

Área 4 - Teoria Econômica e Métodos Quantitativos

**Demanda por bebidas alcoólicas e cigarro no Brasil:
elasticidades, micro-simulação e variações no bem estar**

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida

Doutorando em Economia pelo PPGE-UFPB

Professor assistente do Departamento de Economia/UFPB

Endereço: Departamento de Economia - UFPB/CCSA - Cidade

Universitária/Campus I

58051-900 - João Pessoa, PB – Brasil

Telefone: (83) 3216 - 7453

alessiotony@gmail.com

Ignácio Tavares de Araújo Júnior

Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE

Professor adjunto do Departamento de Economia UFPB e do PPGE/UFPB

Endereço: Departamento de Economia - UFPB/CCSA - Cidade

Universitária/Campus I

58051-900 - João Pessoa, PB – Brasil

Telefone: (83) 3216 - 7453

ignacio.tavares@gmail.com

Demanda por bebidas alcoólicas e cigarro no Brasil: elasticidades, micro-simulação e variações no bem estar

Resumo

Este artigo analisa a demanda das famílias brasileiras por cigarros e bebidas alcoólicas para diferentes grupos socioeconômicos e regionais, com ênfase nas elasticidades preço e dispêndio e simulações de políticas tributárias. A abordagem *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS) ajustada para consumo censurado e endogeneidade dos gastos totais é usada para um conjunto de nove categorias de produtos não-duráveis e um total de 37.671 famílias. Os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009 e o Suplemento de Tabagismo da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2008 são as fontes básicas de informações deste estudo. Os resultados centrais mostram que cigarro e bebidas alcoólicas possuem elasticidade-dispêndio positiva e relação de substitutibilidade independentemente do nível de renda domiciliar *per capita* e da dimensão regional. Choques positivos nos preços desses itens possuem um baixo ajustamento de demanda, sinalizando que o consumo de alimentos tende a ser afetado por políticas tarifárias, bem como a taxa de compensação de renda requerida em função de mudanças nos preços do cigarro é maior para as famílias e regiões mais ricas.

Palavras-chaves: Sistema de demanda, elasticidades, cigarro, bebidas alcoólicas, bem estar.

Abstract

The aim of this paper is to analyze the demand of Brazilian families for cigarette and alcohol in different socioeconomic and regional groups, with emphasis on price and expenditure elasticities and fiscal policy simulations. We use the Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) adjusted for censored consumption and endogeneity of total expenditures for a vector of nine nondurable goods and a total of 37,671 households. Microdata from the Household Budget Survey (POF) 2008-2009 and the Smoking Supplement of the National Research by Household Sample (PNAD) 2008 are the basic sources of information of this work. The main results show that cigarettes and alcohol have positive expenditure elasticity of demand and substitution relationship in terms of cross-price, regardless of per capita income level and regional dimension. Positive price changes in these items have low adjustment of demand, indicating that the food consumption tends to be affected by tariff policies, as well as the rate of required income compensation due to changes in cigarette prices is higher for richer households and regions.

Keywords: Demand system, elasticities, cigarette, alcoholic beverages, welfare.

JEL classification: D12, D04, I10.

1 INTRODUÇÃO

Muitos fatores podem afetar a condição de saúde de um indivíduo. Por um lado, o estado de saúde individual é reflexo da atuação do poder público que provê os serviços de assistência médica ou impõe políticas restritivas (tarifárias e não-tarifárias) para o consumo de certos bens que podem afetar a saúde. Por outro, a adoção de hábitos de consumo de produtos não saudáveis, como o cigarro e bebidas alcoólicas, tem impacto expressivo sobre o estoque de saúde presente e futuro da população. Com efeito, nos últimos anos, as doenças crônicas não transmissíveis (DCNT), liderados pelo tabagismo e consumo de bebidas alcoólicas, têm ganhado importância como um problema de saúde pública, pois as DCNT em 2008 foram responsáveis por 63% dos óbitos no mundo e por 80% nos países em desenvolvimento (World Health Organization, 2011).

A literatura teórica e empírica enfatizam a necessidade de se compreender a demanda dos consumidores por esses grupos de produtos, por eles gerarem desdobramentos diretos na própria saúde e de terceiros e uma série de externalidades negativas com fortes implicações sociais e econômicas (BECKER; MURPHY, 1988; SAFFER; CHALOUPIKA, 1994; CHALOUPIKA; WARNER, 1999). A partir da utilização de um modelo de demanda, os estudos estimam a sensibilidade desses produtos em respostas à variações nos seus preços e na renda, usando dados agregados, como em Barten (1964), Johnson & Oksanen (1977), Saffer & Chaloupka (1994), Carvalho & Lobao (1998), e desagregados, como em Jimenez & Labeaga (1994), Duffy (1995), Goel & Morey (1995), Decker & Schwartz (2000), Gil & Molina (2009), Yamamoto (2011), Carvalho *et al.* (2013). No tocante a estudos sobre a 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 e de estratificação de renda, bem como medindo a repercussão de choques nos preços desses itens sobre as famílias demandantes.

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 mais de 22% de domicílios com despesas em bebidas alcoólicas e acima de 25% para o cigarro. No Nordeste, a proporção de domicílios que gastam com alcoólicos e cigarro, respectivamente, é 16,4% e 19,4%, 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. Como um dos possíveis resultados disso, segundo as estatísticas sobre a taxa de incidência anual de neoplasias malignas no pulmão, traqueia e brônquios para 2009, de acordo com dados do Instituto Nacional do Câncer (INCA), as regiões com maior consumo de cigarro, por exemplo, registram também as maiores taxas de neoplasias malignas por 100 mil habitantes (Norte=8,0; Nordeste=8,6; Sudeste=22,5; Sul=35,6; Centro-Oeste=15,7).

Desse modo, compreender a demanda dos indivíduos por produtos não saudáveis, inclusive verificando a sensibilidade dessa demanda à mudanças nos preços e na renda, é extremamente relevante para o desenho de políticas públicas no país. Nesse contexto, o presente estudo analisa a demanda por produtos prejudiciais à saúde, bebidas alcoólicas e cigarro, considerando um vetor de consumo que inclui outros itens alimentares. Essa abordagem permite a construção de uma matriz de elasticidade-preço da demanda compensada e não-compensada e da elasticidade-dispêndio da demanda para diferentes estratos de renda domiciliar *per capita* e região de localização. Não obstante, objetiva-se também identificar os impactos de modificações nas alíquotas tributárias do cigarro e do álcool sobre o bem estar das famílias por meio da medida monetária de variação compensatória de Hicks, sem e com ajustamento de demanda, como realizado por Friedman & Levinsohn (2002), Vu & Glewwe (2011) e Wood *et al.* (2012) para mensurar o bem estar dos agentes.

Para o cumprimento dos objetivos acima, estima-se um sistema de demanda do tipo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS), que considera, além de preços e renda, características sociodemográficas das famílias consideradas na amostra. Na estimação do supracitado sistema, os microdados da POF 2008-2009 e o Suplemento de Tabagismo da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2008 são usados para um conjunto de 37.671 famílias. Em conformidade com recentes estudos na área, tais como Blundell & Robin (1999), Yen (2005), Zheng & Henneberry (2010), Tefera *et al.* (2012), Bilgic & Yen (2013) e Oliver (2014), o sistema de demanda é ajustado para contornar potenciais problemas de endogeneidade da despesa total e seletividade amostral, derivado de variáveis com valores censurados. Por fim, supondo um aumento na alíquota tributária do cigarro e das bebidas alcoólicas, calcula-se o impacto sobre o bem-estar a partir da variação compensatória usando a aproximação de primeira (sem ajustamento) e segunda ordem (com ajustamento de demanda) da expansão da série de Taylor.

Este artigo está dividido em seis partes, o que inclui esta introdução. A Seção 2 descreve o sistema de demanda, incluindo a abordagem QUAIDS 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, bem como aferir o bem estar dos consumidores, subsidiando a elaboração de políticas públicas e investimentos privados na economia (POI, 2002). Esse tipo de exame pode ser desenvolvido através 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), Christensen *et al.* (1975), Deaton & Muellbauer (1980) e Banks *et al.* (1997).

O modelo proposto por Stone (1954) visa estabelecer um sistema de equações de demanda que sejam factíveis de implementação, sem perder de vista os pontos elementares do prisma teórico (como a compatibilidade do sistema de despesas lineares com as condições de aditividade, homogeneidade e simetria da matriz de substituição – condição de Slutsky) e as questões estatísticas. 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. Barten (1964) propõe reduzir a lacuna entre a teoria de demanda do consumidor e a pesquisa empírica, a partir da utilização de um modelo teórico que impõe restrições aos parâmetros estimados pela análise de regressão, usando dados em série de tempo de despesas dos consumidores e preços para 14 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 ressalta Christensen *et al.* (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, no qual os parâmetros do modelo econométrico precisam ponderar às condições expressas 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 EUA de 1929 a 1972.

Desde o desenvolvimento do modelo AIDS por Deaton & Muellbauer (1980) em conjunto com 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 & 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, no qual identificam a elasticidade renda e preços dessas *commodities*.

Blundell *et al.* (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 *et al.* (1997) formaliza o modelo AIDS com a extensão quadrática, conhecido na literatura como QUAIDS.

Os trabalhos mais recentes que usam o do sistema de demanda, como Yen (2005), Schindwein & Kassouf (2006), Kebede (2008), Yen *et al.* (2009), Zheng & Henneberry (2010), Tefera

et al. (2012), Carvalho *et al.* (2013), Bilgic & 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. Outro problema é o de endogeneidade das despesas totais, em especial, quando se trabalha com apenas uma parte do vetor de consumo (BLUNDELL; ROBIN, 1999).

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 & Muellbauer (1980), Fan *et al.* (1994), Menezes *et al.* (2008) e Pintos-Payeras (2009), e direta, como Jimenez & Labeaga (1994), Duffy (1995), Carvalho & Lobao (1998), Yen (2005), Gil & Molina (2009) e Yamamoto (2011), desenvolver equações de demanda para os supracitados produtos, de modo a obter informações sobre elasticidade-preço e dispêndio. De forma geral, os achados da literatura sinaliza que o consumo de cigarro tem uma baixa elasticidade quanto à 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 esse produtos. Carvalho & Lobao (1998) e Menezes *et al.* (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, principalmente quando se observa a elasticidade preço de Menezes *et al.* (2008). Para bebidas alcoólicas, Yamamoto (2011) e Pintos-Payeras (2009) mostram que: um aumento na renda em 1% provoca uma elevação no consumo em 1,11% e 1,38%; já uma variação de 1% nos preços, reduz a demanda em -0,21% e -1,11%.

Na finalidade de complementar a literatura, em especial, sobre a demanda por bebidas alcoólicas e cigarro no Brasil, este trabalho utiliza o modelo QUAIDS 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, visto que análises mais desagregadas da demanda apontam uma maior heterogeneidade no comportamento das despesas familiares, cujo a significância do parâmetro λ associado ao termo quadrático da despesa total no sistema de demanda na seção de resultados confirma a importância desse ajustamento da curva de Engel. As próximas subseções descrevem o modelo QUAIDS.

2.1 Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS)

O modelo QUAIDS derivado por Banks *et al.* (1997), a partir da extensão quadrática do modelo AIDS aplicado por Blundell *et al.* (1993) para uma análise em nível micro da demanda das famílias britânicas, mantém a forma quadrática e introduz a dependência parcimoniosa de preços. Nesse modelo, a função utilidade indireta dos consumidores para n produtos, gasto total m e vetor de preços \mathbf{p} , que tem base nas preferências da classe *Price Independent Generalized Logarithmic*¹ (PIGLOG), são apresentadas na Equação 1.

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

Onde: m é a despesa total da família; $a(\mathbf{p})$, $b(\mathbf{p})$ e $\lambda(\mathbf{p})$ são funções do vetor de preços \mathbf{p} ; $\left[\frac{\ln m - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right]$ representa a função utilidade indireta do sistema de demanda PIGLOG. Dada a propriedade de homogeneidade da função utilidade indireta, tem-se que $a(\mathbf{p})$ é homogênea de grau um em p e as outras duas funções, $b(\mathbf{p})$ e $\lambda(\mathbf{p})$, homogêneas de grau zero para os preços. Assim: $b(\mathbf{p})$

¹ As preferências tipo PIGLOG são definidas por: $\ln e(\mathbf{p}, u) = \ln a(\mathbf{p}) + u \ln b(\mathbf{p})$, onde \mathbf{p} é o vetor de preços, $e(\cdot)$ representa a função dispêndio necessária para atingir o nível de utilidade u e as variáveis $a(\mathbf{p})$ e $b(\mathbf{p})$ captam os custos para o alcance do nível de utilidade (MUELLBAUER, 1976).

é um agregador de preços tipo Cobb-Douglas dado por $b(\mathbf{p}) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$, com $\sum_i \beta_i = 0$; $\lambda(\mathbf{p})$ é expresso por $\lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i$, com $\sum_i \lambda_i = 0$; e o $\ln a(\mathbf{p})$ é definido na Equação 2 por uma função agregadora de preço logarítmica transcendental (translog).

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

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

Ao aplicar a identidade de Roy para a função utilidade indireta, a Equação 3 reproduz a composição dos gastos de uma família com o i -ésimo produto w_i no modelo QUAIDS.

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

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, bem como da renda (representado pela despesa total ajustada pelos índices de preços) em nível e ao quadrado. Os parâmetros β e λ capturam o efeito da renda no consumo dos produtos avaliados, ao passo que γ indica a relação da demanda pelo produto com o próprio preço e os preços cruzados, fornecendo as bases para o cálculo das elasticidades. Tendo em vista as condições de aditividade, homogeneidade e simetria impostas pela teoria (DEATON; MUELLBAUER, 1980; BANKS *et al.*, 1997), esses parâmetros são usados para o cálculo das elasticidades da demanda em relação aos preços e ao dispêndio.

2.2 QUAIDS com ajustamento sociodemográfico

Estudos como Pollak & Wales (1981), Ray (1983), Blundell *et al.* (1993) e Blacklow *et al.* (2010) ressaltam a influência dos fatores contextuais, demográficos e sociais no comportamento do consumidor, cujo o acréscimo do vetor de variáveis sociodemográficas (\mathbf{Z}) no sistema relevante para não gerar resultados viesados. Pollak & Wales (1981) apontam que à 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 QUAIDS às características sociodemográficas, em que é suposto que a função dispêndio com ajuste ao vetor \mathbf{Z} é dada pela relação entre a função dispêndio de referência $e^R(\mathbf{p}, u)$ e um fator de escala das características sociodemográficas $[\bar{m}_0(\mathbf{Z}) \times \phi(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u)]$, ou seja: $e(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u) = [\bar{m}_0(\mathbf{Z}) \times \phi(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u)] \times e^R(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u)$. O primeiro termo do fator de escala diz respeito a mudanças na função dispêndio da família como uma resposta do vetor \mathbf{Z} , independentemente de mudanças no padrão de consumo, enquanto o segundo termo capta mudanças nos preços relativos e no padrão de consumo corrente². Baseado na incorporação desse fator de escala na função dispêndio, a Equação 3 é atualizada para a expressão a seguir:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ji} \ln(p_j) + (\beta_i + \eta'_i \mathbf{Z}) \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(\mathbf{Z}) a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p}) c(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(\mathbf{Z}) a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2 \quad (4)$$

Onde: $\bar{m}_0(\mathbf{Z}) = 1 + \rho' \mathbf{Z}$ representa os efeitos das características sociodemográficas sobre a despesa total, sendo ρ o vetor a ser estimado; η é o ajuste para as mudanças relativas nas despesas com

² Segundo Poi (2012), essa função pode ser parametrizada pela seguinte expressão: $\ln \phi(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u) = \frac{\prod_j p_j^{\beta_j} \left(\prod_j p_j^{\eta'_j \mathbf{Z}} - 1 \right)}{\frac{1}{u} - \sum_j \lambda_j \ln p_j}$.

cada item i de produtos, com $\sum_{i=1}^n \eta_i = 0$; $c(\mathbf{p}, \mathbf{Z}) = \prod_{i=1}^n p_i^{\eta_i \mathbf{Z}}$ é um agregador de preços com ponderação do vetor de variáveis sociodemográficas.

De posse dos parâmetros advindos do sistema apresentado, Banks *et al.* (1997) sugerem que as interpretações sejam feitas em cima das elasticidades, requerendo inicialmente que a Equação 4 seja derivada em termos do logaritmo da despesa total ($\ln m$) e do logaritmo do preços ($\ln p_j$).

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

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

A partir da Equação 5, a elasticidade-dispêndio em relação ao bem i é dada por $e_i = \mu_i/w_i + 1$. Enquanto, que a Equação 6 é usada para a obtenção das elasticidades-preços Marshallianas (ou não compensadas), que são definidas por $e_{ij}^u = \mu_{ij}/w_i - \delta_{ij}$, em que δ_{ij} é o delta de Kronecker, que admite $\delta_{ij} = 1$, se $i = j$, e $\delta_{ij} = 0$, caso contrário. As elasticidades-preços Hicksianas (ou compensadas) podem ser calculadas, tomando como referência a equação de Slutsky, por: $e_{ij}^c = e_{ij}^u + w_j e_i$.

3 MODELO EMPÍRICO

Como o objetivo do presente estudo é analisar a demanda das famílias para um vetor de produtos não-duráveis, com ênfase no consumo de cigarro e bebidas com teor alcoólico, o modelo QUAIDS exibido na Equação 4, incorporando o vetor de variáveis sociodemográficas \mathbf{Z} (atributos do morador de referência, características da família, fator locacional etc.) da família h , serve como referência principal para os resultados desta pesquisa. Contudo, a literatura recente vem chamando atenção, em especial, para dois problemas de cunho empírico na estimação do modelo QUAIDS. O primeiro trata do número expressivo de observações com despesas zero em um dado conjunto de produtos durante o intervalo pontual de aplicação das pesquisas de orçamento, implicando no censuramento da variável dependente (HEIEN; WESSELLS, 1990; SHONKWILER; YEN, 1999). Enquanto, que o segundo problema expõe uma possível endogeneidade das despesas totais (BLUNDELL; ROBIN, 1999).

Para o cumprimento metodológico deste trabalho, torna-se, portanto, necessário a utilização de três estágios para a estimação dos parâmetros do sistema de demanda. No primeiro estágio, os valores censurados para as despesas são tratados através do procedimento de Shonkwiler & Yen (1999), no qual são calculados a função de densidade de probabilidade (FDP) e a função de distribuição acumulada (FDA) para a equação dos determinantes da probabilidade da família consumir um determinado grupo de produtos durante o intervalo de aplicação do *survey*. Como recomendado por Zheng & Henneberry (2010), as estimativas do estágio inicial são obtidas pelo modelo probit multivariado. A segunda etapa é realizada para corrigir o problema de endogeneidade das despesas totais, baseando-se em Blundell & 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 QUAIDS 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 descrevem com mais detalhes as supracitadas etapas, 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 Valores censurados e endogeneidade das despesas

Para os valores censurados das despesas em diferentes categorias de produtos, é possível encontrar duas estratégias para correção desse viés na amostra em um sistema de demanda: aplicação

do procedimento de Heckman (1979), no qual o inverso da razão de Mills, obtida de um modelo probit univariado, é incluído como regressor nas equações de demanda, como um instrumento que incorpora os traços latentes da variável censurada (HEIEN; WESSELLS, 1990); uso do procedimento de Shonkwiler & 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 & Yen (1999), com a utilização de um modelo probit multivariado, obtido através do método de máxima verossimilhança, que possui um melhor ajuste para contabilizar possíveis correlações entre as diferentes categorias de produtos (ZHENG; 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 composição de despesa positiva ($w_{ih} > 0$) na i -ésima categoria de bens, e $d_{ih} = 0$, caso contrário. Assim, a especificação do modelo, supondo um nível de utilidade não-observável para a decisão de consumo (d_{hi}^*), é apresentada na Equação 7.

$$d_{hi}^* = \pi_i' \mathbf{J}_{hi} + \kappa_{hi}, \text{ sendo } d_{hi} = 1 \text{ se } d_{hi}^* > 0; d_{hi} = 0 \text{ c.c.} \quad (7)$$

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

Onde: \mathbf{J} é o vetor de variáveis explicativas formada pela despesa total ($\ln m$), pelo vetor de preços ($\ln \mathbf{p}$), pelas características sociodemográficas \mathbf{Z} e *dummies* de sazonalidade (carnaval, festas juninas e natal) que podem afetar a decisão da família pelo consumo do i -ésimo produto no período, bem como variáveis relativas ao status de ocupação da pessoa de referência e a taxa de moradores ocupados no domicílio que também se relacionam com essas decisões; π é o vetor de parâmetros. Essa expressão representa um modelo probit multivariado, em que κ_{hi} são os termos de erros padronizados que assumem uma forma funcional normal multivariada. Nesse cenário, r é o coeficiente de correlação que capta a relação entre os termos de erros estocásticos das equações avaliadas, caso esse coeficiente seja significativo estatisticamente ($r \neq 0$) as decisões de consumo não são feitas independentemente.

- Com base nas estimativas da Equação 7, calcula-se a FDA, $\Phi_{hi} = \Phi(\pi_i' \mathbf{J}_{hi})$, e a FDP, $\varphi_{hi} = \varphi(\pi_i' \mathbf{J}_{hi})$, para cada categoria de produto e para cada família, que são incluídas na especificação ampliada do QUAIDS. O parâmetro τ_i representa a covariância entre o termo de erro no modelo QUAIDS e o termo de erro do probit multivariado para as decisões de consumo. Dado o valor observado da parcela gasta W_{ih} e o valor latente desse dispêndio w_{ih} determinado pela Equação 4, o modelo QUAIDS ajustado para o consumo censurado é escrito como:

$$W_{hi} = \Phi(\hat{\pi}_i' \mathbf{J}_{hi}) \times \hat{w}_{hi} + \hat{\tau}_i \varphi(\hat{\pi}_i' \mathbf{J}_{hi}) \quad (8)$$

Calculada a FDA e a FDP para correção descrita anteriormente, o próximo passo é tratar da endogeneidade das despesas totais da família. A teoria pressupõe que a renda familiar é exógena aos dispêndios, contudo na prática para assegurar que $\sum_i w_i = 1$, assume-se que a renda é dada pelo total de despesas familiares ao longo do número restrito de bens avaliados (BLUNDELL; ROBIN, 1999). Assim, a despesa total é potencialmente endógena no modelo QUAIDS, haja vista que a $\text{Cov}(\ln m, \epsilon) \neq 0$, ou seja, a variável explanatória pode ser correlacionada com o termo de erro da especificação da demanda, sobretudo para os casos em que o vetor de consumo está

desagregado. Com base em Blundell & Robin (1999) e Zheng & Henneberry (2010), o problema da endogeneidade das despesas pode ser contornado utilizando os resíduos da expressão reduzida (ver Equação 9) para as despesas totais como instrumento a ser incluído no sistema de demanda.

$$\ln m_h = a_0 + \Lambda' \mathbf{Z}_h + \Lambda' \ln \mathbf{p}_h + e_y \ln Y_h + v_h \quad (9)$$

Onde: \mathbf{Z} e \mathbf{p} são, respectivamente, os vetores de variáveis sociodemográficas e de preços; Y_h representa a renda total domiciliar e e_y a elasticidade 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 pelo método *feasible generalized nonlinear least squares* (FGNLS), através de um processo iterativo – similar ao da estimação por máxima verossimilhança com erros estocásticos normais multivariados³.

Destaca-se que as correções implementadas, fazem com que a condição de aditividade não seja plenamente assegurada (YEN *et al.*, 2003). Para superar este problema, os autores propõem que a n -ésima categoria de produtos seja tratada como um grupo residual⁴, ou seja: $W_{hn} = 1 - \sum_{i=1}^{n-1} W_{hi}$. Contudo, as elasticidades preço e dispêndio para o produto omitido podem ser derivadas das condições do QUAIDS que implicam: (i) $\sum_{i=1}^n W_i e_i = 0$; (ii) $\sum_{i=1}^n W_i e_{ij}^u = -W_j$; (iii) $\sum_{j=1}^N e_{ij}^u + e_i = 0$. Portanto, a Equação 10 define o sistema de demanda objeto de estimação.

$$\begin{aligned} W_{h1} &= \Phi_{h1} \left\{ \alpha_1 + \sum_{j=1}^9 \gamma_{1j} \ln(p_{hj}) + (\beta_1 + \eta'_1 \mathbf{Z}_h) \ln \left(\frac{m_h}{\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \right) + \frac{\lambda_1}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \left[\ln \left(\frac{m_h}{\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \right) \right]^2 \right\} + \tau_{h1} \varphi_{h1} + \epsilon_{h1} \\ W_{h2} &= \Phi_{h2} \left\{ \alpha_2 + \sum_{j=1}^9 \gamma_{2j} \ln(p_{hj}) + (\beta_2 + \eta'_2 \mathbf{Z}_h) \ln \left(\frac{m_h}{\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \right) + \frac{\lambda_2}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \left[\ln \left(\frac{m_h}{\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \right) \right]^2 \right\} + \tau_{h2} \varphi_{h2} + \epsilon_{h2} \\ &\vdots \\ W_{h8} &= \Phi_{h8} \left\{ \alpha_8 + \sum_{j=1}^9 \gamma_{8j} \ln(p_{hj}) + (\beta_8 + \eta'_8 \mathbf{Z}_h) \ln \left(\frac{m_h}{\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \right) + \frac{\lambda_8}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \left[\ln \left(\frac{m_h}{\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \right) \right]^2 \right\} + \tau_{h8} \varphi_{h8} + \epsilon_{h8} \end{aligned} \quad (10)$$

Onde: $\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z}) = \bar{m}_0(\mathbf{Z}_h) \times a_h(\mathbf{p})$; $\epsilon_{hi} = \vartheta_i v_h + \nu_{hi}$. Como os erros da h -ésima observação, $\nu_{h1}, \nu_{h2}, \dots, \nu_{h(n-1)}$, podem ser correlacionados, as $n - 1$ equações são ajustadas em conjunto para tornar as estimativas mais eficientes. Conforme Banks *et al.* (1997), o valor de α_0 , necessário para calibrar a equação agregadora de preço translog, é conhecido como o nível mínimo de gasto necessário para subsistência, cujo valor pode ser estabelecido pelo valor mínimo do logaritmo da despesa total das famílias – no caso do corrente estudo o valor usado é 4,43 (\approx R\$84,00).

De posse dos parâmetros estimados na Equação 10, calcula-se as elasticidades com os devidos ajustes através das seguintes expressões:

- Elasticidade-dispêndio: $E_i = e_i \times \Phi_i$;
- Elasticidade-preço da demanda não-compensada: $E_{ij}^u = \frac{\mu_{ij}}{W_i} \times \Phi_i + \varphi_i \times \pi_{ij} \left(1 - \frac{\tau_i}{W_j} \right) - \delta_{ij}$. O parâmetro π_{ij} é associado ao preço da j -ésima categoria no primeiro estágio (modelo probit multivariado);
- Elasticidade-preço da demanda compensada, pela equação de Slutsky: $E_{ij}^c = E_{ij}^u + W_j \times E_i$.

Além das elasticidades, com o objetivo de simular uma mudança nos preços (especificamente, do cigarro e de bebidas alcoólicas) e os seus efeitos no padrão de consumo das famílias, utiliza-se o indicador de variação compensatória de Hicks. Dessa maneira, dois cenários de mudanças em 10% nos preços, estimulados por uma maior alíquota tributária, são desenvolvidos para as bebidas

³ Nesta pesquisa, o comando *Nonlinear Seemingly Unrelated Regression* (NLSUR) do *software* Stata foi usado para obtenção desses parâmetros, com adaptação da *function evaluator program*, provido por Poi (2002) e Poi (2008), para os ajustes no desenho amostral, na despesa censurada e na endogeneidade das despesas totais.

⁴ Neste trabalho, a categoria residual é representada pelo grupo de produtos denominado como outros alimentos.

alcoólicas e cigarro. Em cada um dos cenários, apenas um dos itens tem o preço modificado, supondo que os demais preços se mantenham constantes. A próxima subseção descreve brevemente essa medida.

3.3 Variação compensatória

Esta seção apresenta uma medida capaz de mensurar o efeito de alterações nos preços do cigarro e de bebidas alcoólicas sobre o bem estar. Quando se avalia o efeito de uma mudança de cenário, como alteração na alíquota tributária ou um choque de oferta que provoca mudanças nos preços dos produtos, é interessante ver o impacto dessa mudança sobre os consumidores em termos de medidas de bem estar que possam ser comparáveis entre os agentes (SMALL; ROSEN, 1981).

Dentre 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 o consumidor deveria receber para manter o nível de utilidade idêntico ao observado na situação inicial (sem alteração de preços). Teoricamente, a VC requer basicamente o nível de utilidade inicial u^0 e dois vetores de preços: \mathbf{p}^0 , cenário inicial; \mathbf{p}^1 , com ao menos uma mudança de preço diferente de zero. A equação a seguir mostra essa relação.

$$VC_h = e(\mathbf{p}_h^1, u_h^0, \bar{\mathbf{Z}}_h) - e(\mathbf{p}_h^0, u_h^0, \bar{\mathbf{Z}}_h) \quad (11)$$

Pela Equação 11 é possível identificar o impacto da mudança de preço de um ou mais produtos no bem estar dos consumidores, supondo que as características sociodemográficas estejam fixadas. Trabalhos como Friedman & Levinsohn (2002), Vu & Glewwe (2011), Tefera *et al.* (2012) e Wood *et al.* (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 & 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, assumindo como nulo o efeito substituição. 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:

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

Onde: 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}^c refere-se a elasticidade preço da demanda compensada ou Hicksiana; Δp_{hi} indica a variação do preço do bem i . Nesta pesquisa, são computadas duas medidas de VC: sem ajustamento de demanda, ao assumir $e_{ij}^c = 0$; com ajustamento de demanda. Como a VC é calculada para cada família, os valores desse indicador sinalizam 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.

4 DADOS

A estimação de um sistema de demanda requer obrigatoriamente informações sobre preços e despesas dos consumidores para cada categoria de produto avaliada. Assim, a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), é a principal fonte de dados utilizada para a construção dos resultados deste artigo. A POF foi realizada entre maio de 2008 e maio de 2009, com o objetivo de traçar a composição da cesta de compras de bens e serviços, estrutura dos rendimentos, estado nutricional e condições de vida das famílias, tendo representatividade para todo o território nacional com cobertura de áreas urbanas e rurais.

A POF é composta por sete questionários (POF 1 à POF 7), incluindo além das despesas individuais e coletivas, informações sobre os atributos dos moradores e do domicílio, trabalho e rendimento individual, avaliação das condições de vida e um bloco de perguntas sobre o consumo alimentar pessoal. Dado que a POF é realizada ao longo de 12 meses, o período de referência fixado para o deflacionamento das despesas e do rendimento é 15 de janeiro de 2009. A sua amostra inicial é composta por 55.970 unidades domiciliares, com 99,8% apresentando uma unidade de consumo e 95% com apenas uma única família, em termos populacionais o número total de domicílios equivale a 57,69 milhões.

Para o desenvolvimento do presente trabalho, utiliza-se um total de nove categorias de produtos, em que os preços das mercadorias agrupadas são estabelecidos com base na mesma unidade de medida: quilograma (kg) para alimentos e litros (l) para bebidas⁵. As categorias avaliadas são as seguintes: (1) *Cereais leguminosas e tubérculos* – composto pelas despesas com cereais leguminosas e oleaginosas (arroz, feijão etc.) e tubérculos e raízes (como batata inglesa, cenoura e mandioca); (2) *Massas e panificados* – composto pelos dispêndios com macarrão, farinha de trigo, pão, farinha de mandioca, massas, entre outros; (3) *Frutas e verduras* – despesas com tomate, cebola, alface, banana, laranja, maçã, entre outras frutas e verduras; (4) *Carnes* – nesse grupo estão consideradas os gastos com pescados, carne bovina, suína, de aves e de outras espécies; (5) *Leite e derivados* – os dispêndios com leite em geral e produtos como queijo estão inclusos nesse grupo; (6) *Bebidas não-alcoólicas* – composto por refrigerantes, café, sucos, infusões e outras bebidas não-alcoólicas; (7) *Bebidas alcoólicas* – nesse grupo as despesas com cerveja, chope, uísque, champanhe, cachaça, vinho e outras bebidas com teor alcoólico estão incluídas⁶; (8) *Cigarro* – formado por gastos em nível de domicílio com cigarro; (9) *Outros produtos alimentares* – formado pelas despesas com produtos alimentares preparados (como lasanha, sanduíche, pizza etc.), enlatados, óleos em geral e açúcares.

Na construção das tabelas e figuras, os nomes dos citados grupos de produtos estão representados pelo primeiro nome dos itens. Como a POF apenas dispõe do valor consumido com cigarro, torna-se necessário capturar o preço desse produto ao longo do território nacional. Para isso, a Pesquisa de Tabagismo da PNAD 2008 é utilizada para computar o preço do cigarro a partir da construção de um coorte com informações para dez quantis de renda domiciliar, 27 unidades federativas e zona de localização da residência (urbana ou rural) para imputação dessa variável nas famílias presentes na POF.

Para evitar problemas de despesas com elevada concentração em um único grupo de produtos, expurgou-se da análise as famílias com esse tipo de observações, por apresentar potenciais problemas informacionais sobre o vetor de consumo. A regra utilizada para isso detecta os domicílios na cauda do extremo positivo da distribuição dos *shares* de gastos com cada categoria, onde as unidades com *shares* superiores ao valor da média mais duas vezes o desvio-padrão da parcela gasta com o item *i* foi excluída da análise. Assim, a amostra de 52.007 famílias com dados de despesas alimentares, de bebidas e de cigarro presentes na POF, após o controle para *outliers* e indisponibilidade de informações para alguma variável explicativa, reduziu para 37.671 observações. É possível notar antes do processo de controle, a existência de famílias no banco de dados que informaram 100% de gastos em uma única categoria de produtos. Após a regra de detecção de *outliers*, o vetor de consumo para famílias com despesas positivas computou mais de um grupo de bens. O grupo referente à carnes, massas e panificados, leite e derivados e bebidas não-alcoólicas possuem, respectivamente, os maiores pesos na cesta de consumo das famílias, no qual esse ordenamento é mantido para os dois tipos de amostras (com e sem observações atípicas).

Além dos controles mencionados, outro problema encontrado nos dados diz respeito ao nú-

⁵ No caso do cigarro, como não houve agregação com outros itens, o preço está medido por unidade do produto.

⁶ 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 o aguardente apresenta um peso bem maior do que a média nacional, em torno de 18%.

mero excessivo de despesas nulas em cada grupos de itens (como destacado anteriormente), principalmente para bebidas alcoólicas e cigarro que exibem um elevado percentual de famílias com despesas zeradas (ver Tabela 1). O fato é que isso pode resultar em um problema de seletividade amostral, tornando os parâmetros das equações das composições dos gastos potencialmente viesados, justificando os procedimentos de correção propostos por Shonkwiler & Yen (1999) usados para as despesas com valores censurados.

Destaca-se que o vetor **Z** é composto por três dimensões de variáveis: (1) atributos do morador de referência (chefe) – anos de estudo, idade (em nível e ao quadrado) e gênero; (2) 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); (3) localização do domicílio – zona urbana e grandes regiões (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, proporção de moradores ocupados no mercado de trabalho e *dummies* sazonais relativas a três períodos festivos (Carnaval, São João e Natal).

Tabela 1: Estatística descritiva de todas as variáveis usadas na pesquisa

Sigla	Descrição das variáveis	Média	Desvio-padrão	Taxa de gastos zero
w1	Parcela gasta com cereais e tubérculos	0,0837	0,0990	33,7%
w2	Parcela gasta com massas e panificados	0,1667	0,1143	5,3%
w3	Parcela gasta com frutas e verduras	0,0781	0,0868	29,5%
w4	Parcela gasta com carnes	0,2942	0,1901	10,2%
w5	Parcela gasta com leite e derivados	0,1122	0,1027	20,1%
w6	Parcela gasta com bebidas não-alcoólicas	0,0955	0,0895	20,2%
w7	Parcela gasta com bebidas alcoólicas	0,0255	0,0631	80,1%
w8	Parcela gasta com cigarro	0,0437	0,1139	77,2%
w9	Parcela gasta com outros alimentos	0,1004	0,0984	24,9%
lnm	Despesa total nos itens avaliados*	8,0958	0,8091	
lnp1	Preço de cereais e tubérculos por kg*	0,7383	0,3235	
lnp2	Preço de massas e panificados por kg*	1,4550	0,4217	
lnp3	Preço de frutas e verduras por kg*	0,7522	0,4198	
lnp4	Preço de carnes por kg*	1,9003	0,3841	
lnp5	Preço de leite e derivados por kg*	1,2790	0,7493	
lnp6	Preço de bebidas não-alcoólicas por litro*	1,2509	0,9037	
lnp7	Preço de bebidas alcoólicas por litro*	1,5062	0,1747	
lnp8	Preço de cigarro por unidade*	-2,0351	0,1674	
lnp9	Preço de outros alimentos por kg*	1,4494	0,7735	
Característica do morador de referência				
esc_c	Anos de estudo – chefe	6,8994	4,5725	
idade_c	Idade – chefe	47,2243	15,1907	
idade2_c	Idade ² – chefe	24,6089	15,6571	
mulher_c	Mulher – chefe	0,3239	0,4680	
ocupacao_c	Status de ocupação – chefe	0,7392	0,4391	
Atributos do domicílio				
analf_d	Taxa de analfabetos (>21 anos)	0,0698	0,1932	
criancas1_d	Crianças entre 0 e 11 anos	0,6841	0,9699	
criancas2_d	Crianças entre 12 e 17 anos	0,3930	0,6936	
ocupacao_d	Taxa de ocupados	0,4588	0,3037	
Localização do domicílio				
urbana	Zona Urbana	0,8537	0,3534	
reg1	Região Norte	0,0762	0,2654	
reg2	Região Nordeste	0,2798	0,4489	
reg4	Região Sul	0,1556	0,3624	
reg5	Região Centro-Oeste	0,0642	0,2452	
Dummies sazonais				
carnaval	Mês do Carnaval	0,0781	0,2683	
juninas	Mês do São João	0,1021	0,3028	
natal	Mês do Natal	0,0719	0,2584	
Observações		37,671		
Observações (fator de expansão)		39.937.704		

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Ressalta-se que todas as despesas foram atualizadas e deflacionadas para janeiro de 2009.

* Variáveis expressas em logaritmo neperiano

De acordo com a Tabela 1, que exhibe as estatísticas descritivas das variáveis, a média do logaritmo da despesa total anualizada nos nove itens de produtos é cerca de 8,1 (isto é, R\$ 3.294,47 ao ano ou R\$ 274,54 ao mês), o que representa mensalmente em torno de 60% do salário mínimo em vigor no mês de fevereiro de 2009. Carnes e bebidas alcoólicas apresentam as maiores médias de preços, respectivamente, 1,9 ($e^{\ln p^4} = \text{R}\$6,70$ por kg) e 1,51 ($e^{\ln p^4} = \text{R}\$4,53$ por litro), ao passo que o valor unitário do cigarro apresenta a menor média de preço, aproximadamente R\$ 0,13 por unidade ($= e^{\ln p^8}$) ou R\$ 2,60 por maço. O morador de referência possui em média 47 anos de idade e 6,9 anos de estudo (ensino fundamental incompleto), com a grande maioria sendo do sexo masculino (68%) e com alguma ocupação no mercado de trabalho (74%). Um fato interessante, é que a maior parte dos domicílios não apresentam frequência de crianças nas duas faixas etárias (de 0 a 11 e de 12 a 17 anos de idade). 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 apresentados brevemente a composição do consumo de cigarro e bebidas alcoólicas por região e decil de renda, bem como as estimativas do modelo QUAIDS que balizam os cálculos das medidas de interesse. A segunda parte exhibe as elasticidades dispêndio e preços (própria e cruzada) para o vetor de produtos. E ao final desta seção, a variação no bem estar das famílias em resposta à mudanças nos preços dos dois grupos de itens enfatizados no estudo são discutidos.

5.1 Padrão de consumo e estimativas do modelo QUAIDS ajustado

A literatura destaca a importância dos fatores sociodemográficos para a demanda das famílias, além disso a questão locacional do domicílio pode implicar em diferentes comportamentos no perfil dos consumidores. Nessa perspectiva, 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 dispendidos nos eixos Centro-Sul são mais similares do que os registrados no Norte-Nordeste. Tais aspectos sinalizam, 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.

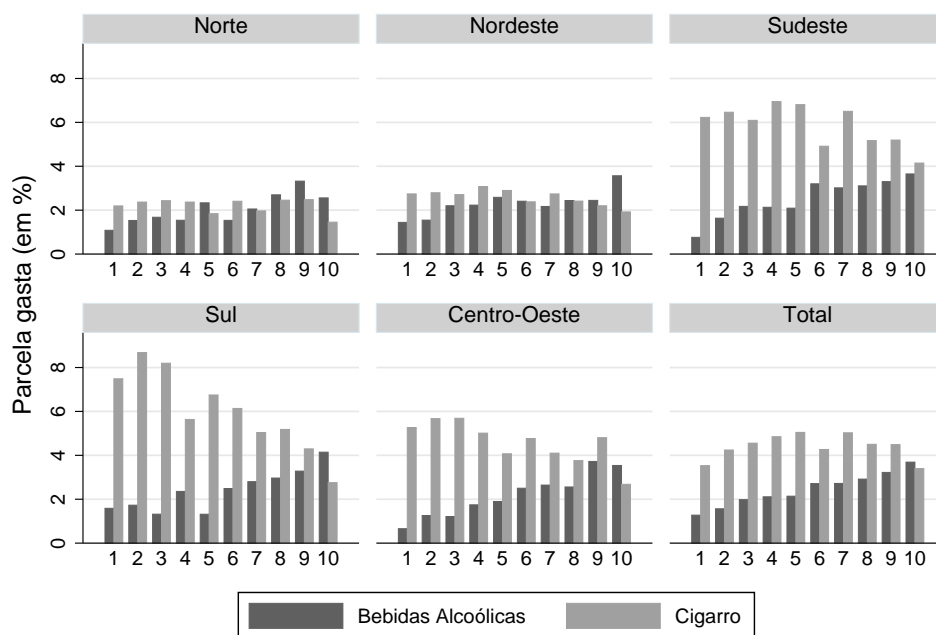
Dentre os nove grupos de produtos, em média, a parcela dispendida com bebidas alcoólicas e cigarro registra, independentemente da região de localização, a menor participação no orçamento domiciliar restrito ao vetor composto por essas nove categorias – quando se considera a amostra total. Quanto ao baixo 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 assinalam um excessivo número de despesas nulas (ver Tabela 1).

Tendo em vista as 6.680 observações com valores não-nulos de despesas com bebidas alcoólicas no período e na amostra final deste estudo, este grupo de produtos se mostra o segundo item no vetor de consumo com maior peso no orçamento, no qual é computado um gasto, em média, de R\$ 868,84 ao ano. Restringindo também para as 8.190 famílias com registro de algum consumo de cigarro, esse produto, tal como ocorrido com as bebidas alcoólicas, passa para o segundo posto no ordenamento das maiores despesas da família dentre as nove categorias de produtos – com gastos anuais superiores a R\$ 695,00. Ademais, para as 2.126 famílias que possuem consumo em ambas categorias, o cigarro e bebidas com teor alcoólico ocupam, em média, o segundo e o terceiro posto no ordenamento do dispêndio dessas famílias com, respectivamente, 14,1% e 13,1% da despesa total.

A Figura 1 exhibe a parcela gasta, em média, com bebidas alcoólicas e cigarro por decil da renda domiciliar *per capita* para as grandes regiões do país e no total. 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 computo total aponta que quanto maior o nível de rendimento familiar *per capita* maior o peso das bebidas no orçamento, onde essa tendência pode ser visualizada nos níveis regionais. No que tange o consumo de cigarro, as famílias de menor nível de renda nos eixos Centro-Sul dispõem de uma parcela gasta bem acima da média nacional, visto que famílias, por exemplo, do primeiro decil de renda no Sul do país registram um valor duas vezes maior do que a média nacional para esse grupo de renda, enquanto que no último decil o *share* desse item é inferior à média nacional equivalente.

Figura 1: Parcela gasta, em média, com bebidas alcoólicas e cigarro por decil da renda domiciliar *per capita* nas grandes regiões brasileiras



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009

Dado o escopo da pesquisa em analisar a demanda das bebidas alcoólicas e cigarro, sem perder de vista, outros produtos alimentares da cesta de consumo, torna-se relevante captar as elasticidades (preço e dispêndio) e possíveis efeitos de ajustamento de demanda, em um cenário de choque de preços, bem como verificar quais produtos mantêm relação de complementariedade e substitutibilidade. Dessa forma, usando a abordagem QUAIDS, os parâmetros que calibram o cálculo das elasticidades e da variação compensatória estão apresentados na Tabela 2.

De uma forma geral, os parâmetros na Tabela 2 mostram-se com significância estatística e indicam que o consumo de uma dada categoria de produtos está relacionado com os diferentes vetores de variáveis associadas aos preços, renda e fatores conjunturais (socioeconômicos e locais). O grau de ajuste do modelo, capturado pelo R^2 , demonstra que as covariadas apresentam um grau de explicação que varia de 0,17 a 0,73, sendo o modelo para a demanda por cigarro o que tem menor ajustamento e o de carnes com o maior alcance preditivo⁷. O parâmetro λ associado ao termo quadrático da despesa total ratifica para todas as equações, com exceção para o consumo de cereais, a existência de uma não-linearidade entre o gasto total e o consumo de um dado item. No que tange às estimativas atreladas a FDP, que relaciona-se com o processo de correção dos valores censurados no primeiro estágio de estimação, e ao resíduo da equação reduzida do segundo estágio, usada para ajuste da endogeneidade da despesa total, elas se mostram com significância

⁷ É válido realçar que esse ajustamento, inclusive para as equações com menor R^2 pode ser considerado como bom, haja vista que o modelo de regressão é não-linear e que os dados estão em níveis desagregados.

Tabela 2: Parâmetros do Sistema de Demanda (QUAIDS) ajustado

Parâmetros	Equações das composições dos grupos de produtos							
	Cereais(1)	Massas(2)	Frutas(3)	Carnes(4)	Leite(5)	Não-Álcool(6)	Álcool(7)	Cigarro(8)
α_i	0,116345***	0,356133***	0,094695***	0,314681***	0,130451***	0,190730***	-0,017268	-0,207281***
β_i	0,017714*	-0,139649***	-0,002438	-0,071634***	-0,041341***	-0,048090***	0,189955***	-0,150298***
γ_{i1}	0,038572***	-0,008298***	0,001876	-0,017068***	-0,001328	0,009883***	0,017684***	-0,012803***
γ_{i2}	-0,008298***	-0,012321***	0,003573	-0,038322***	-0,006760***	-0,011484***	0,045795***	-0,009943*
γ_{i3}	0,001876	0,003573	-0,007422**	0,000032	0,001322	0,004878***	0,00613	-0,016956***
γ_{i4}	-0,017068***	-0,038322***	0,000032	0,035372***	-0,006946***	-0,008979***	0,031043***	-0,010089**
γ_{i5}	-0,001328	-0,006760***	0,001322	-0,006946***	-0,019086***	-0,000001	0,022929***	-0,015489***
γ_{i6}	0,009883***	-0,011484***	0,004878***	-0,008979***	-0,000001	-0,023148***	0,013733***	-0,004665
γ_{i7}	0,017684***	0,045795***	0,00613	0,031043***	0,022929***	0,013733***	-0,185942***	0,085720***
γ_{i8}	-0,012803***	-0,009943*	-0,016956***	-0,010089**	-0,015489***	-0,004665	0,085720***	-0,091467***
λ_i	0,000235	0,025569***	-0,004055***	0,006039***	0,013210***	0,012938***	-0,032636***	0,010761**
$\eta_i(\text{esc}_c)$	-0,000701***	0,000429***	0,000259***	-0,001275***	0,000977***	0,000204**	-0,000960***	-0,001053***
$\eta_i(\text{idade}_c)$	-0,000377***	-0,000455***	-0,000133	0,008588***	-0,000705***	-0,000287**	0,000299	0,002466***
$\eta_i(\text{idade2}_c)$	0,000247**	0,000507***	0,000291**	-0,000811***	0,000758***	0,000205*	-0,000576*	-0,002502***
$\eta_i(\text{mulher}_c)$	-0,000167	0,000439	0,000304	-0,004293***	0,001378*	-0,000007	-0,001746	0,005372**
$\eta_i(\text{analf}_d)$	0,008199***	-0,002815	-0,004508**	0,008951**	-0,001911	0,001441	-0,006373	-0,007041
$\eta_i(\text{criancas1}_d)$	0,000005	0,003277***	-0,000923***	-0,000155	0,001664***	-0,001342***	-0,002616***	-0,0000518
$\eta_i(\text{criancas2}_d)$	0,000793*	0,004474***	-0,002038***	0,001115	-0,002560***	0,000484	-0,001972*	-0,002770**
$\eta_i(\text{urbana})$	-0,004200***	0,003265***	-0,00028	-0,005190***	0,002644***	-0,00003	-0,001992	0,007854***
$\eta_i(\text{reg1})$	-0,010542***	0,011665***	-0,002429**	0,044607***	-0,009270***	0,001099	-0,010903***	-0,025818***
$\eta_i(\text{reg2})$	-0,004111***	0,017089***	0,000654	0,025407***	0,000312	-0,006639***	-0,008066***	-0,027479***
$\eta_i(\text{reg4})$	-0,005478***	0,005238***	-0,003050***	0,006411***	0,003182***	0,001163	-0,0002425	0,001878
$\eta_i(\text{reg5})$	0,008608***	-0,006607***	0,003096***	0,010252***	-0,005947***	0,001572	0,000604	-0,015812***
$\rho(\text{esc}_c)$	-0,00046	-0,00046	-0,00046	-0,00046	-0,00046	-0,00046	-0,00046	-0,00046
$\rho(\text{idade}_c)$	-0,002204	-0,002204	-0,002204	-0,002204	-0,002204	-0,002204	-0,002204	-0,002204
$\rho(\text{idade2}_c)$	0,002952	0,002952	0,002952	0,002952	0,002952	0,002952	0,002952	0,002952
$\rho(\text{mulher}_c)$	-0,068158***	-0,068158***	-0,068158***	-0,068158***	-0,068158***	-0,068158***	-0,068158***	-0,068158***
$\rho(\text{analf}_d)$	0,085706**	0,085706**	0,085706**	0,085706**	0,085706**	0,085706**	0,085706**	0,085706**
$\rho(\text{criancas1}_d)$	0,009715	0,009715	0,009715	0,009715	0,009715	0,009715	0,009715	0,009715
$\rho(\text{criancas2}_d)$	0,038694***	0,038694***	0,038694***	0,038694***	0,038694***	0,038694***	0,038694***	0,038694***
$\rho(\text{urbana})$	-0,110541***	-0,110541***	-0,110541***	-0,110541***	-0,110541***	-0,110541***	-0,110541***	-0,110541***
$\rho(\text{reg1})$	-0,267942***	-0,267942***	-0,267942***	-0,267942***	-0,267942***	-0,267942***	-0,267942***	-0,267942***
$\rho(\text{reg2})$	-0,226213***	-0,226213***	-0,226213***	-0,226213***	-0,226213***	-0,226213***	-0,226213***	-0,226213***
$\rho(\text{reg4})$	-0,160269***	-0,160269***	-0,160269***	-0,160269***	-0,160269***	-0,160269***	-0,160269***	-0,160269***
$\rho(\text{reg5})$	0,097244***	0,097244***	0,097244***	0,097244***	0,097244***	0,097244***	0,097244***	0,097244***
τ_i	0,018064*	0,051561**	-0,048871***	0,301904***	0,035493***	0,01081	0,118788***	0,212380***
ϑ_i	-0,003940**	-0,001082	-0,020976**	0,042331***	-0,020539***	-0,020639***	-0,004662**	-0,004238***
alpha0	4,43	4,43	4,43	4,43	4,43	4,43	4,43	4,43
R2 (não-centralizado)	0,52	0,71	0,50	0,73	0,58	0,59	0,21	0,17
N	37.671	37.671	37.671	37.671	37.671	37.671	37.671	37.671
P	39.939.352	39.939.352	39.939.352	39.939.352	39.939.352	39.939.352	39.939.352	39.939.352

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009 e da PNAD 2008. A equação omitida do sistema refere-se ao grupo de outros alimentos, onde os parâmetros são obtidos através das condições de aditividade, simetria de Slutsky e homogeneidade. Legenda: *p-valor<0,1; **p-valor<0,05; ***p-valor<0,01.

estatística para quase totalidade das equações, revelando a importância de se controlar possíveis vieses motivados pelos problemas empíricos e intrínsecos ao conjunto de dados.

Os resultados expostos pelos parâmetros do sistema de demanda, indicam a importância da renda 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 se mostram relevantes no sistema, apresentando comportamentos distintos de acordo com o tipo de produto considerado. Por exemplo, os anos de estudo do morador de referência apresentam relação negativa com o consumo de cigarro e bebidas alcoólicas, enquanto que para a parcela dispendida com bebidas não-alcoólicas e leite o coeficiente é positivo. Os domicílios com maior quantidade de crianças, em especial com faixa etária entre 12 e 17 anos, possuem um menor consumo de bebidas alcoólicas e cigarro, sinalizando que famílias com adolescentes tendem a apresentar uma demanda menor por esses produtos. Esse tipo de comportamento pode ser entendido como uma reação do núcleo familiar para não estimular ou dar maus exemplos para os adolescentes – faixa de idade que os jovens começam a experimentar tais produtos. Para direcionar os resultados aos objetivos propostos, as próximas duas subseções destacam as elasticidades e as mudanças no bem estar via simulação de um choque nos preços das bebidas alcoólicas e do cigarro.

5.2 Elasticidades

As elasticidades apresentadas nesta seção são derivadas do modelo QUAIDS com os ajustes conforme descritos no modelo empírico. Para minimizar os efeitos de *outliers* nas estimativas desses indicadores, a Figura 2 e as Tabelas 3 e 4 são construídas a partir da mediana das elasticidades dispêndio e preços da demanda. Ressalta-se que as informações para os grupos de produtos que não fazem parte dos objetivos centrais desta pesquisa são analisadas de forma mais ampla, com fins comparativos.

Tabela 3: Elasticidade dispêndio da demanda por decil de renda domiciliar *per capita* e por níveis regionais

Classificação	Grupo de itens								
	Cereais	Massas	Frutas	Carnes	Leite	Não-Álcool	Álcool	Cigarro	Outros
<i>Decil de renda</i>									
1º	0,9996	0,8075	0,816	0,9627	0,9641	0,8521	1,0620	0,7650	1,4605
2º	0,9945	0,8135	0,829	0,9495	0,9782	0,8972	1,0562	0,8321	1,3618
3º	0,9906	0,7860	0,8428	0,9347	0,9785	0,9078	1,0654	0,8665	1,7255
4º	0,9893	0,7700	0,8493	0,9288	0,9835	0,9180	1,0755	0,8774	1,2506
5º	0,9873	0,7588	0,8595	0,917	0,9897	0,9209	1,0756	0,8881	1,6415
6º	0,9880	0,7474	0,8594	0,9164	0,9905	0,9309	1,0762	0,8885	1,2638
7º	0,9760	0,7288	0,8604	0,9060	0,9940	0,9289	1,0829	0,9202	1,3449
8º	0,9714	0,7392	0,8687	0,8958	1,0112	0,9413	1,0808	0,9160	1,4833
9º	0,9548	0,7387	0,8760	0,8789	1,0197	0,9517	1,0759	0,9263	1,3359
10º	0,9134	0,7636	0,8842	0,8477	1,0486	0,9600	1,0903	0,9292	1,3515
<i>Região</i>									
Norte	0,9284	0,8421	0,7671	1,0086	0,9643	0,9600	1,0330	0,7517	1,2044
Nordeste	0,9841	0,8260	0,8616	0,9616	1,0038	0,8624	1,0627	0,7986	1,3792
Sudeste	0,9866	0,7044	0,8806	0,8610	1,0078	0,9357	1,0970	0,9243	1,4658
Sul	0,9414	0,8039	0,7993	0,8887	1,0218	0,9783	1,0619	0,9106	1,2867
Centro-Oeste	1,0359	0,5922	0,9179	0,8980	0,9478	0,9273	1,0937	0,8938	1,4262
Total	0,9804	0,7637	0,8612	0,9105	1,0018	0,9296	1,0773	0,8955	1,3746

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009 e da PNAD 2008.

Todos os produtos apresentam elasticidade dispêndio positiva, em que aumentos na renda da família implicam em um maior consumo de alimentos, bebidas e cigarro. Sem considerar os outros alimentos, o grupo de produtos com maior elasticidade dispêndio é o de bebidas alcoólicas para qualquer decil de renda e agrupamento regional, com valor superior a uma unidade, sinalizando que variações nas despesas familiares geram uma mudança mais do que proporcional no seu consumo. No comparativo com resultados de outros estudos desenvolvidos para o Brasil, as estimativas calculadas seguem a tendência de $E_7 > 1$ para bebidas alcoólicas e $0 < E_8 < 1$ para o cigarro.

Dessa forma, com ganhos positivos nos seus rendimentos, as famílias, em especial as residentes no Sudeste e Centro-Oeste, ampliam a demanda por bebidas alcoólicas numa razão maior do que para produtos como cigarro, bebidas não-alcoólicas e frutas e verduras.

Considerando os programas federais de transferência de renda destinados para a população mais pobre, que geram acréscimos de renda para as famílias beneficiadas, tem-se que essa constatação para o consumo de bebidas alcoólicas é mantido para os menores decis de renda na Tabela 3. Controlando a elasticidade dispêndio para bebidas alcoólicas de famílias com baixa renda e beneficiadas com programas sociais federais chefiadas por homens e mulheres, a elasticidade é maior do que um para ambos os tipos de moradores de referência, sendo essa medida maior para domicílios chefiados por homens (1,13 contra 1,04).

Para o caso do cigarro, a elasticidade dispêndio mostra uma característica peculiar, visto que quanto maior o nível de renda domiciliar *per capita* maior a resposta da demanda por este produto à mudanças na renda. A diferença entre a elasticidade do primeiro e do último decil de renda é de 21% para a demanda por cigarro (maior do que a diferença observada para os demais produtos), esse aspecto evidencia que famílias mais ricas tendem a responder de forma mais intensa à demanda pelo item em questão quando se considera uma variação, por exemplo, positiva nos seus ganhos.

De acordo com a matriz de elasticidade-preço da demanda, disposta na Tabela 4, todas as elasticidades-preço dos próprios produtos dispostas na diagonal principal são negativas tanto na demanda Marshalliana quanto para Hicksiana, conforme 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_{88}^u) é de -1,16 e para álcool (E_{77}^u) de -1,37, 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 unidade⁸. Dessa maneira, a demanda por tais categorias de itens é mais elástica ao próprio preço do que os demais produtos alimentares que compõem o vetor de consumo⁹.

Conforme a tendência central dos resultados, bebidas alcoólicas e cigarro são tidos como substitutos ($E_{78}^u = 0,09$ e $E_{87}^u = 0,13$). No entanto, a quantidade demandada por cigarro tem uma resposta ligeiramente maior a mudanças nos preços de bebidas alcoólicas do que o inverso. O trabalho de Pintos-Payeras (2009) encontra que esses produtos mantêm uma baixa relação de complementariedade ($E_{78}^u = -0,04$ e $E_{87}^u = -0,016$). Todavia, este estudo é feito para uma amostra de 6.594 domicílios da POF 2002-2003 pertencentes a algumas regiões metropolitanas do Brasil, já que o mesmo se baseia na tabela regional do IPCA de 1999 para imputação dos preços do cigarro. Logo, tendo em vista que o presente modelo parte de uma amostra mais recente e com maior representatividade amostral para o território nacional, incorporando ajustes no sistema de demanda – para questões como valores censurados de despesas (algo que merece atenção, principalmente, para as informações de gastos com cigarro e bebidas alcoólicas) –, esses resultados acompanham indicações de outros estudos na literatura empírica internacional¹⁰ como Fan *et al.* (1994), Goel & Morey (1995) e Decker & Schwartz (2000).

No que concerne à relação de complementariedade e substitutibilidade entre as diferentes categorias de itens, em termos de mudanças nos preços do cigarro e álcool (demandas não-compensada e compensada), nota-se que todos os produtos podem ser considerados substitutos à bebidas alcoólicas ($E_{i7}^u > 0$), enquanto que para o cigarro metade são complementares ($E_{i8}^u < 0$) e a outra parte substitutos ($E_{i8}^u > 0$). Dessa maneira, um choque nos preços das bebidas alcoólicas resultaria em

⁸ Resultados similares ao observado na literatura nacional, tal como em Pintos-Payeras (2009), que encontram uma elasticidade-preço maior do que um para esses produtos com base numa amostra restrita as regiões metropolitanas do país para a POF 2002-2003.

⁹ É interessante sublinhar que, por exemplo, para o caso do cigarro quanto maior o seu peso no orçamento familiar, mais inelástica a demanda por esse produto à mudanças no preço. Esse fato parece condizente com as definições de Becker & Murphy (1988) sobre bens de vício, uma vez que o consumo desses produtos se relacionam com o estoque.

¹⁰ Em Decker & Schwartz (2000), o efeito entre o preço do álcool e a quantidade demandada por cigarro é de complementariedade, enquanto que entre o preço do cigarro e a demanda por bebidas alcoólicas é de substitutibilidade.

Tabela 4: Matriz de elasticidades-preço das demandas Marshalianas e Hicksianas no Brasil

Grupo↓ Preço→	Cereais	Massas	Frutas	Carnes	Leite	Não-Álcool	Álcool	Cigarro	Outros
Demanda não-compensada ou Marshaliana									
Cereais	-0,8196	-0,1174	-0,0155	-0,1686	-0,0003	0,1034	0,1423	-0,0989	-0,2825
Massas	-0,0213	-0,8730	0,0276	-0,0942	0,0289	0,0087	0,0615	0,0810	-0,0117
Frutas	-0,4653	0,3094	-1,2532	0,0959	-0,2279	-0,0180	0,0450	-0,1577	0,1814
Carnes	-0,0448	-0,0877	0,0108	-0,8601	-0,0037	-0,0062	0,0447	-0,0075	-0,0005
Leite	-0,0096	0,0155	-0,3439	0,0597	-1,1134	0,0657	0,0667	-0,0326	-0,0072
Não-Álcool	0,0763	0,0059	0,0581	-0,6526	0,1673	-1,1365	0,0035	0,0803	-0,0135
Álcool	0,0442	0,0111	0,0018	0,0181	0,0206	0,0292	-1,3723	0,0931	0,0294
Cigarro	-0,0728	0,0146	-0,0238	0,0141	0,5083	-0,0298	0,1296	-1,1620	0,0816
Outros	0,1837	-0,1923	0,1962	0,0391	-1,0493	-0,2060	0,0139	0,0581	-0,7772
Demanda compensada ou Hicksiana									
Cereais	-0,6719	0,0098	0,0599	0,0583	0,0765	0,1972	0,1587	-0,0863	-0,1971
Massas	0,0253	-0,7178	0,0888	0,0665	0,1104	0,0653	0,0701	0,0978	0,0399
Frutas	-0,3986	0,4461	-1,1638	0,3369	-0,1421	0,0603	0,0562	-0,1427	0,2806
Carnes	-0,0119	0,0502	0,0604	-0,5380	0,0779	0,0501	0,0522	0,0009	0,0651
Leite	0,0293	0,1851	-0,2630	0,3264	-0,9910	0,1450	0,0823	-0,0257	0,1056
Não-Álcool	0,1590	0,1516	0,1292	-0,4153	0,2504	-1,0433	0,0148	0,1019	0,0711
Álcool	0,1194	0,1115	0,0575	0,2839	0,1279	0,1400	-1,2320	0,1214	0,1532
Cigarro	-0,0216	0,1480	-0,0113	0,2507	0,5916	0,0167	0,1759	-1,0419	0,1598
Outros	0,3154	-0,0545	0,3082	0,3740	-0,9427	-0,0742	0,1135	0,1709	-0,5888

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009 e da PNAD 2008.

uma maior demanda por outros produtos considerados, incluindo o cigarro que apresenta a segunda 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.

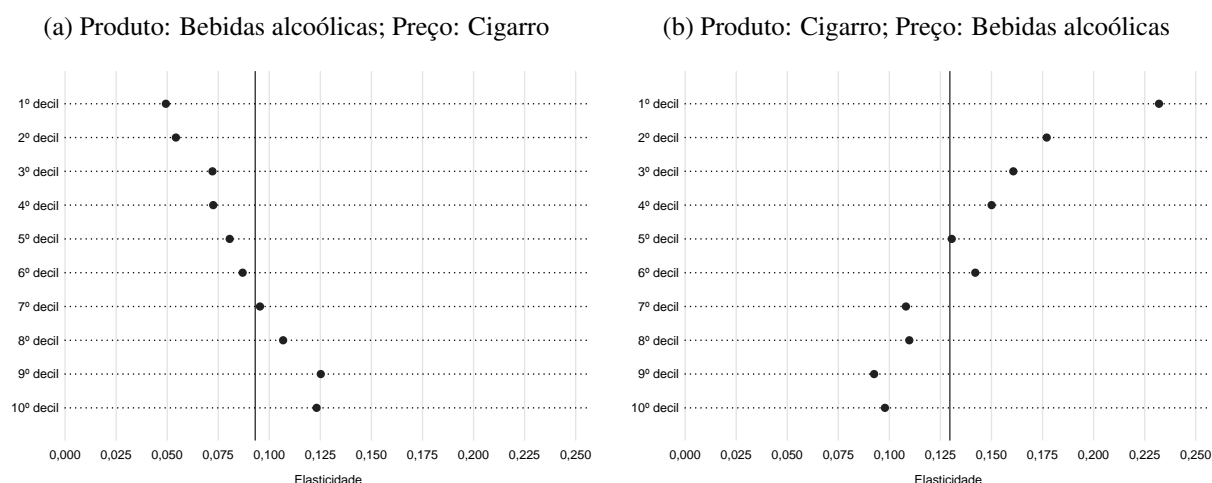
A Figura 2 mostra os diferentes comportamentos das elasticidades-preço cruzadas para cigarro e bebidas alcoólicas por decil de renda domiciliar *per capita*, exibindo uma tendência invertida entre a magnitude da elasticidade cruzada e o decil de renda dependendo da direção dos efeitos. Quanto maior o nível de renda, maior tende a ser a sensibilidade da demanda por cigarro a mudanças nos preços do álcool, ao passo que existe uma inversão quando se avalia respostas da demanda por bebidas alcoólicas em relação à mudanças nos preços do cigarro. Em termos de políticas tributárias, por exemplo, tais informações podem ser importantes para calibrar reajustes tarifários, sem perder de vista o caráter de um sistema mais equitativo, além do mais o ajustamento da demanda pós-mudanças tarifárias repercute no bem estar dos agentes. Destarte, o cigarro e as bebidas alcoólicas podem se reforçar em termos de consumo, visto que para as famílias que apresentam despesas com esses dois itens em simultâneo, tais itens ocupam posição de destaque no orçamento familiar. Contudo, em relação aos preços, essas duas categorias de produtos são substitutos para todos os níveis de renda domiciliar *per capita*¹¹.

As elasticidades-preço da demanda compensada, que ponderam a influência do efeito renda, exibem as seguintes alterações quando comparadas com a demanda não-compensada: as categorias de produtos com baixo grau de complementariedade passam a ser denotadas como substitutas¹² (vide, por exemplo, a medida para bebidas não-alcoólicas na linha do cigarro para as demandas Marshalianas e Hicksianas); os que já possuíam a classificação de produtos substitutos têm suas

¹¹ Não existem evidências, por exemplo, que a proibição do uso de cigarro em locais fechados no país em 1996 (que aumentou o seu custo de oportunidade) implicou em 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 Koksál & Wohlgenant (2013) reforça esta tese de substitutibilidade dos dois produtos com base em dados de consumo para os EUA.

¹² No caso da elasticidade-preço cruzada do cigarro em relação às bebidas alcoólicas, feito apenas para demanda Marshaliana no trabalho de Pintos-Payeras (2009), esse coeficiente poderia ser positivo pela demanda compensada, dada à baixa relação de complementariedade ($E_{87}^u = -0,016$) e um efeito-renda de 0,046 (valor observado no presente estudo para essa relação).

Figura 2: Elasticidade-preço cruzada da demanda não-compensada para bebidas alcoólicas e cigarro (ambos sentidos) por decil da renda domiciliar *per capita*



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009 e da PNAD 2008.

Nota: A linha vertical representa a elasticidade-preço cruzada total.

magnitudes ampliadas – como o caso da relação de substituição entre cigarro e álcool; e os que continuam como complementares, apesar do efeito renda, têm uma redução 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.

A próxima subseção simula os efeitos de mudanças nos preços do cigarro e do álcool sobre o bem estar dos consumidores. Essas alterações podem ser motivadas por aumento das alíquotas tributárias desses itens, visto que o consumo desses produtos se associa a uma série de externalidades negativas para a sociedade (aumento de mortes por doenças crônicas não transmissíveis, maiores gastos com a previdência social, despesas com saúde pública etc.).

5.3 Mudanças nos preços e variação do bem estar

Quando se avalia o efeito de uma política pública, como aumento de alíquotas de impostos dos produtos, é interessante ver o impacto dessa mudança sobre os consumidores em termos de medidas que possam ser comparáveis entre os agentes. Ao estimar as elasticidades-preço da demanda compensada, esta subseção exhibe os impactos no bem estar em função dos choques de preços usando a VC sem e com ajustamento de demanda, supondo um aumento na alíquota tributária que resulta em um aumento de 10% no preço ao consumidor para as bebidas alcoólicas e cigarro. Este ambiente de variação de preços está em consonância com as diretrizes atuais da política tributária brasileira, que preveem 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 produtos¹³. A Tabela 5 exhibe a variação compensatória sem e com ajustamento de demanda, medida em termos de percentuais de dispêndio, para os consumidores de bebidas alcoólicas e cigarro por decil de renda para cada grande região do país.

¹³ Este valor assumido 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 N° 181 de 31/03/2014 presume um aumento em torno de 6% para a cerveja quando comparado com as alíquotas vigentes no decreto N° 7.820 de 2012.

Tabela 5: Variação compensatória sem e com ajustamento de demanda para os consumidores de bebidas alcoólicas e cigarro, conforme decil de renda e grandes regiões (Perda de bem estar) – em %

Decil de renda	NO	NE	SE	SU	CO	Total	NO	NE	SE	SU	CO	Total
	<i>Álcool - Sem ajustamento</i>						<i>Álcool - Com ajustamento</i>					
1º	5,57	4,89	4,18	4,50	5,89	4,73	5,52	4,83	4,10	4,35	5,82	4,68
2º	7,05	4,47	4,96	4,92	5,97	4,83	6,98	4,38	4,90	4,86	5,90	4,77
3º	5,80	5,07	4,50	3,06	4,96	4,61	5,75	4,97	4,41	3,01	4,89	4,56
4º	6,64	5,34	4,42	3,65	3,80	4,70	6,56	5,26	4,36	3,58	3,73	4,60
5º	7,32	5,07	4,17	2,03	4,93	4,40	7,21	5,00	4,10	2,00	4,86	4,35
6º	4,90	5,49	5,21	3,61	5,04	4,70	4,85	5,43	5,14	3,55	4,95	4,63
7º	8,48	6,13	5,80	3,65	6,04	5,03	8,40	6,04	5,73	3,58	5,96	4,95
8º	6,76	5,65	4,44	3,93	5,03	4,47	6,69	5,56	4,38	3,84	4,96	4,38
9º	5,06	4,80	5,11	3,48	6,46	4,53	5,00	4,73	5,03	3,42	6,38	4,44
10º	4,25	5,51	4,69	4,45	5,50	4,79	4,18	5,43	4,60	4,37	5,39	4,70
Total	6,12	5,21	4,67	3,70	5,27	4,68	6,05	5,14	4,60	3,63	5,19	4,61
<i>Cigarro - Sem ajustamento</i>						<i>Cigarro - Com ajustamento</i>						
1º	1,34	1,71	3,50	3,64	3,31	1,97	1,30	1,66	3,42	3,55	3,24	1,93
2º	1,81	1,64	5,13	3,04	5,85	2,59	1,76	1,60	5,03	2,96	5,79	2,52
3º	1,72	1,77	4,61	3,87	3,71	2,85	1,66	1,72	4,53	3,78	3,62	2,79
4º	1,98	2,33	4,48	2,54	3,37	3,11	1,94	2,27	4,38	2,48	3,30	3,06
5º	1,75	2,37	4,48	3,59	3,79	3,33	1,71	2,31	4,39	3,49	3,70	3,25
6º	2,51	2,22	3,90	3,60	3,57	3,38	2,45	2,16	3,83	3,52	3,50	3,30
7º	2,31	2,90	5,35	3,38	4,22	4,58	2,27	2,84	5,27	3,30	4,13	4,49
8º	2,01	3,28	4,84	3,88	3,64	4,36	1,96	3,22	4,75	3,80	3,57	4,28
9º	2,65	3,31	6,29	4,17	4,17	5,00	2,61	3,26	6,19	4,09	4,10	4,91
10º	2,95	3,76	5,08	4,39	5,67	4,79	2,91	3,70	5,01	4,31	5,61	4,73
Total	1,87	2,11	4,91	3,59	4,09	3,52	1,82	2,05	4,83	3,51	4,00	3,45

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009 e da PNAD 2008. Valores calculados para mediana.

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

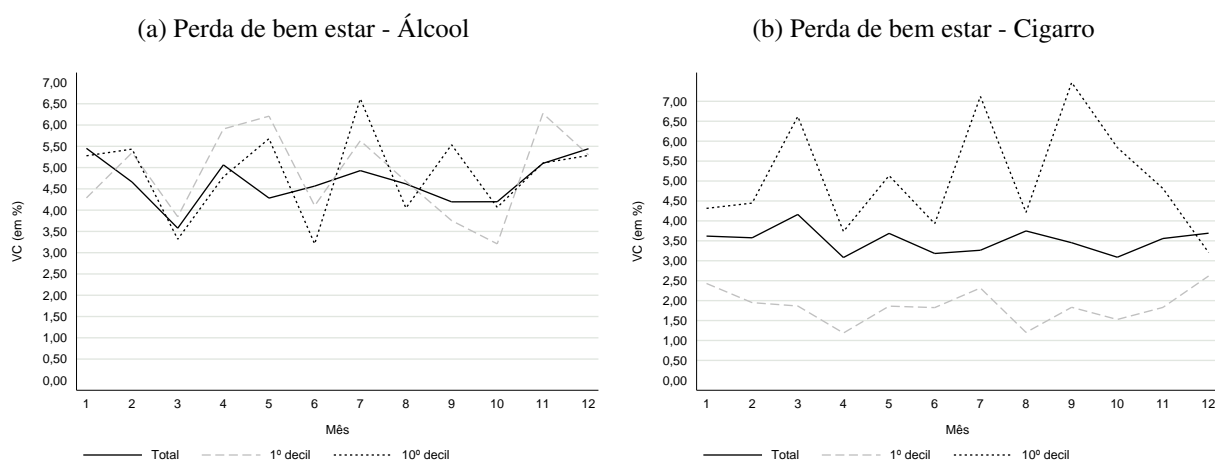
Conforme a Tabela 5, existem perdas para os consumidores em todos os decis de renda e agrupamentos regionais, com mais destaque para as bebidas alcoólicas. Em termos gerais, um choque de 10% no preço das bebidas alcoólicas requer uma compensação de renda em 4,61% para manutenção do nível de utilidade inicial (pré-mudança de preços), já para o cigarro a taxa de compensação é de 3,45% supondo uma elevação de 10% no preço do produto. Em ambos os cenários de elevação dos preços, o ajustamento da demanda para a totalidade dos casos é de apenas 0,07 pontos percentuais (p.p.), sinalizando que o saldo das relações de complementariedade e substitutibilidade para essas categorias em relação aos demais itens alimentares do vetor de consumo não são altas. Por conseguinte, uma política fiscal mais restritiva para esses itens poderia resultar em um menor demanda por alimentos, sobretudo para o contexto de mudança nos preços das bebidas alcoólicas, pois as famílias mais pobres têm praticamente a mesma taxa de compensação de renda requerida das mais ricas, não tendo dentro da cesta de consumo outros produtos que possam substituí-los a contento.

Outro fator de destaque nos resultados de simulação, diz respeito ao caráter equitativo de políticas tarifárias sobre o preço do cigarro, visto que as maiores taxas de perdas ocorrem, com pequenas oscilações, para os níveis mais altos de renda e em direção das regiões mais desenvolvidas do país em termos socioeconômicos. Enquanto que a taxa de perda para uma família no primeiro decil de renda da região Nordeste é de 1,66%, para uma família do décimo decil na mesma região esse valor é de 3,70%. Em termos regionais, uma família do Sudeste na base da distribuição de renda *per capita* exibe uma perda de 3,55%, um índice 114% superior ao verificado para uma família nordestina com mesmo perfil de renda.

As Figuras 3a e 3b ilustram o comportamento da VC para famílias pobres (primeiro decil de renda), ricas (último decil de renda) e total ao longo dos meses de aplicação da POF para diferentes amostras de famílias. A intenção é verificar o comportamento desses indicadores em diferentes períodos de tempo, pois é possível visualizar até que ponto uma elevação de imposto para bebidas alcoólicas em épocas festivas, tais como carnaval e festas juninas, podem ter diferentes

repercussões ou não para os agentes.

Figura 3: Variação compensatória com ajustamento de demanda no Brasil por famílias pobres, ricas e total ao longo dos meses de aplicação da POF – em %



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009 e da PNAD 2008. Valores calculados para mediana, onde os meses representam o período de referência da aplicação da POF no domicílio entrevistado.

Verifica-se que para as bebidas alcoólicas as taxas de perdas entre ricos e pobres possuem praticamente as mesmas direções ao longo do tempo, contabilizando o fato de que na maior parte do período, as famílias mais pobres apresentam perdas relativas ligeiramente maiores do que as mais ricas. Já para o cigarro, o comportamento revela que ao longo dos 12 meses as famílias ricas têm taxas de perdas acima da média e bem acima dos mais pobres, onde as maiores diferenças entre os dois estratos ocorrem nos meses de setembro (5,66 p.p.), julho (4,81 p.p.) e março (4,75 p.p.). A princípio, as Figuras a Figura 3a e 3b apenas ratificam que a taxa de variação compensatória para as bebidas não possuem muita distinção entre ricos e pobres, e para o cigarro a taxa necessária para as famílias com maiores níveis de renda restaurar a utilidade pré-mudanças nos preços é superior aos das unidades mais pobres, independentemente do período da pesquisa. Ao analisar o comportamento das taxas de variação compensatória de renda para o total, nas duas figuras, não se constata nenhuma tendência sazonal nas taxas de perdas.

No Brasil, as políticas públicas, de cunho tarifário e não-tarifário (como a lei nº 9.294/96, que proíbe o consumo de cigarro em ambientes fechados, e a instituição da Lei Seca em 2008), vêm dando uma atenção especial aos chamados fatores de risco modificáveis a saúde, haja vista o elevado número de mortes atribuídas a tais aspectos e os seus elevados custos econômicos e sociais. Como o consumo desses bens se associa com uma série de externalidades negativas para a sociedade, as políticas tarifárias restritivas podem ser utilizadas para desestimular o consumo de certos itens, bem como gerar receitas para custear os serviços públicos de saúde, por exemplo. O somatório das perdas das famílias em respostas ao choque de 10% na alíquota para álcool e cigarro totalizam apenas 3,1% dos gastos estimados com as DCNT no período pelo Sistema Único de Saúde (SUS), com as despesas de procedimentos ambulatoriais e internações¹⁴. É válido realçar 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.

¹⁴ 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.

6 CONCLUSÕES

Através do modelo QUAIDS com ajustes para o consumo censurado e endogeneidade dos gastos totais, observa-se que a demanda pelas nove categorias de produtos mantém relações com os preços, renda e fatores conjunturais e locacionais. As estimativas para a dimensão sociodemográfica apontam indícios que famílias chefiadas por indivíduos mais instruídos e que apresentam adolescentes no domicílio tendem a ter uma menor demanda por bebidas alcoólicas e cigarro, bem como estatisticamente as unidades situadas nas regiões Norte e Nordeste possuem uma menor demanda a tais itens quando comparadas, principalmente, com domicílios do Sul e Sudeste. 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 as famílias que adotam um padrão de consumo com os citados produtos.

A elasticidade-dispêndio da demanda por cigarro e bebidas alcoólicas é positiva, em que variações positivas no dispêndio total aumentam o consumo dos citados itens, sendo que para o cigarro essa elasticidade é menor do que uma unidade. Para a bebida alcoólica, um adicional de renda gera um aumento mais do que proporcional na sua demanda para qualquer estrato de renda domiciliar *per capita* e região de localização da família. Além do mais, dentre as nove categorias de produtos, famílias mais pobres, grupo de interesse para políticas sociais de transferência de renda, têm uma das maiores elasticidade-dispêndio em relação à demanda por bebidas com teor alcoólico, sugerindo que o crescimento na demanda por álcool responde mais fortemente a incrementos na renda do que o consumo de itens alimentares (como cereais, massas, frutas e verduras, carnes e leite) e bebidas não-alcoólicas.

A matriz de elasticidade-preço das demandas compensadas e não-compensadas indicam que cigarro e bebidas alcoólicas possuem uma relação positiva em ambos os sentidos, apresentado, portanto, uma relação de substitutibilidade em termos de preços cruzados. Essa informação é importante para identificar que choques nos preços de bebidas alcoólicas não geram redução de demanda por cigarro, o mesmo acontecendo na situação inversa. Com base nesses indicadores, a simulação de um aumento nos preços desses produtos sobre o bem estar das famílias mostram que esses itens possuem um baixo ajustamento de demanda para o vetor de consumo de produtos considerados, cuja a taxa de compensação de renda requerida em função de mudanças nos preços do cigarro maior para as famílias e regiões mais ricas ao longo dos 12 meses do período de referência da POF, enquanto que para a demanda por bebidas alcoólicas a taxa de perda de bem estar não difere muito entre os diferentes estratos de renda.

Não obstante às perdas na utilidade para essas famílias resultantes de políticas tarifárias mais restritivas, é válido realçar que o somatório de todos os valores de renda requeridos, para restaurar o nível de utilidade pré-mudanças de preços, representa apenas uma parcela ínfima, por exemplo, dos custos diretos do SUS com procedimentos ambulatoriais e internações para as DCNT, haja vista que o tratamento dessas doenças possuem características de longa duração. Como toda política fiscal apresenta limites tarifários, dado aspectos como sonegação fiscal, substitutos ilícitos e aumento de contrabando, pontua-se que uma das melhores formas de reduzir a demanda por esse tipo de produtos seria através de políticas não-tarifárias sobre a demanda, em especial com ações voltadas para as crianças e jovens a fim de minimizar o consumo desses produtos no médio e longo prazo, sendo, portanto, uma das diretrizes para futuras investigações.

REFERÊNCIAS

- BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics*, 1997. v. 79, n. 4, p. 527–539, 1997.
- BARTEN, A. P. Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences. *Econometrica*, 1964. v. 32, n. 1, p. 1–38, 1964.
- BECKER, G. S.; MURPHY, K. M. A Theory of Rational Addiction. *Journal of Political Economy*, 1988. 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*, 2013. Elsevier Ltd, v. 43, p. 267–277, dez. 2013. ISSN 03069192.
- BLACKLOW, P.; NICHOLAS, A.; RAY, R. Demographic Demand Systems With Application To Equivalence Scales Estimation and Inequality Analysis: the Australian Evidence. *Australian Economic Papers*, 2010. v. 49, n. 3, p. 161–179, ago. 2010. ISSN 0004900X.
- BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What Do We Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data? *The American Economic Review*, 1993. 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*, 1999. 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-DF: Ministério da Saúde, 2005.
- 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*, 2013. 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*, 1998. v. 52, p. 67–104, 1998.
- CHALOUPKA, F.; WARNER, K. E. The economics of smoking. *NBER Working Paper n. 7047*, 1999. p. 1–70, 1999.
- CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSON, D. W.; LAU, L. J. Transcendental Logarithmic Utility Functions. *The American Economic Review*, 1975. v. 65, n. 3, p. 367–383, 1975.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, 1980. 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. 2000.
- DUFFY, M. Advertising in Demand Systems for Alcoholic Drinks and Tobacco: A Comparative Study. *Journal of Policy Modeling*, 1995. v. 17, n. 6, p. 557–577, 1995.

- FAN, S.; CRAMER, G.; WAILES, E. Food demand in rural China: evidence from rural household survey. *Agricultural Economics*, 1994. 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. *The World Bank Economic Review*, 2002. v. 16, n. 3, p. 397–423, dez. 2002. ISSN 1564698X.
- GIL, A. I.; MOLINA, J. A. Alcohol demand among young people in Spain: an addictive QUAIDS. *Empirical Economics*, 2009. v. 36, n. 3, p. 515–530, jun. 2009. ISSN 0377-7332.
- GOEL, R. K.; MOREY, M. J. The Interdependence of Cigarette and Liquor Demand. *Southern Economic Journal*, 1995. v. 62, n. 2, p. 451–459, 1995.
- HECKMAN, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 1979. 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*, 1990. v. 8, n. 3, p. 365–371, 1990.
- JIMENEZ, S.; LABEAGA, J. M. Is it possible to reduce tobacco consumption via alcohol taxation? *Health Economics*, 1994. 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*, 1977. 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*, 2008. 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: [s.n.], 2013. p. 1–26.
- MENEZES, T. A.; SILVEIRA, F. G.; AZZONI, C. R. Demand elasticities for food products in Brazil: a two-stage budgeting system. *Applied Economics*, 2008. v. 40, n. 19, p. 2557–2572, 2008.
- MUELLBAUER, J. Community Preferences and the Representative Consumer. *Econometrica*, 1976. v. 44, n. 5, p. 979–999, 1976.
- OLIVER, A. S. Information technology and transportation: substitutes or complements? *MPRA paper n. 52896*, 2014. p. 1–28, 2014.
- PINTOS-PAYERAS, J. A. Estimación do Sistema Quase Ideal de Demanda para uma cesta ampliada de produtos empregando dados da POF de 2002-2003. *Economia Aplicada*, 2009. v. 13, n. 2, p. 231–255, 2009.
- POI, B. P. From the help desk : Demand system estimation. *The Stata Journal*, 2002. v. 2, n. 4, p. 2002, 2002.
- POI, B. P. Demand-system estimation: Update. *The Stata Journal*, 2008. v. 8, n. 4, p. 2008, 2008.
- POI, B. P. Easy demand-system estimation with quaid. *The Stata Journal*, 2012. v. 12, n. 3, p. 433–446, 2012.
- POLLAK, R. A. ; WALES, T. J. . Demographic Variables in Demand Analysis. *Econometrica*, 1981. v. 49, n. 6, p. 1533–1551, 1981.

- RAY, R. Measuring the costs of children: An alternative approach. *Journal of Public Economics*, 1983. v. 22, n. 1, p. 89–102, 1983.
- SAFFER, H.; CHALOUPKA, F. Alcohol tax equalization and social costs. *Eastern Economic Journal*, 1994. 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*, 2006. v. 44, n. 3, p. 549–572, set. 2006. ISSN 0103-2003.
- SHONKWILER, J. S.; YEN, S. T. Two-Step Estimation of a Censored System of Equations. *American Journal of Agricultural Economics*, 1999. v. 81, n. 4, p. 972–982, 1999.
- SMALL, K. A.; ROSEN, H. S. Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models. *Econometrica*, 1981. 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*, 1954. v. 64, n. 255, p. 511–527, 1954.
- 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*, 2011. v. 36, n. 1, p. 14–27, 2011.
- WOOD, B. D.; NELSON, C. H.; NOGUEIRA, L. Poverty effects of food price escalation: The importance of substitution effects in Mexican households. *Food Policy*, 2012. v. 37, n. 1, p. 77–85, fev. 2012. ISSN 03069192.
- World Health Organization. Burden : mortality , morbidity and risk factors. In: *Global status report on noncommunicable diseases 2010*. Geneva: WHO, 2011. p. 9–32.
- YAMAMOTO, C. H. *A demanda por bebidas alcoólicas no Brasil – 2008-2009*. 1–88 p. Tese (Mestre em Economia) — Fundação Getúlio Vargas, 2011.
- YEN, S. T. A Multivariate Sample-Selection Model: Estimating Cigarette and Alcohol Demands with Zero Observations. *American Journal of Agricultural Economics*, 2005. 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*, 2003. 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*, 2009. 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*, 2010. v. 42, n. 2, p. 337–355, 2010.