico 4 mostra a elasticidade renda para os dois produtos de interesse deste trabalho.

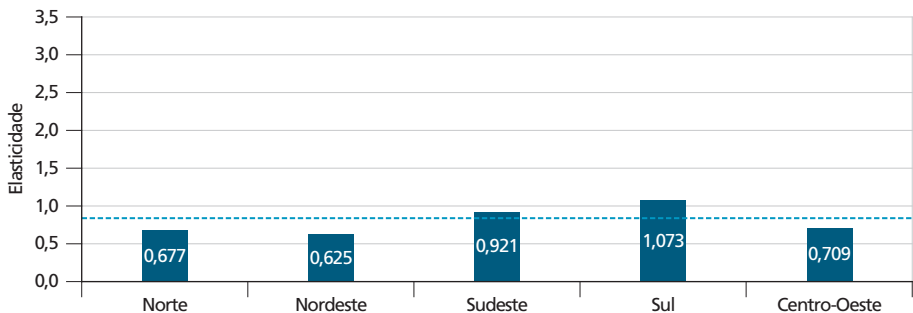
GRÁFICO 4

**Elasticidade renda para bebidas alcoólicas e cigarro por níveis macrorregionais no Brasil (2008-2009)**

**4A – Bebidas alcoólicas**



**4B – Cigarro**



Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e Pnad 2008.

Obs.: Valores calculados para mediana, em que a linha horizontal refere-se ao valor para o conjunto de todas as famílias. As elasticidades são estatisticamente diferentes de zero a, pelo menos, 5% de significância.

Segundo o gráfico 4, bebidas alcoólicas e cigarro podem ser classificadas como bens normais ( $E_y > 0$ ), porque aumentos na renda familiar implicam um maior consumo deles. Para quase todas as macrorregiões, com exceção do Sul, o cigarro mostra-se como um produto necessário ( $0 < E_y < 1$ ), sobretudo, para as famílias residentes no Norte e Nordeste – dada à baixa sensibilidade da demanda à alteração na renda familiar total.

Como fica visível, a elasticidade renda para as bebidas alcoólicas é bem superior à observada para o cigarro em qualquer agrupamento regional. Nesse caso, bebidas com teor alcoólico podem ser tratadas como bem supérfluos (ou de luxo), já que variações nos rendimentos familiares expandem mais do que proporcionalmente o seu consumo. Com ganhos positivos nos seus rendimentos, as famílias, mormente as residentes no

Centro-Oeste, ampliam a demanda por bebidas alcoólicas em uma razão bem maior do que para o cigarro. Considerando a sensibilidade da demanda a variação no rendimento familiar total, programas sociais de transferência de renda, que promovem acréscimos monetários na receita das famílias beneficiadas, podem apresentar uma variação positiva mais do que proporcional no consumo de bebidas alcoólicas – em geral, 10% a mais de renda familiar, amplia em 28,9% a demanda por álcool.

As tabelas 7 e 8 exibem as elasticidades-preço das demandas Marshallianas (ou não compensadas) e Hicksianas (ou compensadas) para os dez grupos de itens selecionados a partir dos parâmetros estimados pelo modelo Quaid, com as correções para consumo censurado e endogeneidade das despesas. As elasticidades da diagonal principal de cada matriz explicitam as condições de demanda do produto em relação ao seu próprio preço e os demais coeficientes fora desta diagonal correspondem as relações de demanda de um produto condicionado ao preço de outro.

Pela matriz de elasticidade-preço da demanda, dispostas nas tabelas 7 e 8, todas as elasticidades-preço dos próprios produtos dispostas na diagonal principal são negativas tanto na demanda Marshalliana quanto na Hicksiana, condizentes com os preceitos teóricos que discorre sobre a relação inversa entre preço e quantidade demandada. Pela demanda não compensada, a elasticidade-preço para o cigarro ( $E_{99}^u$ ) é de -1,97 e para álcool ( $E_{88}^u$ ) de -1,86, em que uma variação de 1% no próprio preço de tais produtos repercute em uma redução na quantidade consumida em uma razão maior do que uma unidade. Dessa maneira, a demanda por tais categorias de itens é mais elástica ao próprio preço do que os produtos alimentares e bebidas não alcoólicas que compõem o vetor de consumo desta pesquisa.

Guardadas às devidas proporções e peculiaridades de cada trabalho, as evidências encontradas para esses dois tipos de produtos preservam similaridades ( $|E_{88}^u| > 1$  e  $|E_{99}^u| > 1$ ) com Menezes Silveira e Azzoni (2008) e Pintos-Payeras (2009) para o cigarro, que observam uma elasticidade-preço de -2,84 e -1,03, e de -1,11 para a bebida alcoólica em Pintos-Payeras (2009). É válido realçar mais uma vez, que a comparação dos resultados deste estudo com os outros desenvolvidos para o país precisa ser feita com cautela, pois os trabalhos partem, sobretudo, de amostras, vetores de consumo e períodos distintos.

Baseada nas estimativas, uma variação positiva de 10% no preço do cigarro, por exemplo, reduz em 19,7% o consumo do produto no âmbito do orçamento familiar.<sup>19</sup> Tais dados ilustram que políticas tarifárias restritivas podem ter um impacto expressivo no desincentivo da demanda pelos produtos associados com os fatores de risco comportamentais a saúde (tanto para o cigarro quanto para as bebidas alcoólicas). Inclusive, de acordo com Chaloupka e Grossman (1996),

19. Ressalta-se que quanto maior o peso das despesas com o cigarro no orçamento familiar, mais inelástica a demanda por este produto à mudança no preço. Esse fato parece condizente com as definições de Becker e Murphy (1988) sobre bens de vício, uma vez que o consumo desses produtos se relacionam com o seu estoque de consumo pretérito.



tarifas adicionais sobre o cigarro levam a drásticas reduções no seu consumo para os indivíduos mais jovens e na probabilidade do mesmo decidir ser fumante, apontando que políticas tarifárias podem ter certa efetividade no controle deste vício.

TABELA 7

**Matriz de elasticidades-preço das demandas não compensadas ou Marshallianas para os dez grupos de produtos avaliados no Brasil (2008-2009)**

Grupo	Cereais (1)	Massas (2)	Frutas (3)	Carnes (4)	Aves (5)	Leite (6)	Sem álcool (7)	Álcool (8)	Cigarro (9)	Outros (10)
1. Cereais	-1,02275	-0,08444	-0,03679	-0,05693	0,02475	-0,00444	0,09053	0,14447	-0,06736	-0,23023
	(-1,02276)	(-0,08445)	(-0,03680)	(-0,05694)	(0,02474)	(-0,00444)	(0,09052)	(0,14446)	(-0,06736)	(-0,23026)
	[-1,02271]	[-0,08444]	[-0,03678]	[-0,05692]	[0,02475]	[-0,00444]	[0,09055]	[0,14447]	[-0,06736]	[-0,23021]
2. Massas	-0,04850	-0,90653	0,07298	-0,07148	-0,01664	0,06354	0,03622	-0,00824	0,03749	0,07471
	(-0,04852)	(-0,90656)	(0,07296)	(-0,07149)	(-0,01665)	(0,06351)	(0,03621)	(-0,00827)	(0,03743)	(0,07463)
	[-0,04850]	[-0,90652]	[0,07299]	[-0,07146]	[-0,01664]	[0,06354]	[0,03623]	[-0,00822]	[0,03763]	[0,07479]
3. Frutas	-0,47109	0,01397	-1,26450	0,19318	0,06511	-0,05572	0,33430	0,00742	-0,24494	0,27304
	(-0,47120)	(0,01391)	(-1,26454)	(0,19313)	(0,06510)	(-0,05573)	(0,33426)	(0,00740)	(-0,24496)	(0,27295)
	[-0,47104]	[0,01398]	[-1,26450]	[0,19322]	[0,06513]	[-0,05571]	[0,33434]	[0,00744]	[-0,24490]	[0,27309]
4. Carnes	0,11798	-0,00927	0,00675	-1,02676	-0,01542	0,03773	0,00640	0,04815	0,03223	-0,04011
	(0,11792)	(-0,00929)	(0,00674)	(-1,02676)	(-0,01543)	(0,03772)	(0,00640)	(0,04814)	(0,03223)	(-0,04012)
	[0,11800]	[-0,00924]	[0,00675]	[-1,02674]	[-0,01541]	[0,03773]	[0,00641]	[0,04816]	[0,03224]	[-0,04009]
5. Aves	0,26861	-0,01432	0,05053	-0,10433	-1,17709	0,03216	0,02812	0,26964	-0,02656	-0,00505
	(0,26860)	(-0,01433)	(0,05052)	(-0,10435)	(-1,17711)	(0,03215)	(0,02810)	(0,26963)	(-0,02656)	(-0,00506)
	[0,26869]	[-0,01432]	[0,05054]	[-0,10430]	[-1,17704]	[0,03217]	[0,02813]	[0,26967]	[-0,02656]	[-0,00505]
6. Leite	0,05285	0,06305	-0,01201	0,13431	0,04160	-1,38144	0,02956	0,14804	-0,05772	0,14330
	(0,05280)	(0,06303)	(-0,01202)	(0,13430)	(0,04160)	(-1,38150)	(0,02956)	(0,14802)	(-0,05774)	(0,14327)
	[0,05287]	[0,06306]	[-0,01199]	[0,13432]	[0,04161]	[-1,38141]	[0,02958]	[0,14804]	[-0,05769]	[0,14334]
7. S/álcool	-0,01254	-0,03414	0,06177	-0,11929	0,06591	0,04786	-1,25696	-0,06261	-0,02358	0,08940
	(-0,01262)	(-0,03416)	(0,06174)	(-0,11932)	(0,06590)	(0,04785)	(-1,25705)	(-0,06265)	(-0,02362)	(0,08935)
	[-0,01251]	[-0,03414]	[0,06180]	[-0,11928]	[0,06592]	[0,04786]	[-1,25695]	[-0,06259]	[-0,02356]	[0,08948]
8. Álcool	1,00157	-0,03881	-0,01992	0,01993	0,14164	0,07169	0,18425	-1,85856	0,62915	0,04105
	(1,00148)	(-0,03882)	(-0,01992)	(0,01993)	(0,14163)	(0,07168)	(0,18418)	(-1,85864)	(0,62913)	(0,04103)
	[1,00172]	[-0,03880]	[-0,01991]	[0,01993]	[0,14165]	[0,07169]	[0,18433]	[-1,85855]	[0,62919]	[0,04108]
9. Cigarro	0,56367	-0,17600	-0,07242	0,00069	0,02233	-0,14556	-0,14968	0,75651	-1,96513	0,28039
	(0,56359)	(-0,17605)	(-0,07248)	(0,00064)	(0,02232)	(-0,14560)	(-0,14970)	(0,75616)	(-1,96550)	(0,28030)
	[0,56392]	[-0,17578]	[-0,07238]	[0,00071]	[0,02233]	[-0,14553]	[-0,14966]	[0,75666]	[-1,96505]	[0,28044]
10. Outros	-0,18241	0,00650	0,01035	0,03610	-0,00318	0,04604	-0,06326	-0,18459	0,11094	-1,03850
	(-0,18242)	(0,00648)	(0,01034)	(0,03609)	(-0,00318)	(0,04603)	(-0,06327)	(-0,18464)	(0,11092)	(-1,03854)
	[-0,18240]	[0,00651]	[0,01036]	[0,03612]	[-0,00318]	[0,04606]	[-0,06326]	[-0,18455]	[0,11100]	[-1,03840]

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e da Pnad 2008.

Obs.: 1. Valores calculados para mediana, com intervalo de confiança de 95%. Os valores entre parênteses e entre colchetes referem-se, respectivamente, aos limites mínimos e máximos do intervalo para a mediana.

2. S/álcool = bebidas sem teor alcoólico.

**TABELA 8**  
**Matriz de elasticidades-preço das demandas compensadas ou Hicksianas para os 10 grupos de produtos avaliados no Brasil (2008-2009)**

Grupo	Cereais (1)	Massas (2)	Frutas (3)	Carnes (4)	Aves (5)	Leite (6)	Sem álcool (7)	Álcool (8)	Cigarro (9)	Outros (10)
1. Cereais	-0,93052	0,01616	0,00653	0,14818	0,08580	0,06471	0,13363	0,16252	-0,04424	0,02599
	(-0,93053)	(0,01613)	(0,00651)	(0,14818)	(0,08579)	(0,06470)	(0,13361)	(0,16250)	(-0,04425)	(0,02593)
	[-0,93050]	[0,01619]	[0,00654]	[0,14819]	[0,08581]	[0,06472]	[0,13365]	[0,16253]	[-0,04424]	[0,02604]
2. Massas	0,01837	-0,81681	0,10657	0,08085	0,02810	0,13098	0,07020	0,00808	0,04803	0,23298
	(0,01834)	(-0,81681)	(0,10656)	(0,08083)	(0,02810)	(0,13096)	(0,07017)	(0,00808)	(0,04798)	(0,23294)
	[0,01837]	[-0,81679]	[0,10658]	[0,08089]	[0,02812]	[0,13102]	[0,07023]	[0,00809]	[0,04811]	[0,23310]
3. Frutas	-0,42226	0,06853	-1,24012	0,30969	0,10259	-0,01994	0,35608	0,01649	-0,23187	0,40265
	(-0,42250)	(0,06851)	(-1,24014)	(0,30966)	(0,10258)	(-0,01996)	(0,35606)	(0,01648)	(-0,23191)	(0,40264)
	[-0,42219]	[0,06858]	[-1,24011]	[0,30969]	[0,10260]	[-0,01990]	[0,35613]	[0,01649]	[-0,23183]	[0,40266]
4. Carnes	0,23958	0,11003	0,05692	-0,77807	0,06684	0,12048	0,05732	0,07215	0,05867	0,29335
	(0,23957)	(0,11001)	(0,05691)	(-0,77808)	(0,06683)	(0,12047)	(0,05731)	(0,07214)	(0,05866)	(0,29328)
	[0,23959]	[0,11004]	[0,05692]	[-0,77806]	[0,06684]	[0,12049]	[0,05733]	[0,07216]	[0,05867]	[0,29337]
5. Aves	0,34376	0,07130	0,09479	0,07410	-1,10765	0,09770	0,07023	0,28532	-0,00499	0,22856
	(0,34374)	(0,07127)	(0,09477)	(0,07404)	(-1,10766)	(0,09769)	(0,07022)	(0,28526)	(-0,00499)	(0,22853)
	[0,34380]	[0,07131]	[0,09479]	[0,07413]	[-1,10761]	[0,09772]	[0,07024]	[0,28532]	[-0,00498]	[0,22857]
6. Leite	0,14373	0,16243	0,03188	0,34055	0,10047	-1,30142	0,07311	0,16969	-0,03334	0,39138
	(0,14368)	(0,16241)	(0,03187)	(0,34053)	(0,10046)	(-1,30147)	(0,07310)	(0,16965)	(-0,03336)	(0,39134)
	[0,14375]	[0,16244]	[0,03190]	[0,34059]	[0,10048]	[-1,30136]	[0,07313]	[0,16970]	[-0,03332]	[0,39143]
7. S/álcool	0,06897	0,03398	0,10078	0,02165	0,11302	0,09994	-1,22106	-0,04140	-0,01129	0,27003
	(0,06885)	(0,03395)	(0,10077)	(0,02158)	(0,11300)	(0,09993)	(-1,22108)	(-0,04141)	(-0,01136)	(0,26998)
	[0,06899]	[0,03401]	[0,10080]	[0,02172]	[0,11304]	[0,09996]	[-1,22101]	[-0,04140]	[-0,01125]	[0,27005]
8. Álcool	1,12183	0,07230	0,02766	0,27426	0,21776	0,15387	0,23509	-1,82952	0,65391	0,41813
	(1,12167)	(0,07228)	(0,02765)	(0,27425)	(0,21775)	(0,15385)	(0,23505)	(-1,82959)	(0,65382)	(0,41810)
	[1,12198]	[0,07233]	[0,02768]	[0,27427]	[0,21777]	[0,15388]	[0,23513]	[-1,82951]	[0,65392]	[0,41819]
9. Cigarro	0,60330	-0,14430	-0,06268	0,04976	0,03911	-0,12219	-0,13674	0,76227	-1,95420	0,38883
	(0,60308)	(-0,14436)	(-0,06271)	(0,04975)	(0,03911)	(-0,12226)	(-0,13679)	(0,76201)	(-1,95441)	(0,38875)
	[0,60333]	[-0,14424]	[-0,06262]	[0,04979]	[0,03912]	[-0,12214]	[-0,13668]	[0,76248]	[-1,95414]	[0,38887]
10. Outros	0,04531	0,25635	0,14930	0,52045	0,17971	0,24329	0,04071	-0,15538	0,11501	-0,15222
	(0,04521)	(0,25622)	(0,14922)	(0,52037)	(0,17966)	(0,24325)	(0,04065)	(-0,15555)	(0,11485)	(-0,15240)
	[0,04535]	[0,25639]	[0,14937]	[0,52066]	[0,17979]	[0,24331]	[0,04079]	[-0,15527]	[0,11501]	[-0,15200]

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e da Pnad 2008.

Obs.: 1. Valores calculados para mediana, com intervalo de confiança de 95%. Os valores entre parênteses e entre colchetes referem-se, respectivamente, aos limites mínimos e máximos do intervalo para a mediana.

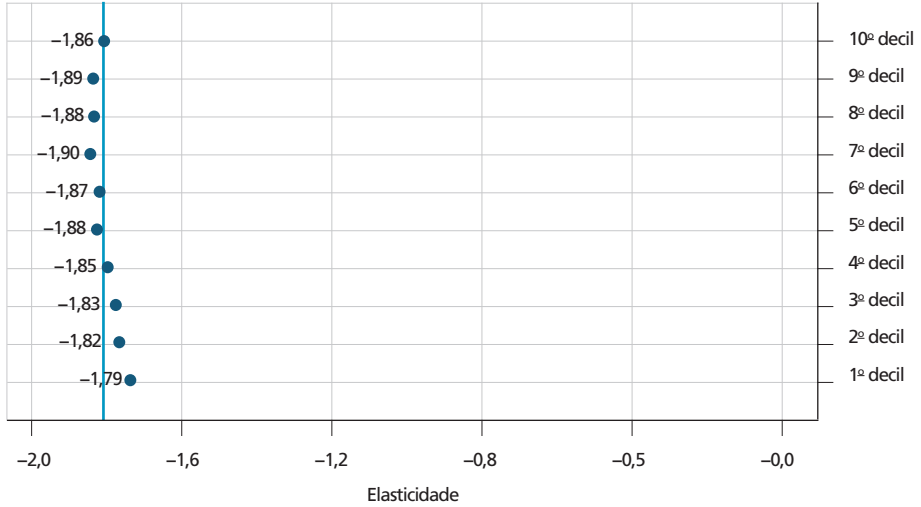
2. S/álcool = bebidas sem teor alcoólico.

Sobre a elasticidade para o cigarro maior que uma unidade calculada para o caso brasileiro, algumas hipóteses podem ser realçadas, a saber: quantitativo relativamente grande de pessoas com registro esporádico de consumo, girando em torno de 20% do número total de indivíduos com a experiência do uso do cigarro, segundo a Pnad 2008 – de modo que para este perfil de usuários as mudanças nos preços podem gerar uma maior sensibilidade na demanda do que para os consumidores com maior frequência de utilização; legislação não tarifária, como a proibição do uso do cigarro em locais fechados e advertências sobre as consequências do tabagismo a saúde impressas nos maços do produto, pode contribuir com uma mudança nas preferências dos usuários, tornando-os mais susceptíveis a choque nos preços do cigarro – conforme a pesquisa especial de tabagismo da Pnad 2008, por exemplo, mais de 90% dos inqueridos se sentem tocados pelas advertências sobre os riscos do cigarro, pensando inclusive em parar de fumar; demanda por bebida alcoólica incluída no sistema, pois segundo Gallet e List (2003) a elasticidade-preço do cigarro fica maior quando estimada em conjunto com a demanda por álcool.

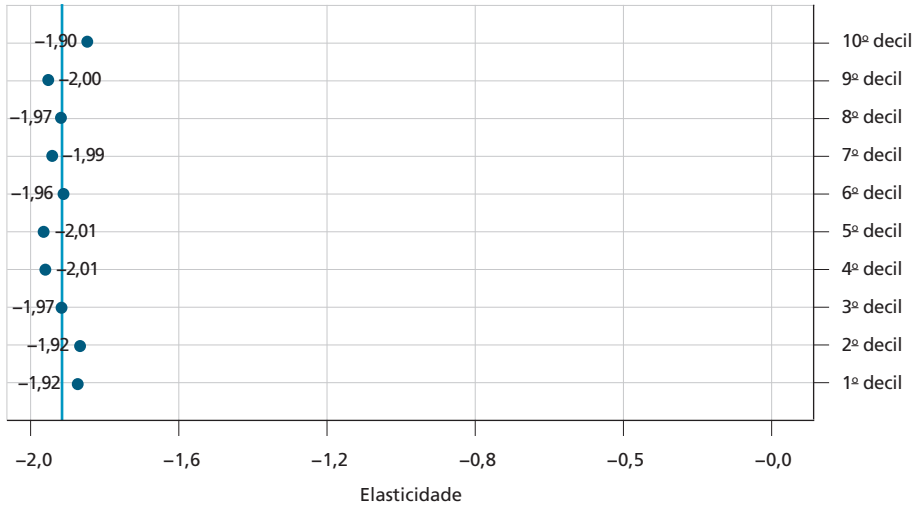
Nos gráficos 5A e 5B são mostradas as elasticidades-preço da demanda não compensada por decil de renda familiar *per capita* para as bebidas alcoólicas e cigarro. Por meio dessa ilustração, verifica-se que a demanda elástica dos dois produtos é identificada para diferentes níveis econômicos das famílias. Todavia, o consumo de bebidas com teor alcoólico é mais sensível ao preço para as famílias mais ricas (-1,86) do que para as mais pobres (-1,79), possivelmente reverberando os distintos tipos de bebidas consumidos entre elas. Já que famílias com menor rendimento registram uma maior parcela de despesas com bebidas alcoólicas com baixo valor de mercado (como aguardente) quando se compara com as bebidas consumidas pelos domicílios com maior nível de renda, que adquirem itens com maior preço (como vinho, uísque etc.). Em relação ao gráfico 5B, as elasticidades não apresentam uma relação bem definida com o nível econômico familiar. Pelos extremos dos decis de renda, as famílias mais ricas e mais pobres exibem praticamente a mesma sensibilidade a mudanças de preços do próprio cigarro. Essa última constatação, pode ser fruto relativamente da menor amplitude de preços e variedade de cigarro.

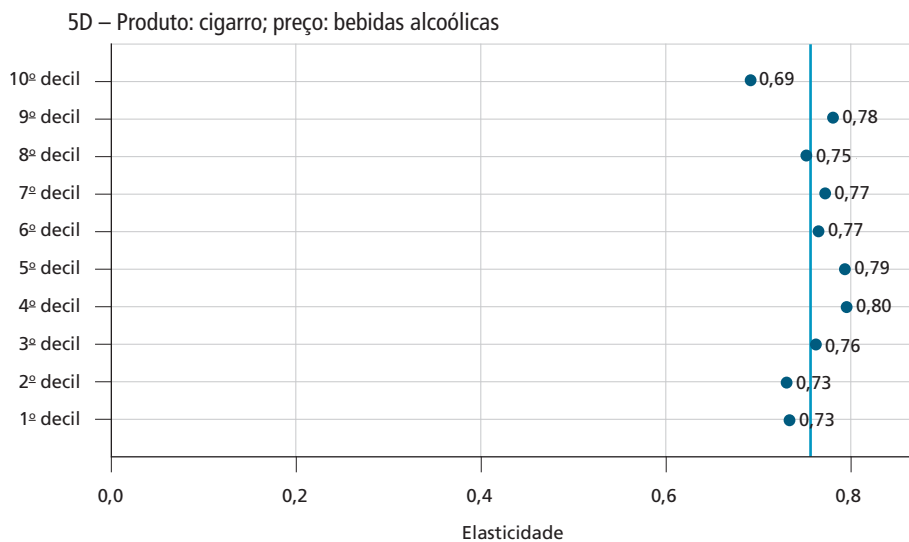
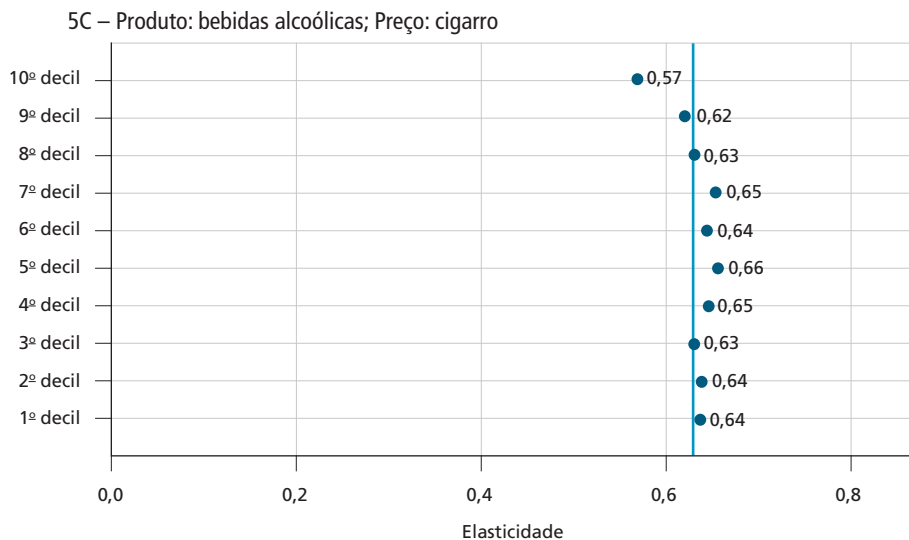
## GRÁFICO 5

Elasticidades-preço das demandas não compensadas ou Marshallianas para bebidas alcoólicas e cigarro (ambos sentidos) por decil da renda familiar *per capita*  
5A – Produto/preço: bebidas alcoólicas



## 5B – Produto/preço: cigarro





Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e da Pnad 2008.  
 Obs.: A linha vertical representa a elasticidade-preço cruzada total. As elasticidades são estatisticamente diferentes de zero a pelo menos 5% de significância.

Ao procurar na literatura nacional estudos que haviam estimado a relação cruzada de preços e quantidade demanda por cigarro e bebidas alcoólicas, verificou-se a escassez de trabalhos que fazem esse tipo de análise para o Brasil. Entre as pesquisas apresentadas na tabela 1, apenas Pintos-Payeras (2009) estima a elasticidade-preço cruzada da demanda para cigarro e bebidas alcoólicas. Usando dados da POF 2002-2003 e considerando a demanda não compensada, ele mostra que a elasticidade-preço cruzada da demanda para esses produtos, apesar de exibirem coeficientes negativos ( $E_{89}^v = -0,04$  e  $E_{98}^v = -0,016$ ), não são estatisticamente diferentes de zero.

Diante desse cenário de escassez de evidências para o caso brasileiro sobre a relação de complementariedade ou de substitutibilidade em termos de preços de bebidas alcoólicas e cigarro, pelas estimativas reportadas na tabela 7 e gráficos 5C e 5D, esses bens podem ser classificados como substitutos ( $E_{89}^v > 0$  e  $E_{98}^v > 0$ ). Ressalta-se que esses coeficientes são estatisticamente diferentes de zero a pelo menos 5% de significância. A quantidade demandada de cigarro, entretanto, tem uma resposta ligeiramente maior às modificações nos preços de bebidas alcoólicas do que o inverso.

As evidências apresentadas no gráfico 3C realçam que a desconsideração dos ajustes na estimação dos parâmetros do Quaid tenderia a subestimar as elasticidades-preço cruzada da demanda para valores próximos a zero para esses bens, tendo em conta o vetor de consumo e a amostra utilizada nesta pesquisa. Logo, a incorporação de ajustes no sistema de demanda para questões como valores censurados de consumo – algo que merece atenção, principalmente para as informações disponíveis na POF 2008-2009 acerca dos gastos com cigarro e bebidas alcoólicas – fazem com que os coeficientes de elasticidades sejam mais robustos. Os achados deste trabalho acompanham as indicações de outros estudos na literatura empírica internacional como Fan, Cramer e Wailes (1994), Goel e Morey (1995), Decker e Schwartz (2000) e Koksál e Wohlgenant (2013).

No que concerne à relação de complementariedade e substitutibilidade entre as diferentes categorias de itens às alterações nos preços do cigarro e álcool (demandas não compensada e compensada), nota-se que a maior parte dos produtos são substitutos às bebidas alcoólicas ( $E_{ij} > 0$ ), enquanto para o cigarro metade são complementares ( $E_{ij} < 0$ ) e a outra parte substitutos ( $E_{ij} > 0$ ). Dessa maneira, um choque nos preços das bebidas alcoólicas resultaria em uma maior demanda por outros produtos considerados, incluindo o cigarro que detém a maior elasticidade-preço cruzada com a bebida alcoólica. Já para uma variação no preço do cigarro, a tendência central demonstra que parte dos efeitos cruzados gerariam, muito embora ínfimas, em uma redução na demanda por itens alimentares.

Os gráficos 5C e 5D mostram as elasticidades-preço cruzadas para bebidas alcoólicas e cigarro ao longo dos diferentes decis de renda familiar *per capita*.

Essas ilustrações não indicam uma clara associação entre o estrato de renda e a sensibilidade da demanda por álcool às modificações nos preços do cigarro ou nas respostas da demanda por cigarro em relação às mudanças nos preços das bebidas alcoólicas. De uma forma global, as elasticidades-preço cruzadas calculadas para tais produtos não exibem uma elevada dispersão entre as famílias mais ricas ou mais pobres, o que se observa de fato é que a relação de substitutibilidade é mantida para os diferentes níveis econômicos familiares.

Em termos de políticas tributárias, por exemplo, tais informações podem ser úteis para calibrar reajustes tarifários, ponderando aspectos equitativos do sistema, e identificar a repercussão do ajustamento da demanda pós-mudanças tarifárias sobre o bem-estar dos agentes. Destarte, o cigarro e as bebidas alcoólicas podem se reforçar em termos de consumo, visto a posição de destaque no orçamento familiar para as unidades que apresentam despesas com esses dois itens em simultâneo. Contudo, em relação aos preços, estes dois grupos de produtos são substitutos para todos os níveis de renda familiar *per capita*.<sup>20</sup>

As elasticidades-preço da demanda compensada, que ponderam a influência do efeito renda, exibem as seguintes alterações quando confrontadas com a demanda não compensada: as categorias de produtos com baixo grau de complementariedade passam a ser denotadas como substitutas (vide, por exemplo, as medidas para massas e frutas na linha das bebidas com teor alcoólico para as demandas Marshallianas e Hicksianas); os que já possuíam a classificação de produtos substitutos têm suas magnitudes ampliadas – como a relação de substituição entre cigarro e álcool; e os que continuam como complementares, apesar do efeito renda, têm uma redução absoluta no coeficiente. Nesta pesquisa, as elasticidades Hicksianas, tendo por base a equação 12, são usadas para o cálculo da variação compensatória, medida de bem-estar usada para as simulações de choques nos preços.

### 5.3 Mudanças nos preços e variação do bem-estar

Esta subseção exhibe os impactos no bem-estar em função dos choques de preços usando a VC com e sem efeito substituição, supondo uma maior tarifa de imposto que resulta em um aumento de 10% no preço ao consumidor para as bebidas alcoólicas e cigarro, dado todos os demais fatores constantes.

Levando em conta os argumentos teóricos e empíricos sobre os chamados bens de vício, Chaloupka e Warner (1999), Chaloupka, Tauras e Grossman (2000) e Cawley e Ruhm (2011) relatam que cigarro e bebidas são produtos que não podem

---

20. Não existem evidências, por exemplo, que a proibição do uso do cigarro em locais fechados no país em 1996 (que aumentou o seu custo de oportunidade) implicou redução no consumo de álcool e que mais, recentemente, a Lei Seca (que também amplia os custos do consumo de bebidas alcoólicas para os motoristas) induziu negativamente a demanda por cigarro. O trabalho de Koxal e Wohlgenant (2013) reforça esta tese de substitutibilidade dos dois produtos com base em dados de consumo para os Estados Unidos.

ser tratados como males, dado que a curva de utilidade dos seus demandantes respeita às propriedades microeconômicas. Além disso, para Becker e Murphy (1988) os demandantes de produtos como cigarro e bebida com teor alcoólico possuem preferências estáveis – com exceção daqueles consumidores com elevado nível de vício. Dessa forma, considerando Peck, Chaloupka e Jha, (2000), a VC pode interpretada no presente estudo como o nível de resistência das famílias em abdicar o consumo de cigarro ou bebidas alcoólicas.

Esse ambiente de variação de preços está em consonância com as diretrizes atuais das políticas de combate às doenças crônicas não transmissíveis – para mais detalhes ver Brasil (2011) – e tributária brasileira, que prevêem reajustes nas alíquotas do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), Programa de Integração Social (PIS)/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (Pasep) e Contribuição para Financiamento da Seguridade Social (Cofins) para essas categorias de produtos.<sup>21</sup> A tabela 9 exibe a variação compensatória com e sem efeito de substituição, medida em termos de percentuais do dispêndio restrito aos dez itens avaliados, para os consumidores de bebidas alcoólicas e cigarro por decil de renda para cada grande região do país.

TABELA 9

**Variação compensatória com e sem efeito substituição (ES) para os consumidores de bebidas alcoólicas e cigarro, conforme decil de renda e macrorregiões – supondo uma elevação de 10% no preço das bebidas e do cigarro**  
(Perda de bem-estar das famílias, em %)

Decil de renda	Álcool – Sem ES						Álcool – Com ES					
	NO	NE	SE	SU	CO	Total	NO	NE	SE	SU	CO	Total
1ª	0,239	0,203	0,348	0,451	0,350	<b>0,245</b>	0,235	0,199	0,341	0,440	0,343	<b>0,240</b>
2ª	0,372	0,332	0,441	0,530	0,549	<b>0,384</b>	0,366	0,326	0,433	0,507	0,538	<b>0,377</b>
3ª	0,453	0,405	0,568	0,675	0,486	<b>0,485</b>	0,447	0,396	0,556	0,660	0,475	<b>0,475</b>
4ª	0,527	0,469	0,708	0,950	0,550	<b>0,603</b>	0,518	0,460	0,694	0,936	0,538	<b>0,592</b>
5ª	0,617	0,541	0,745	0,906	0,594	<b>0,685</b>	0,606	0,531	0,726	0,885	0,584	<b>0,671</b>
6ª	0,677	0,495	0,860	0,937	0,703	<b>0,740</b>	0,664	0,485	0,835	0,910	0,686	<b>0,724</b>
7ª	0,712	0,663	0,919	1,112	0,781	<b>0,872</b>	0,700	0,651	0,900	1,079	0,763	<b>0,852</b>
8ª	0,715	0,765	1,140	1,267	0,944	<b>1,067</b>	0,699	0,749	1,115	1,236	0,925	<b>1,044</b>
9ª	1,136	0,969	1,289	1,614	1,155	<b>1,289</b>	1,120	0,949	1,254	1,576	1,131	<b>1,256</b>
10ª	1,508	1,415	1,891	2,183	2,076	<b>1,884</b>	1,484	1,390	1,850	2,133	2,039	<b>1,842</b>
<b>Total</b>	<b>0,542</b>	<b>0,437</b>	<b>0,982</b>	<b>1,180</b>	<b>0,795</b>	<b>0,787</b>	<b>0,533</b>	<b>0,429</b>	<b>0,961</b>	<b>1,148</b>	<b>0,778</b>	<b>0,770</b>

(Continua)

21. Esse valor usado nesta pesquisa é para fins de avaliação de políticas tributárias ou choques de oferta, não reproduzindo o valor expresso nas leis. A título de exemplo, a Portaria do Ministério da Fazenda nº 181, de 31 de março de 2014, presume uma alta em torno de 6% na tarifa para a cerveja quando comparado com as alíquotas vigentes no Decreto nº 7.820, de 2012.



(Continuação)

Decil de renda	NO	NE	SE	SU	CO	Total	NO	NE	SE	SU	CO	Total
1ª	0,418	0,651	0,853	0,694	0,830	<b>0,674</b>	0,392	0,622	0,813	0,661	0,789	<b>0,641</b>
2ª	0,378	0,448	0,885	0,666	0,779	<b>0,568</b>	0,354	0,424	0,851	0,628	0,759	<b>0,538</b>
3ª	0,344	0,398	0,852	0,633	0,746	<b>0,570</b>	0,320	0,375	0,818	0,599	0,714	<b>0,541</b>
4ª	0,357	0,383	0,786	0,521	0,719	<b>0,551</b>	0,338	0,362	0,744	0,491	0,683	<b>0,524</b>
5ª	0,352	0,337	0,717	0,518	0,686	<b>0,544</b>	0,329	0,316	0,685	0,494	0,661	<b>0,517</b>
6ª	0,330	0,356	0,726	0,538	0,690	<b>0,573</b>	0,311	0,337	0,695	0,509	0,660	<b>0,543</b>
7ª	0,320	0,321	0,697	0,514	0,679	<b>0,567</b>	0,302	0,301	0,661	0,481	0,648	<b>0,537</b>
8ª	0,311	0,303	0,642	0,509	0,594	<b>0,534</b>	0,287	0,281	0,615	0,480	0,565	<b>0,508</b>
9ª	0,162	0,183	0,599	0,422	0,566	<b>0,482</b>	0,150	0,171	0,573	0,392	0,542	<b>0,458</b>
10ª	0,164	0,094	0,385	0,273	0,274	<b>0,310</b>	0,144	0,082	0,366	0,254	0,262	<b>0,292</b>
<b>Total</b>	<b>0,330</b>	<b>0,388</b>	<b>0,655</b>	<b>0,481</b>	<b>0,612</b>	<b>0,525</b>	<b>0,310</b>	<b>0,366</b>	<b>0,625</b>	<b>0,452</b>	<b>0,584</b>	<b>0,498</b>

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e da Pnad 2008.

Obs.: 1. Todos os valores são calculados para mediana e estatisticamente diferentes de zero a pelo menos 5% de significância.

2. NO = Norte; NE = Nordeste; SE = Sudeste; SU = Sul; CO = Centro-Oeste.

Conforme a tabela 9, existem perdas para os consumidores em todos os decis de renda e agrupamentos regionais, com mais intensidade para as bebidas alcoólicas. Conforme as interpretações decorrentes da teoria de bens de vício para consumidores míopes e para os efeitos de consumo imediato (Chaloupka, Tauras e Grossman [2000]), a medida de variação compensatória sugere que, em geral, as famílias demandantes por álcool, no comparativo para o quadro de variações do cigarro, exibem uma maior resistência para reduzirem o consumo do produto.

No cômputo total para o modelo com ES, um choque de 10% no preço das bebidas alcoólicas requer uma compensação monetária de 0,770% do dispêndio restrito ao vetor de consumo considerado para manutenção do nível de utilidade inicial (pré-mudança de preços). Já para o cigarro a taxa de compensação é de 0,498% do dispêndio restrito presumindo uma alta de 10% no seu preço. Em ambos os cenários, o ajustamento da demanda para a totalidade dos casos é de apenas 0,02 pontos percentuais (p.p.) para o álcool e 0,03 p.p. para o cigarro, evidenciando um baixo saldo das relações de complementariedade e substitutibilidade para essas categorias em relação aos demais itens alimentares do vetor de consumo.

Ao observar a tendência central da VC por decil de renda familiar, pontua-se dois comportamentos distintos para a mudança de preços no cigarro e do álcool. Quanto maior o nível econômico familiar maior tende a ser o nível de resistência para as unidades familiares reduzirem seu consumo de bebidas alcoólicas, enquanto que para o cigarro essa relação é inversa. No caso do Nordeste, região que apresenta maior amplitude entre os valores do primeiro e do último decil, verifica-se que a

diferença entre os mais ricos e mais pobres na taxa de compensação financeira é de quase 600% para reduzir o consumo de bebidas alcoólicas e de -87% para o cigarro. Desse modo, é como se existisse uma maior resistência para abdicar do uso de álcool entre os mais ricos, ao passo que para os mais pobres essa resistência estaria mais fortemente relacionada com as unidades de nível econômico mais baixo.

Como, por exemplo, as maiores taxas de compensação para os choques nos preços das bebidas com teor alcoólico ocorrem, com pequenas oscilações, para os níveis mais altos de renda e em direção das regiões mais desenvolvidas do país em termos socioeconômicos. Outro fator de destaque nos resultados do exercício de microssimulação, diz respeito ao caráter distributivo de políticas tarifárias sobre o preço dos produtos em destaque. Enquanto a taxa de compensação financeira para uma família no primeiro decil de renda da região Nordeste, caso da bebida, é de 0,20% da sua despesa restrita, para uma família do décimo decil na mesma região este valor é de 1,39%. Em termos regionais, uma família do Sul na base da distribuição de renda *per capita* exibe uma VC de 0,44%, um índice 121% superior ao verificado para uma família nordestina com mesmo perfil de renda. Tendo em conta o trabalho de Peck, Chaloupka e Jha (2000) sobre as possíveis interpretações da VC para bens de vício, as famílias residentes na região Sul tendem a ser mais resistentes a reduzirem a demanda por bebidas alcoólicas do que unidades de consumo de outras regiões para os diferentes estratos de renda.

No intuito de detalhar a variação compensatória por unidade federativa, o gráfico 6 reporta como as alterações nos preços desses produtos variam entre as famílias situadas nos estados brasileiros.

Por meio do gráfico 6, depreende-se que alterações nos preços desses produtos têm efeitos distintos entre os estados brasileiros. Contudo, de toda forma, os indicativos em nível macrorregional expressos na tabela 9 são ratificados. No cenário de mudanças de tarifas das bebidas alcoólicas, as famílias com maior taxa relativa de compensação, pertencentes à última classe do intervalo, estão localizadas no Rio Grande do Sul (1,28%), Santa Catarina (1,17%), São Paulo (1,08%), Distrito Federal (1,03%) e Paraná (1,00%). Já para o cigarro, as unidades que requerem as maiores taxas de variação compensatória são Rio de Janeiro (0,76%), Espírito Santo (0,72%), Mato Grosso (0,71%), Minas Gerais (0,64%) e Goiás (0,63%). Pela distribuição desses resultados, nota-se que uma maior resistência das famílias para reduzirem o consumo de cigarro e, sobretudo, de bebidas alcoólicas ocorre mais fortemente nos estados do eixo Centro-Sul do país.

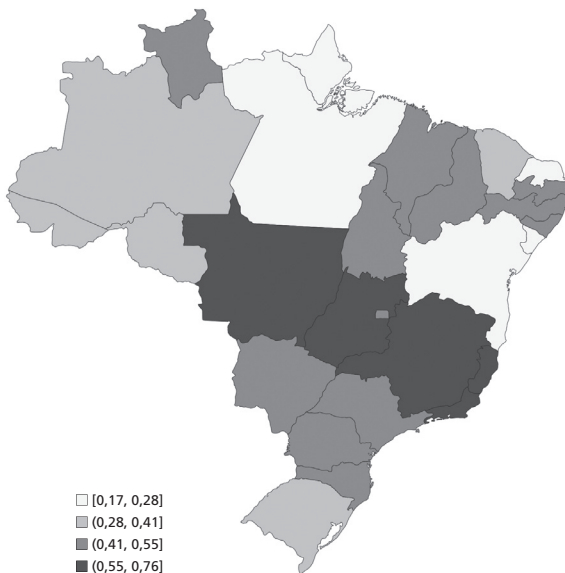
GRÁFICO 6

**Varição compensatória com ajustamento de demanda para os consumidores de bebidas alcoólicas e cigarro, conforme unidade federativa (perda de bem-estar) (Em %)**

6A – Bebidas alcoólicas



6B – Cigarro



Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e da Pnad 2008.

Obs.: Intervalo de classes construído pelo método de otimização de Jenks (quebras naturais) para os valores da mediana. Todos os valores de VC calculados para mediana são estatisticamente diferentes de zero a pelo menos 5% de significância.

Como os consumos de cigarro e bebidas alcoólicas associam-se com uma série de externalidades negativas para a sociedade, as políticas tarifárias restritivas podem ser utilizadas para desestimular a sua procura, bem como gerar receitas para custear os serviços públicos de saúde, por exemplo. O somatório das compensações monetárias das famílias em respostas ao choque de 10% nos preços do álcool e cigarro totalizam apenas 4,6% dos gastos anuais estimados das DCNT pelo Sistema Único de Saúde (SUS), com as despesas de procedimentos ambulatoriais e internações.<sup>22</sup> Adverte-se que os custos da sociedade com as externalidades do uso de cigarro e bebidas alcoólicas incluem, além das despesas do SUS, absenteísmo, aposentadorias precoces, perda de produtividade etc. (Brasil, 2005), bem como um elevado número de mortes relacionados direta e indiretamente com a utilização desses produtos (Who, 2011).

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por meio do modelo Quaidis com ajustes para o consumo censurado e endogeneidade dos gastos totais, observa-se que a demanda pelas dez categorias de produtos mantém relações com os preços, renda e fatores conjunturais e locais. Tais fatos ilustram a necessidade de se compreender melhor a demanda por produtos que estão na lista dos fatores de risco modificáveis à saúde que mais causam mortes no Brasil, de modo a identificar como alterações motivadas por políticas públicas podem repercutir sobre os seus consumidores.

A elasticidade-dispêndio restrita da demanda por cigarro e bebidas alcoólicas é positiva, mas menor do que um para o primeiro produto. Para a bebida alcoólica, um choque positivo nas despesas restritas aos dez grupos de produtos estudados propicia uma ampliação proporcionalmente maior em sua procura para qualquer estrato de renda familiar *per capita* e macrorregião de localização da família. Além do mais, dentre as dez categorias de produtos, a elasticidade da despesa restrita por bebidas com teor alcoólico apresenta o segundo valor (perdendo apenas para o grupo de outros alimentos), sendo este fato válido para todos os estratos de renda familiar, inclusive para as famílias mais pobres que fazem parte do grupo de interesse das políticas sociais de transferência de renda.

Pela matriz de elasticidade-preço das demandas compensadas e não compensadas, o cigarro e as bebidas alcoólicas possuem uma relação de substitutibilidade em termos de preços cruzados em ambos os sentidos. Essa informação é importante para identificar que modificações nos preços de um desses produtos não originam redução de demanda do outro.

---

22. Estimativa de despesa calculada com base em Brasil (2005), que estimam esses custos para o ano de 2002 e a presente pesquisa usa o IGP-DI para corrigir esse valor para janeiro de 2009.

Alicerçados nessas medidas de elasticidades, o exercício de microssimulação de um aumento nos preços dos produtos mencionados sobre o bem-estar das famílias assinalam, em primeiro lugar, a existência de um baixo ajustamento de demanda para o vetor de consumo avaliado. Adicionalmente, dado que a VC indica as unidades mais resistentes em abdicar o uso desses produtos, constata-se que para a bebida alcoólica esse nível de resistência é maior para as famílias e regiões mais ricas, enquanto que para o caso do cigarro essa resistência em mudar os hábitos tende a ser mais elevada para as unidades pertencentes aos menores estratos de rendimento familiar. Portanto, essas evidências sugerem que a imposição de uma tarifa corretiva sobre o cigarro ou bebida alcoólica, admitindo que o custo social de utilização desses produtos é maior que o custo privado, teria eficácia distinta e com direções invertidas dependendo do produto a ser tributado no que tange às diferentes classes de renda das famílias. A compreensão dos fatores associados a tais evidências foge do escopo deste estudo.

Não obstante às perdas na utilidade para essas famílias resultantes de políticas tarifárias mais restritivas, é válido salientar que o somatório de todos os valores monetários anualizados da variação compensatória – tanto para a mudança de preços do cigarro quanto das bebidas alcoólicas – representa apenas uma parcela ínfima, por exemplo, dos custos diretos do SUS com procedimentos ambulatoriais e internações motivadas por DCNT. Como elevações de alíquotas tarifárias apresentam certos limites práticos, dado aspectos como sonegação fiscal, contrabando e substitutos ilícitos, pontua-se que ações voltadas para o desestímulo do consumo do cigarro e de bebidas alcoólicas devam ser mais amplas do que políticas restritivas sobre os preços destes itens. Nesse cenário, investigações futuras para o caso nacional deveriam analisar o custo-benefício de políticas tarifárias sobre os produtos que geram risco à saúde vis-à-vis a adoção de políticas não tarifárias (como projetos educativos), visto que Suranovic, Goldfarb e Leonard (1999) e Cawley e Ruhm (2011) sublinham que ações voltadas para as crianças e jovens são mais eficazes para atenuar o consumo no médio e longo prazo dos bens de vícios.

Como no Brasil, a única base de dados disponível para avaliar o consumo desses itens – a POF – não dispõe de informações sobre quantidades consumidas e preços para todo o vetor de consumo das famílias, logo uma avaliação mais ampla e com mais detalhamento da demanda não pode ser realizada sem que haja restrições empíricas. Ademais, os dados não possuem natureza longitudinal, de modo que os efeitos de longo prazo, por exemplo, do consumo dos chamados bens de vício sobre o bem-estar, decorrentes do estoque de consumo de álcool e cigarro, não podem ser desenvolvidos em nível da unidade de consumo. Dessa maneira, os resultados desta pesquisa foram construídos tendo por hipótese que as unidades de consumo são míopes, sendo assim as medidas calculadas, como destacam Chaloupka, Tauras e Grossman (2000), captam apenas os efeitos imediatos do consumo de álcool e cigarro.

## REFERÊNCIAS

- BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 4, p. 527-539, 1997.
- BARTEN, A. P. Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences. **Econometrica**, v. 32, n. 1, p. 1-38, 1964.
- \_\_\_\_\_. Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations. **European Economic Review**, v. 1, n. 1, p. 7-73, 1969.
- BECKER, G. S.; MURPHY, K. M. A Theory of Rational Addiction. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 4, p. 675-700, 1988.
- BILGIC, A.; YEN, S. T. Household food demand in Turkey: A two-step demand system approach. **Food Policy**, Elsevier Ltd, v. 43, p. 267-277, dec 2013.
- BLACKLOW, P.; NICHOLAS, A.; RAY, R. Demographic Demand Systems With Application To Equivalence Scales Estimation and Inequality Analysis: the Australian Evidence. **Australian Economic Papers**, v. 49, n. 3, p. 161-179, aug 2010.
- BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What Do We Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data? **The American Economic Review**, v. 83, n. 3, p. 570-597, 1993.
- BLUNDELL, R.; ROBIN, J. M. Estimation in large and disaggregated demand systems: an estimator for conditionally linear systems. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 3, p. 209-232, 1999.
- BRASIL. **A vigilância, o controle e a prevenção das doenças crônicas não transmissíveis DCNT no contexto do sistema único de saúde brasileiro: situação e desafios atuais**. Brasília: Ministério da Saúde, 2005.
- \_\_\_\_\_. **Plano de Ações Estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) no Brasil: 2011-2022**. Brasília: MS, 2011.
- CARVALHO, D. B.; SIQUEIRA, R. B. D.; NOGUEIRA, R. B. Características Distributivas e Impacto de Reformas Tributárias Sobre o Bem-Estar das Famílias no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 3, p. 263-282, 2013.
- CARVALHO, J. L.; LOBAO, W. Vício privado e políticas públicas: a demanda por cigarros no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 52, p. 67-104, 1998.
- CAWLEY, J.; RUHM, C. The Economics of Risky Health Behaviors. **NBER Working Paper n. 17081**, p. 1-162, 2011.
- CHALOUPKA, F.; WARNER, K. E. The economics of smoking. **NBER Working Paper n. 7047**, p. 1-70, 1999.

CHALOUPKA, F. J.; GROSSMAN, M. Price, Tobacco Control Policies and Youth Smoking. **NBER Working Paper**, n. 5740, p. 1-41, 1996.

CHALOUPKA, F. J.; TAURAS, J. A.; GROSSMAN, M. The economics of addiction Frank. In: JHA, P.; CHALOUPKA, F. J. (Ed.). **Tobacco Control in Developing Countries**. New York: Oxford University Press, 2000. cap. 5, p. 107-129.

CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSON, D. W.; LAU, L. J. Transcendental Logarithmic Utility Functions. **The American Economic Review**, v. 65, n. 3, p. 367-383, 1975.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An Almost Ideal Demand System. **The American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 312-326, 1980.

DECKER, S. L.; SCHWARTZ, A. E. Cigarettes and alcohol: substitutes or complements? **NBER Working Paper**, n. 7535, 2000.

DUFFY, M. Advertising in demand systems for alcoholic drinks and tobacco: a comparative study. **Journal of Policy Modeling**, v. 17, n. 6, p. 557-577, 1995.

\_\_\_\_\_. Advertising and food, drink and tobacco consumption in the United Kingdom: a dynamic demand system. **Agricultural Economics**, v. 28, n. 1, p. 51-70, jan 2003.

EAKINS, J. M.; GALLAGHER, L. A. Dynamic almost ideal demand systems: an empirical analysis of alcohol expenditure in Ireland. **Applied Economics**, v. 35, n. 9, p. 1025-1036, 2003.

FAN, S.; CRAMER, G.; WAILES, E. Food demand in rural China: evidence from rural household survey. **Agricultural Economics**, v. 11, p. 61-69, 1994.

FRIEDMAN, J.; LEVINSOHN, J. The Distributional Impacts of Indonesia's Financial Crisis on Household Welfare: A Rapid Response Methodology. **World Bank Economic Review**, v. 16, n. 3, p. 397-423, 2002.

GALLET, C. a.; LIST, J. a. Cigarette demand: a meta-analysis of elasticities. **Health Economics**, v. 12, n. 10, p. 821-35, 2003.

GIL, A. I.; MOLINA, J. A. Alcohol demand among young people in Spain: an addictive Quads. **Empirical Economics**, v. 36, n. 3, p. 515-530, 2009.

GOEL, R. K.; MOREY, M. J. The Interdependence of Cigarette and Liquor Demand. **Southern Economic Journal**, v. 62, n. 2, p. 451-459, 1995.

HECKMAN, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HEIEN, D.; WESSELLS, C. R. Demand Systems Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 8, n. 3, p. 365-71, 1990.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009**: despesas, rendimento e condições de vida. Rio de Janeiro: IBGE, 2010, p. 1-222.

JIMENEZ, S.; LABEAGA, J. M. Is it possible to reduce tobacco consumption via alcohol taxation? **Health Economics**, v. 3, n. 4, p. 231–241, 1994.

JOHNSON, J. A.; OKSANEN, E. H. Estimation of Demand for Alcoholic Beverages in Canada From Pooled Time Series and Cross Sections. **The Review of Economics and Statistics**, v. 59, n. 1, p. 113-118, 1977.

KEBEDE, B. Intra-Household allocations in Rural Ethiopia: a demand systems approach. **Review of Income and Wealth**, v. 54, n. 1, p. 1–26, 2008.

KOKSAL, A.; WOHLGENANT, M. Interdependence of tobacco and alcohol consumption: a natural experiment approach. *In: Agricultural & Applied Economics Association's 2013*. Washington, DC: AAEA, 2013. p. 1-26.

LAMPREIA, S. *et al.* Tabagismo no Brasil: Estimação das Elasticidades Preço e Renda na Participação e na Demanda por Cigarros Industrializados. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 45, n. 2, p. 245-270, 2015.

MENEZES, T. A.; SILVEIRA, F. G.; AZZONI, C. R. Demand elasticities for food products in Brazil: a two-stage budgeting system. **Applied Economics**, v. 40, n. 19, p. 2557-2572, 2008.

MUELLBAUER, J. Community Preferences and the Representative Consumer. **Econometrica**, v. 44, n. 5, p. 979–999, 1976.

OLIVER, A. S. Information technology and transportation: substitutes or complements? **MPRA paper**, n. 52896, p. 1-28, 2014.

PECK, R.; CHALOUKKA, F. J.; JHA, P. A welfare analysis of tobacco use. *In: JHA, P.; CHALOUKKA, F. J. (Eds.). Tobacco Control in Developing Countries*. New York: Oxford University Press, 2000. cap. 6, p. 131-151.

PINTOS-PAYERAS, J. A. Estimação do Sistema Quase Ideal de Demanda para uma cesta ampliada de produtos empregando dados da POF de 2002-2003. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 2, p. 231–255, 2009.

POI, B. P. From the help desk : Demand system estimation. **The Stata Journal**, v. 2, n. 4, p. 403–410, 2002.



\_\_\_\_\_. Demand-system estimation: Update. **The Stata Journal**, v. 8, n. 4, p. 2008, 2008.

\_\_\_\_\_. Easy demand-system estimation with quads. **The Stata Journal**, v. 12, n. 3, p. 433-446, 2012.

POLLAK, R. A.; WALES, T. J. Demographic Variables in Demand Analysis. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1533-551, 1981.

RAY, R. Measuring the costs of children: an alternative approach. **Journal of Public Economics**, v. 22, n. 1, p. 89-102, 1983.

SAFFER, H.; CHALOUPKA, F. Alcohol tax equalization and social costs. **Eastern Economic Journal**, v. 20, n. 1, p. 33-43, 1994.

SCHLINDWEIN, M. M.; KASSOUF, A. L. Análise da influência de alguns fatores socioeconômicos e demográficos no consumo domiciliar de carnes no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, n. 3, p. 549-572, sep 2006.

SHONKWILER, J. S.; YEN, S. T. Two-Step Estimation of a Censored System of Equations. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 4, p. 972-982, 1999.

SMALL, K. A.; ROSEN, H. S. Applied Welfare economics with discrete choice models. **Econometrica**, v. 49, n. 1, p. 105-130, 1981.

STONE, R. Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of british demand. **The Economic Journal**, v. 64, n. 255, p. 511-527, 1954.

SURANOVIC, S. M.; GOLDFARB, R. S.; LEONARD, T. C. An economic theory of cigarette addiction. **Journal of Health Economics**, v. 18, n. 1, p. 1-29, 1999. ISSN

01676296.

TEFERA, N.; DEMEKE, M.; RASHID, S. Welfare Impacts of rising food prices in rural Ethiopia: a quadratic almost ideal demand system approach. *In: Proceedings of the International Association of Agricultural Economists Conference*. Foz do Iguaçu: IAAE Triennial Conference, 2012. p. 1-48.

VU, L.; GLEWWE, P. Impacts of Rising Food Prices on Poverty and Welfare in Vietnam. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 36, n. 1, p. 14-27, 2011.

WANG, J.; *et al.* Consumer demand for alcoholic beverages : cross-section estimation of demographic and economic effects. **Review of Agricultural Economics**, v. 18, n. 3, p. 477-489, 1996.

WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. **A Conceptual Framework for Action on the Social Determinants of Health**. Geneva: WHO, 2010. 1-76 p.

\_\_\_\_\_. Burden: mortality, morbidity and risk factors. *In*: WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Global status report on noncommunicable diseases 2010**. Geneva: 2011. p. 9-32.

WOOD, B. D.; NELSON, C. H.; NOGUEIRA, L. Poverty effects of food price escalation: The importance of substitution effects in Mexican households. **Food Policy**, v. 37, n. 1, p. 77–85, 2012.

YAMAMOTO, C. H. **A demanda por bebidas alcoólicas no Brasil 2008-2009**. 2011. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2011.

YEN, S. T. A Multivariate Sample-Selection Model: Estimating Cigarette and Alcohol Demands with Zero Observations. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 87, n. 2, p. 453-466, 2005.

YEN, S. T.; LIN, B.-H.; SMALLWOOD, D. M. Quasi and Simulated-Likelihood Approaches to Censored Demand Systems: Food Consumption by Food Stamp Recipients in the United States. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 85, n. 2, p. 458-478, 2003.

YEN, S. T.; YUAN, Y.; LIU, X. Alcohol consumption by men in China: A non-Gaussian censored system approach. **China Economic Review**, Elsevier Inc., v. 20, n. 2, p. 162–173, jun 2009. ISSN 1043951X.

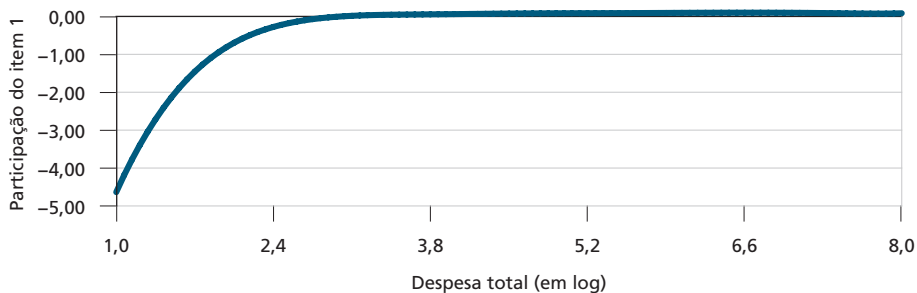
ZHENG, Z.; HENNEBERRY, S. R. An analysis of food grain consumption in urban Jiangsu Province of China. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 42, n. 2, p. 337-355, 2010.

## APÊNDICE

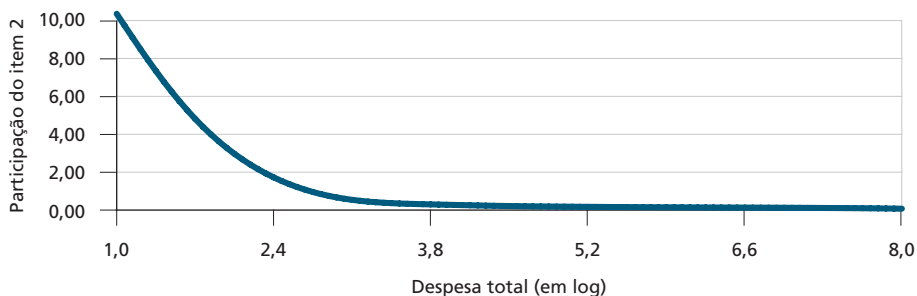
### GRÁFICO A.1

#### Curvas não paramétricas de Engel por grupos de produtos alimentares, bebidas e cigarro no Brasil (2008-2009)

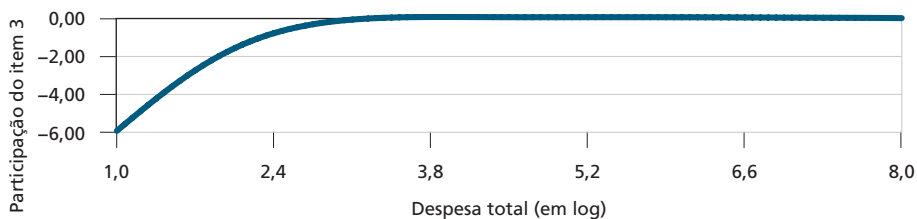
##### A.1A – Cereais e tubérculos



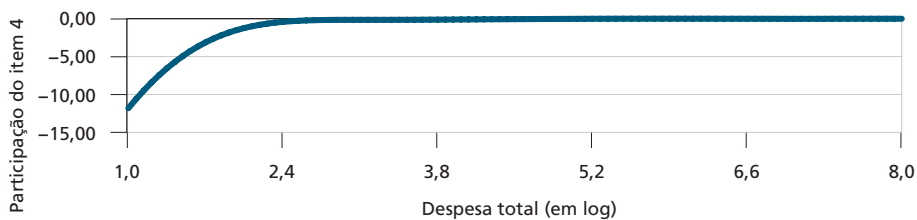
##### A.1B – Massas e panificados

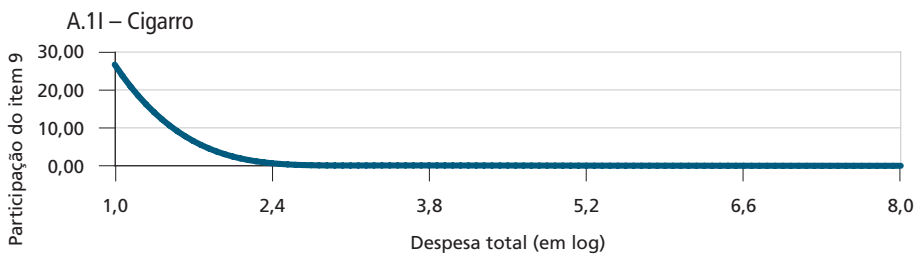
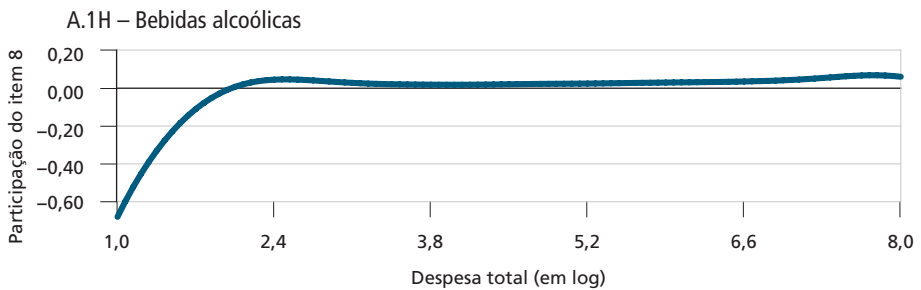
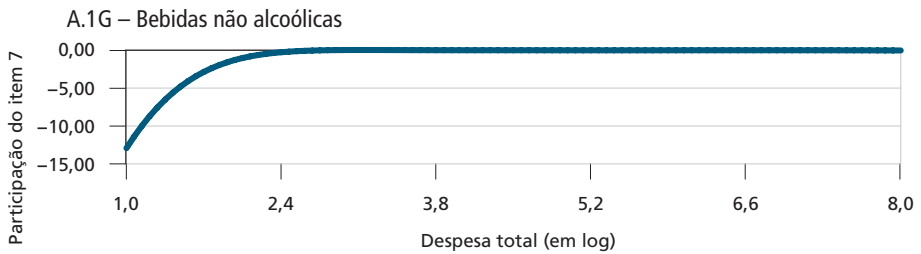
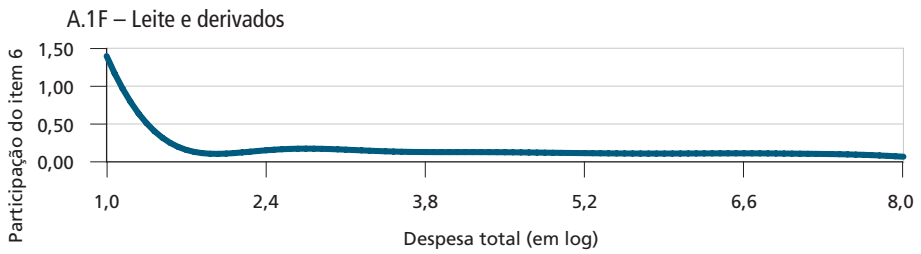
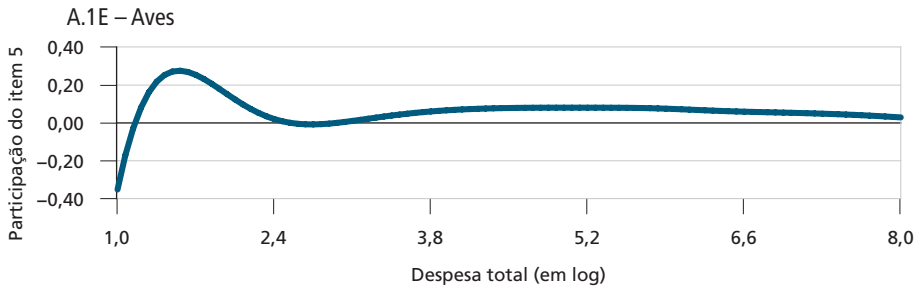


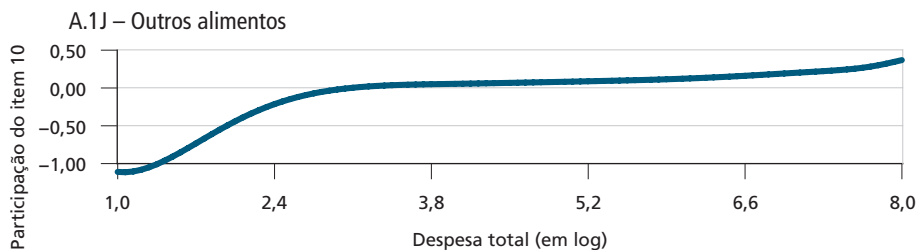
##### A.1C – Frutas e verduras



##### A.1D – Carnes







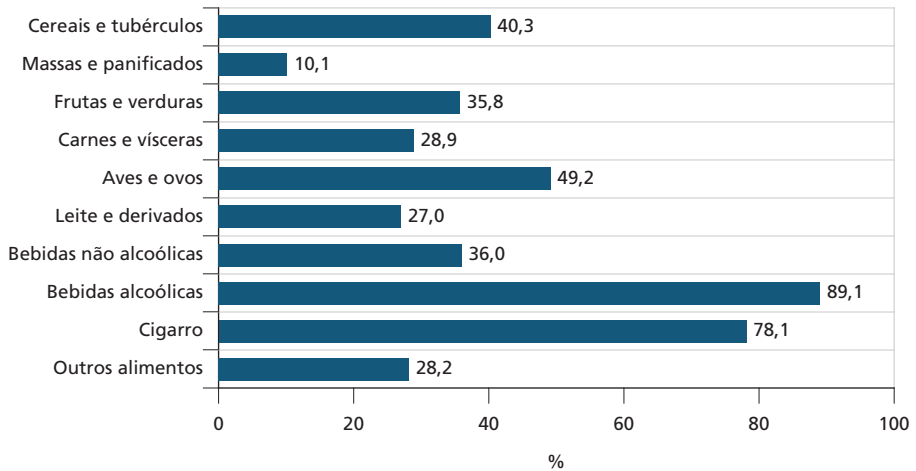
Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009.  
 Obs.: Regressão não paramétrica usando a abordagem *Linear Locally Estimation* com largura de banda de 0,40. Variável dependente é a participação do item nos gastos totais.

**TABELA A.1**  
**Estimativas do modelo *probit* multivariado – estágio de correção dos valores censurados**

Variáveis	Cereais (1)	Massas (2)	Frutas (3)	Carnes (4)	Aves (5)	Leite (6)	Sem álcool (7)	Álcool (8)	Cigarro (9)	Outros (10)
lnm	0,7400***	0,4619***	0,5249***	0,7995***	0,5881***	0,6134***	0,5968***	0,5458***	0,1621***	0,8975***
lnp1	-0,6408***	0,0654*	-0,4106***	-0,0760**	-0,0922***	0,0234	0,1096***	0,0583	0,0674**	0,1044***
lnp2	-0,2639***	-0,3675***	0,1506***	-0,0287	-0,0541**	0,2450***	0,0590**	0,0663	-0,0739***	-0,0063
lnp3	-0,2040***	-0,045	-0,5462***	0,0407	-0,0222	-0,0666***	0,0131	0,0970***	0,0905***	0,0515*
lnp4	-0,1555***	0,0465	-0,0735**	-0,5505***	-0,2114***	0,1131***	-0,1906***	0,0612	-0,1120***	-0,1183***
lnp5	-0,0782*	-0,1273*	-0,0404	-0,1368***	-0,7065***	-0,0906**	-0,0919**	-0,051	0,022	-0,1015**
lnp6	0,0254*	-0,0342*	-0,0032	0,0671***	-0,0342***	-0,5200***	0,1012***	0,0800***	0,0335**	0,1042***
lnp7	0,0910***	-0,1291***	-0,0368***	-0,0827***	-0,0270**	-0,0370***	-0,5761***	-0,1380***	0,0490***	0,0519***
lnp8	0,0514	0,0187	-0,0755	-0,1308*	0,092	0,0648	-0,2295***	-0,9784***	-0,1337**	0,0456
lnp9	-0,0082	0,2830***	0,2813***	0,0055	-0,2130***	0,0778	-0,0984*	0,0685	-0,3663***	0,1384**
lnp10	-0,3584***	-0,1641***	-0,0461***	-0,0767***	-0,0786***	-0,1590***	-0,3035***	0,0447***	0,0471***	-0,7257***
esc <sub>c</sub>	-0,0099***	0,0051	0,0100***	-0,0173***	-0,0094***	0,0244***	-0,0034	0,0124***	-0,0373***	0,0148***
idade <sub>c</sub>	-0,0017	-0,0166***	0,0059	-0,0021	-0,0044	-0,0168***	-0,0125***	0,0004	0,0342***	-0,0198***
idade <sub>c</sub> <sup>2</sup>	0,0015	0,0159***	0,0002	-0,0019	0,0045	0,0167***	0,0084**	-0,006	-0,0375***	0,0164***
mulher <sub>c</sub>	0,0420*	0,0838***	0,0968***	-0,0051	0,0971***	0,1226***	0,0328	-0,2188***	0,0267	0,0424*
ocupacao <sub>c</sub>	0,0228	0,0307	0,0776**	-0,0015	0,0429	0,0277	-0,0265	-0,0815	-0,0935***	-0,025
analf <sub>0</sub>	-0,0574	-0,3882***	-0,1547***	0,0163	-0,1412***	-0,2873***	-0,0854*	-0,0706	0,0515	0,0464
criancas <sub>1D</sub>	-0,0277**	0,0824***	-0,0365***	-0,0275**	0,0032	0,0491***	-0,0249**	-0,0884***	0,0473***	-0,0072
criancas <sub>2D</sub>	-0,0398***	0,0265	-0,0664***	0,0197	0,0062	-0,0649***	0,0128	-0,1249***	0,0255*	-0,0312*
ocupacao <sub>0</sub>	-0,0963**	-0,0931	-0,0837*	0,0059	-0,0426	-0,0304	0,0841*	0,3441***	0,3560***	0,1068**
urbana	0,0671***	0,5727***	0,1174***	0,2371***	0,1308***	0,3029***	0,1325***	0,0081	0,0435*	0,1383***
reg1	0,0467	-0,1684***	0,2108***	0,1811***	0,3080***	0,1172***	0,0722**	-0,2879***	-0,2650***	-0,4084***
reg2	0,1535***	0,1754***	0,1876***	0,1161***	0,3944***	0,2211***	0,025	-0,2158***	-0,2458***	-0,0621**
reg4	-0,0347	-0,1266***	0,1599***	-0,0074	-0,0642**	0,1196***	0,0995***	0,0870**	-0,0187	0,1131***
reg5	0,0751**	-0,3682***	0,021	-0,0195	-0,1239***	-0,1899***	0,0132	-0,0328	-0,1290***	-0,1812***
constante	-1,7485***	-0,3970*	-2,2659***	-1,8744***	-1,2866***	-2,3446***	-0,5761***	-3,1337***	-1,6534***	-2,5399***
N	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195
P	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325

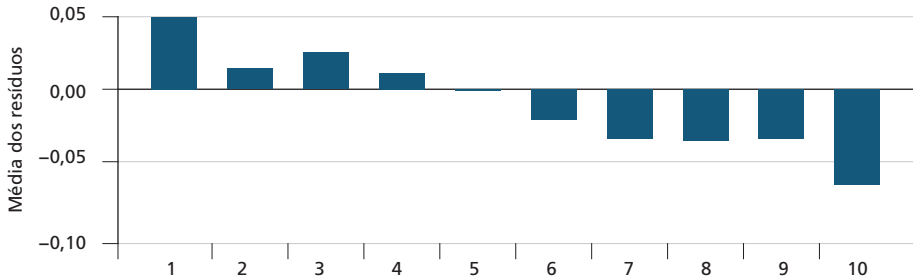
Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009.  
 Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = p-valor<0,1, p-valor<0,05 e p-valor<0,01, respectivamente.

GRÁFICO A.2

**Proporção de despesas nulas por categoria dos itens considerados**

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009.

GRÁFICO A.3

**Resíduos da equação reduzida das despesas totais por decil de renda**

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009.

TABELA A.2

**Matriz de correlação dos termos de erros das equações no modelo *probit* multivariado – estágio de correção dos valores censurados**

Equações	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2	0,1007c	-	-	-	-	-	-	-	-
3	0,2704c	0,1358c	-	-	-	-	-	-	-
4	0,0361c	0,1542c	0,1380c	-	-	-	-	-	-
5	0,1286c	0,0796c	0,2113c	0,0851c	-	-	-	-	-
6	0,0729c	0,3501c	0,1597c	0,1205c	0,1162c	-	-	-	-

(Continua)

(Continuação)

Equações	1	2	3	4	5	6	7	8	9
7	0,0992c	0,1853c	0,0801c	0,0696c	0,0651c	0,1824c	-	-	-
8	-0,0552c	-0,0227	0,0062	0,0102	-0,0593c	-0,0471b	0,0791c	-	-
9	-0,1226c	-0,1633c	-0,1375c	-0,1128c	-0,0963c	-0,1651c	-0,0644c	0,0383b	-
10	0,0759c	0,1007c	0,0052	-0,1290c	-0,0575c	0,0618c	0,2015c	-0,0072	-0,1642c

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009.

Obs.: 1. As letras a, b e c significam, respectivamente: p-valor<0,1, p-valor<0,05 e p-valor<0,01.

2. Estimativas ajustadas pelo o fator de expansão amostral da POF.

### TABELA A.3

#### Parâmetros do Quaid's sem ajustes para consumo censurado e endogeneidade das despesas totais

Parâmetros	Cereais (1)	Massas (2)	Frutas (3)	Carnes (4)	Aves (5)	Leite (6)	Sem álcool (7)	Álcool (8)	Cigarro (9)
$\alpha_i$	0,071898***	0,277061***	0,052612***	0,127283***	0,082077***	0,123165***	0,090549***	0,018092***	0,096942***
$\beta_t$	0,059843***	-0,129722***	-0,022422***	0,085772***	0,011689***	-0,030667***	-0,010537***	0,019752***	-0,066310***
$\gamma_{t1}$	-0,003440*	-0,001932	-0,007972***	0,000082	0,008970***	0,003629***	0,017312***	0,007587***	0,003712***
$\gamma_{t2}$	-0,001932	-0,017060***	0,009235***	-0,000143	0,000623	0,006695***	-0,000712	0,007049***	0,0017
$\gamma_{t3}$	-0,007972***	0,009235***	-0,038569***	0,007930***	0,004021***	-0,002693***	0,003676***	0,005871***	0,010473***
$\gamma_{t4}$	0,000082	-0,000143	0,007930***	-0,016934***	-0,010228***	0,011844***	0,005640***	0,003800***	-0,006855***
$\gamma_{t5}$	0,008970***	0,000623	0,004021***	-0,010228***	-0,017242***	0,001001	0,005090***	0,008038***	-0,000668
$\gamma_{t6}$	0,003629***	0,006695***	-0,002693***	0,011844***	0,001001	-0,031020***	0,004656***	0,004219***	-0,002718***
$\gamma_{t7}$	0,017312***	-0,000712	0,003676***	0,005640***	0,005090***	0,004656***	-0,030360***	-0,001999***	0,003430***
$\gamma_{t8}$	0,007587***	0,007049***	0,005871***	0,003800***	0,008038***	0,004219***	-0,001999***	-0,045332***	0,007167***
$\gamma_{t9}$	0,003712***	0,0017	0,010473***	-0,006855***	-0,000668	-0,002718***	0,003430***	0,007167***	-0,020551***
$\lambda_i$	0,000841	0,012503***	-0,003175***	-0,015710***	-0,008610***	0,003789***	0,000702*	0,001116***	0,004928***
$\eta(\text{esc}_c)$	-0,001431***	0,000255***	0,000637***	-0,000598***	-0,000783***	0,001481***	-0,000065	0,000207***	-0,000402***
$\eta(\text{idade}_c)$	-0,001035***	0,001031***	0,000640***	-0,000073	0,000546***	-0,000241**	0,000130*	-0,000496***	0,001463***
$\eta(\text{idade}_c^2)$	0,000768***	-0,000849***	-0,000353***	0,000072	-0,000508***	0,000351***	-0,000126*	0,000353***	-0,001436***
$\eta(\text{mulher}_c)$	0,000407	0,003174***	0,000053	-0,005395***	0,002613***	0,001171**	0,000354	-0,002928***	0,000506
$\eta(\text{analf}_c)$	0,002488	-0,003061**	-0,003366***	-0,00066	-0,001541	-0,000495	0,000938	-0,001295*	0,002517**
$\eta(\text{criancas}_{1D})$	0,000044	0,004658***	-0,001266***	-0,002398***	-0,000243	0,003416***	-0,000656***	-0,001489***	-0,001380***
$\eta(\text{criancas}_{2D})$	0,002123***	0,004121***	-0,002186***	0,000269	0,000770**	-0,003542***	0,000076	-0,001163***	-0,002100***
$\eta(\text{urbana})$	-0,005910***	0,005056***	-0,001104**	0,00036	-0,004134***	0,002194***	-0,001648***	0,000374	0,001919***
$\eta(\text{reg1})$	-0,011274***	0,005829***	0,007012***	0,025303***	0,014412***	-0,004251***	0,005001***	-0,001426**	-0,006507***
$\eta(\text{reg2})$	-0,006706***	0,014068***	0,004610***	0,010656***	0,017896***	-0,000445	-0,004228***	-0,002286***	-0,005633***
$\eta(\text{reg4})$	-0,011754***	0,008870***	0,001259	0,002299	0,002400***	0,000365	0,007007***	0,002067***	0,001179
$\eta(\text{reg5})$	0,004438***	-0,002918***	0,007870***	0,008403***	0,004897***	-0,006589***	0,004526***	-0,000325	-0,001503*

(Continua)

(Continuação)

Parâmetros	Cereais (1)	Massas (2)	Frutas (3)	Carnes (4)	Aves (5)	Leite (6)	Sem álcool (7)	Álcool (8)	Cigarro (9)
$\rho(\text{esc}_c)$	0,003163**	0,003163**	0,003163**	0,003163**	0,003163**	0,003163**	0,003163**	0,003163**	0,003163**
$\rho(\text{idadec})$	-0,023908***	-0,023908***	-0,023908***	-0,023908***	-0,023908***	-0,023908***	-0,023908***	-0,023908***	-0,023908***
$\rho(\text{idadec}^2)$	0,021484***	0,021484***	0,021484***	0,021484***	0,021484***	0,021484***	0,021484***	0,021484***	0,021484***
$\rho(\text{mulher}_c)$	-0,022642***	-0,022642***	-0,022642***	-0,022642***	-0,022642***	-0,022642***	-0,022642***	-0,022642***	-0,022642***
$\rho(\text{analf}_c)$	-0,077073***	-0,077073***	-0,077073***	-0,077073***	-0,077073***	-0,077073***	-0,077073***	-0,077073***	-0,077073***
$\rho(\text{criancas}_{10})$	0,016482***	0,016482***	0,016482***	0,016482***	0,016482***	0,016482***	0,016482***	0,016482***	0,016482***
$\rho(\text{criancas}_{20})$	0,038427***	0,038427***	0,038427***	0,038427***	0,038427***	0,038427***	0,038427***	0,038427***	0,038427***
$\rho(\text{urbana})$	0,041837***	0,041837***	0,041837***	0,041837***	0,041837***	0,041837***	0,041837***	0,041837***	0,041837***
$\rho(\text{reg1})$	-0,213654***	-0,213654***	-0,213654***	-0,213654***	-0,213654***	-0,213654***	-0,213654***	-0,213654***	-0,213654***
$\rho(\text{reg2})$	-0,217330***	-0,217330***	-0,217330***	-0,217330***	-0,217330***	-0,217330***	-0,217330***	-0,217330***	-0,217330***
$\rho(\text{reg4})$	-0,079481***	-0,079481***	-0,079481***	-0,079481***	-0,079481***	-0,079481***	-0,079481***	-0,079481***	-0,079481***
$\rho(\text{reg5})$	-0,207453***	-0,207453***	-0,207453***	-0,207453***	-0,207453***	-0,207453***	-0,207453***	-0,207453***	-0,207453***
$\alpha_0$	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46	3,46
N	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195	48.195
P	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325	50.824.325

Elaboração dos autores, com base nos microdados da POF 2008-2009 e da Pnad 2008.

Obs.: 1. \*, \*\* e \*\*\* = p-valor < 0,1, p-valor < 0,05 e p-valor < 0,01, respectivamente.

2. Valores calculados para mediana, com intervalo de confiança de 95%. Os valores entre parênteses e entre colchetes referem-se, respectivamente, aos limites mínimos e máximos do intervalo para a mediana.