**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

Ensaio sobre a orizicultura brasileira

Vancelei Zanin

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2017**

Vancelei Zanin
Bacharel em Ciências Econômicas

Ensaaios sobre a orizicultura brasileira

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientadora:
Profª. Dra. **MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Zanin, Vanclei

Ensaaios sobre a orizicultura brasileira / Vanclei Zanin. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - -Piracicaba, 2017.

98 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Arroz 2. Consumo domiciliar 3. Quaidas 4. Exportações 5. Modelo VAR-VEC I. Título.

Dedico a toda minha família: Pai, mãe, irmãos e, em especial, a minha nona, Elsa Maria, meu primeiro exemplo sobre a importância da educação!

AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar a Deus Pai por todas as bênçãos derramadas ao longo de todos os dias dessa jornada. Ao Nosso Senhor Jesus Cristo, exemplo maior de doação, pela Fé e esperança que me fizeram acreditar que conseguiria trilhar o caminho do doutorado.

A Nossa Senhora e aos meus intercessores: Santo Antônio e Santo Antônio pelo consolo em momentos de angústias e incertezas.

À minha família. Em especial ao meu pai, Ernesto, pelo exemplo de fé e confiança e à minha mãe, Luceli Fátima, por seu amor incondicional e modelo de vida. Aos meus irmãos Vagner, Valquíria e Vanessa pelo carinho e incentivo desde os meus primeiros passos na vida acadêmica, ainda na graduação em Santa Maria. Amo cada um de vocês!

Ao professor Werner Baer (*in memoriam*) figura humana ímpar e de grande generosidade pela oportunidade de fazer doutorado sanduíche na *University of Illinois at Urbana-Champaign* (UIUC) e por ter me mostrado como a humildade é importante na vida acadêmica.

À Professora Mirian Bacchi, pela boa vontade em me orientar e pelos ensinamentos na condução desta Tese. Sua paciência e capacidade foram de grande ajuda ao longo de todo o trabalho.

Ao professor Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida por compartilhar seus conhecimentos e pela solicitude em responder minhas dúvidas. É desse tipo de comportamento que a ciência brasileira precisa.

Aos Professores Cassiano Bragagnolo, Silvia Helena Galvão de Miranda e Andréia Adami pelas críticas e sugestões no exame de qualificação. Além desses, aos demais membros da banca final por ajudarem a aprimorar o trabalho.

Ao professor Rodolfo Hoffmann, à Marcela Nogueira Ferrario e à Adriana Nascimento pela ajuda com a POF. Ao Guilherme Travassos pela rapidez e dedicação na ajuda com a aplicação do modelo e/ou do script do Stata, foram diversas conversas pelo Skype e, assim, criou-se uma amizade.

Ao pessoal da Rep. Xibiu, Ferinha, Noia, Sã, Cabelo, aos membros da nova geração e, em especial, ao *old school* André Sanches pela parceria e apoio nas minhas idas e vindas a Piracicaba.

Aos amigos Michel A. S. da Paixão e Alexandre H. Menegário, parceria nos momentos bons e nos momentos não tão bons, pelas conversas, caminhadas pelo campus, almoços e cevas. Aqui tenho dois grandes amigos que sei que levo para a vida toda.

À Dienice Ana Bini pela amizade, conversas e, sobretudo, pelo apoio contínuo. Esse suporte foi primordial no meu dia-a-dia e na condução da Tese.

Aos amigos Julyerme Tonin e Vinícius Halmenschlager parceiros em trabalhos, que esse espírito de colaboração perdure. Aos demais colegas e amigos do Departamento de Economia, que pela quantidade não cabe citar, mas apenas agradecer pela convivência e amizades cultivadas em todo o período do doutorado.

Aos amigos de Nova Araçá e de Santa Maria, pela amizade e companheirismo que entenderam muitos “nãos” ao longo desse período, espero cultivar essas amizades para sempre.

Aos amigos que estão em Porto Alegre na figura do Bruno M. Teixeira pela compreensão e força no dia-a-dia da construção deste trabalho. O tempo mostrou que a amizade quando alimentada pelo convívio pode se tornar em fraternidade real.

À Fundação de Economia e Estatística – FEE/RS – por ter concedido liberação para realização de parte do meu doutorado externamente, bem como pelo apoio em cada momento desta trajetória. Em especial gostaria de agradecer à Anelise Brehm Rocco pelo auxílio com as burocracias da liberação do doutorado sanduíche e à colega Áurea Breitbach pela leitura final da Tese. Aos demais colegas e amigos da casa que de alguma maneira contribuíram para a realização deste trabalho.

Aos colaboradores do Departamento de Economia da ESALQ, em especial à Maielli e à Aline ambas com muita boa vontade em auxiliar nas diversas vezes que precisei. E ao pessoal da biblioteca pelo auxílio na formatação deste trabalho.

Ao Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento Tecnológico – CNPq, pela bolsa de doutorado sanduíche que foi um divisor de águas em minha percepção da vida acadêmica.

Enfim, resumo por meio das palavras do Padre Antônio Vieira o sentimento vivido nesse momento:

– De sorte que os efeitos da providência não se hão de medir pela diversidade dos meios, senão pela unidade do fim.

A todos esses anjos da Providência meu Muito Obrigado!

SUMÁRIO

RESUMO.....	8
ABSTRACT.....	9
1. INTRODUÇÃO.....	11
1.1 Organização do Estudo	14
Referências.....	15
2. A DEMANDA DOMICILIAR POR ARROZ NO BRASIL: ABORDAGEM POR MEIO DO SISTEMA QUAIDS, EM 2008/2009.....	17
Resumo.....	17
Abstract	17
2.1 Introdução	18
2.2. Fundamentação Teórica Conceitual.....	20
2.2.1 Revisão Bibliográfica.....	20
2.2.2 Sistemas de Demanda	24
2.2.3 QUAIDS com ajustamento para fatores sociodemográficos	27
2.2.4 O problema do Consumo Zero.....	28
2.2.5 O problema da endogeneidade das despesas totais.....	30
2.2.6 A questão dos preços.....	31
2.2.7 Estimação das equações de parcelas de gastos e das elasticidades no modelo QUAIDS ajustado	32
2.3. Base de Dados	33
2.4 Resultados	37
2.4.1. Elasticidades.....	38
2.5 Considerações Finais.....	51
Referências.....	52
3. OS DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE ARROZ.....	59
Resumo.....	59

Abstract.....	59
3.1 Introdução	60
3.2 Brasil: Comércio exterior de arroz	62
3.3 Revisão de Literatura.....	68
3.3.1 Modelo Teórico	69
3.3.2 Procedimentos metodológicos	71
3.3.3 Fonte de Dados	73
3.4 Resultados.....	74
3.5 Considerações Finais	78
Referências	79
4. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	83

RESUMO

Ensaaios sobre a orizicultura brasileira

O presente trabalho é composto de dois artigos que versam sobre temas pouco explorados na orizicultura nacional. Especificamente, objetiva-se investigar aspectos relacionados à procura pelo cereal no mercado doméstico e à sua inserção externa. Para tanto, após uma introdução geral, o trabalho apresenta um artigo sobre a demanda domiciliar de alimentos com destaque para o consumo de arroz e um segundo ensaio que investiga a oferta brasileira de exportação de arroz. O primeiro artigo (segundo capítulo) apresenta as estimativas da demanda domiciliar alimentar brasileira obtidas por meio de um modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS) ajustado para o problema do consumo censurado e da endogeneidade das despesas. A base de dados utilizada foi a POF 2008-2009, sendo os produtos selecionados devido à relação de complementariedade e substitutibilidade esperada com o arroz. Os resultados indicam comportamento inelástico da demanda do arroz em relação à renda e ao dispêndio com alimentos no domicílio. Observa-se que as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Nordeste apresentam maior sensibilidade da demanda a aumentos da renda (dispêndio). A elasticidade-preço própria da demanda não compensada indicou que a variação no preço do arroz impacta mais que proporcionalmente a sua demanda. As elasticidades-preço cruzadas apontam o pão e a farinha de mandioca como importantes substitutos do arroz e o feijão um bem complementar, considerando a demanda domiciliar. Os resultados decompostos em dez estratos de renda *per capita* familiar indicam maior sensibilidade das famílias de menor renda a variações do preço do cereal e o aumento da relação de substituição com os outros bens à medida que a renda se eleva. O segundo artigo (terceiro capítulo) trata da investigação dos condicionantes das exportações brasileiras de arroz por meio de VAR estrutural baseado em um modelo econômico de excesso de oferta, no período pós 2009. Os resultados das relações contemporâneas mostram considerável efeito negativo do crescimento interno (PIB) sobre as exportações. A taxa de câmbio real efetiva apresentou forte impacto imediato positivo sobre as exportações. O preço de exportação também teve efeito positivo, e pouco maior do que um, sobre a quantidade exportada. O preço ao produtor apresentou impacto imediato positivo sobre as vendas externas. A função impulso-resposta confirma o papel do consumo interno (PIB) como concorrente das vendas externas ao longo do tempo. Por outro lado, o efeito acumulado de um choque não antecipado de 1% na taxa de câmbio efetiva real muda de trajetória e se torna negativo a partir do terceiro período, o que pode ser reflexo do encarecimento das importações de arroz – componente ainda importante no abastecimento interno. No caso do preço das exportações, o efeito positivo se dissipa a partir do terceiro período. Por último, o preço ao produtor mantém, no acumulado, impacto positivo sobre as exportações. No geral, o modelo de excesso de oferta se mostrou adequado, mas a grande importância das importações e dos estoques nesse mercado parece afetar os resultados e merece ser melhor investigada.

Palavras-chave: Arroz; Quaidis; Demanda domiciliar; VAR; Exportações

ABSTRACT

Essays on Brazilian rice production

This work is organized in two papers that deal with some topics that are little explored in the Brazilian rice growth literature. Specifically, it aims to investigate aspects related to the demand for rice in the domestic market and its external insertion. For that, after a general introduction, we present an article on household demand for food, with emphasis on rice consumption and a second paper investigating the rice export supply. The first article, in the second chapter, presents estimates of the Brazilian household food demand through a Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) adjusted for censored consumption and endogeneity of total expenditures. Microdata from Household Budget Survey (POF) 2008-2009 with products selected due to the expected relationship of complementarity and/or substitutability with rice. The results indicate an inelastic behavior of rice demand in relation to income and food expenditure at home. It is observed that the Center-West, Southeast and Northeast regions show greater sensitivity of demand to increases in income (expenditure). The price elasticity of demand indicated that the variation in rice's price affects more than proportionally its demand. The cross-price elasticities point to bread and manioc flour as important substitutes for rice and beans as a complement in household demand. The results for ten strata of family per capita income indicate higher sensitivity of lower income families to changes in cereal prices and an increase in the substitution ratio with other goods as income rises. The second article, in the third chapter, deal with investigation of the determinants of Brazilian rice exportations through structural VAR based on a model of excess supply in the post-2009 period. The results of contemporary relations show a considerable negative effect of GDP growth on exports. The effective real exchange rate had a strong immediate positive impact on exports. The export price also had a positive and elastic effect on the quantity exported. The producer price had an immediate positive impact on foreign sales. The impulse-response function confirms the role of domestic consumption (GDP) as a competitor to external sales, over time. On the other hand, the effect of an unanticipated shock on the real exchange rate changes trajectory and becomes negative from the third period, which may be a reflection that rice's imports are more expensive— imports still are important component in domestic supply. In the case of export prices, the positive effect dissipates from the third period. Finally, the producer price keeps an accumulated positive impact on exportations. In general, the excess supply model is adequate, but the high importance of imports and stocks in this market seems to affect the results and deserve further investigation.

Keywords: Rice; Quaidis; Domestic demand; VAR; Exports

1 INTRODUÇÃO

A importância econômica, social e ambiental do cultivo do arroz ao redor do mundo fez com que a Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (FAO) criasse, em 2004, o ano internacional do arroz, com objetivo de aumentar a produção e o acesso ao cereal. Segundo a FAO (2004), o arroz é alimento básico para mais de metade da população mundial, sendo que na Ásia mais de 2 bilhões de pessoas obtém através dele entre 60% e 70% da necessidade calórica diária. A Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA, 2005) reforça essa relevância do arroz que, por seu balanceamento nutricional e versatilidade para se adaptar a diferentes condições de solo e clima, é a espécie com maior potencial de combate à fome no mundo.

Em 2015, de acordo com dados do Departamento Norte-Americano de Agricultura (USDA, 2016), o arroz ocupou cerca de 160 milhões de hectares em quase 80 países ao redor do mundo e atingiu uma produção de 703 milhões de toneladas. Em termos geográficos, observa-se expressiva concentração da produção (90%) e do consumo (86%) na Ásia, especialmente na China e na Índia, que representam cerca de 50% da produção e do consumo mundial do cereal. O Brasil, em 2015, figurou em décimo lugar entre os países produtores e consumidores de arroz. Assim, o país desponta como o principal mercado fora do continente asiático, porém com menos de 2% da produção e do consumo global.

No Brasil, o cereal ocupa um lugar de proeminência tanto em termos de produção agrícola quanto no consumo das famílias, sobretudo nas classes de renda mais baixas. No primeiro caso, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016), em 2015, a produção nacional do cereal foi de 12,3 milhões de toneladas, colhidas em 2,1 milhões de hectares. Dessa forma, a orizicultura pode ser incluída entre as principais atividades agrícolas temporárias no Brasil, com um valor da produção de R\$ 8,6 bilhões em 2015 (perdendo apenas para a soja, para a cana-de-açúcar e para o milho). Já em termos de consumo, dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), IBGE (2014a), mostram que em 2008 a participação relativa do arroz no total de calorias, determinado pela aquisição alimentar domiciliar, variou de quase 40% na capital maranhense a 8,5% na capital potiguar. Em São Paulo, capital mais populosa do país, esse percentual foi de 15,4%.

Apesar da grande importância do arroz na dieta do brasileiro, observa-se que o consumo total nacional cresceu a taxas baixíssimas nas últimas décadas. De acordo com o quadro de suprimentos da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2016), entre a safra de

1990/1991 a 2014/2015, o consumo doméstico total de arroz aumentou a uma taxa de 0,31% ao ano. Nesse mesmo período, a produção cresceu 1,08% a.a., puxada pelo incremento de produtividade (3,80% ao ano), enquanto a área cultivada decresceu a taxa de 2,62% ao ano¹. Essa estabilidade do consumo é um dos fatores que explica o baixo dinamismo do setor, que pode ser visualizado pela considerável soma de recursos governamentais utilizados no intuito de elevar o preço recebido pelos produtores agrícolas. Capitani (2013) aponta que entre 2003 e 2011 o arroz foi a terceira cultura que mais recebeu recursos financeiros diretos para suporte à produção, estoques e comercialização, precedida pelo milho e pelo trigo, com cerca de 2,4 bilhões de reais destinados a garantias de aproximadamente 7,1 milhões de toneladas do cereal. Na safra de 2010/11 o Governo Federal destinou um volume de R\$ 984 milhões para apoiar a comercialização de 2,9 milhões de toneladas de arroz, o que representa 21,9% da produção total daquele ano (BRASIL, 2014).

No bojo desse baixo crescimento da demanda nacional há também recentes modificações socioeconômicas com impactos diversos sobre o consumo do cereal. Como exemplo, pode-se citar o processo de crescimento do emprego e da renda vivenciados, sobretudo, na primeira década deste século, com maior participação da mulher no mercado de trabalho, o que intensificou a trajetória, já existente, de diminuição do tempo disponível para preparo da alimentação no domicílio. Nesse contexto, as pessoas passaram a se alimentar cada vez mais fora de suas residências (BARATA, 2005; SCHLINDWEIN; KASSOUF, 2007; GAMEIRO; GAMEIRO, 2008²). De outra parte, conforme mostrou Ferrario (2013), programas de transferência de renda, como o Bolsa Família, que levam à melhoria na distribuição da riqueza, aumenta a demanda por alimentos, tendendo a beneficiar também o consumo do cereal.

Os dados da POF corroboram as afirmações sobre a queda no consumo domiciliar do arroz. Observa-se que o consumo doméstico nacional *per capita* do cereal atingiu 26,5 kg/pessoa/ano em 2008, queda de cerca de cinco quilos em comparação com o valor estimado na pesquisa de 2002. Contudo, algumas considerações merecem ser tecidas a esse respeito. Primeiro, a diminuição de consumo se concentra no de arroz polido, com redução de 24,5

¹ A taxa de crescimento exponencial anual foi obtida a partir da equação: $\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + u_t$. Estimado o modelo, aplica-se a fórmula $\{[\exp(\beta_1) - 1] * 100\}$ para se obter a taxa de crescimento geométrica.

² Gameiro e Gameiro (2008) resumem as causas, apontadas por Irga (2006), da queda do consumo *per capita* de arroz: i) migração para produtos de maior valor agregado, na proporção do aumento da renda familiar; ii) concorrência com farináceos, confirmando a tendência de alto consumo de pães; iii) alteração nos hábitos alimentares em função do menor tempo disponível para as refeições; iv) inserção da mulher em outras atividades profissionais; v) desconhecimento das qualidades nutritivas e funcionais do produto na alimentação; vi) ausência de mídia para a divulgação e de incentivo ao consumo do arroz; e vii) mito de que “o arroz engorda”.

kg/pessoa/ano para 14,6 kg/pessoa/ano. Segundo, há aumento no consumo do arroz “não especificado”, que agrega arroz parboilizado e arroz integral, com crescimento de 4,7 kg/pessoa/ano. Assim, há indícios de que os consumidores estão alterando a forma de consumo do cereal nos domicílios com intuito de preservar as características nutricionais desse alimento. O terceiro ponto a se destacar é que apesar das tendências acima apontadas serem observadas para o país como um todo, há grandes diferenças regionais. Enquanto o consumo domiciliar *per capita* da região Sul é de 22,2 kg/ano, no Centro-Oeste ele é de 36,25 kg/pessoa/ano, o que representa um consumo 62% superior ao sulista.

De outra parte, no período recente, o desempenho positivo das exportações se mostrou benéfico ao setor orizícola. Dados governamentais (BRASIL, 2016) mostram que as vendas externas passaram a ter representatividade depois de 2005. Nessa mesma trajetória, em 2011, ano de “supersafra”, o excedente de oferta foi absorvido pelo mercado externo, com vendas de mais de 1,1 milhão de toneladas de grãos beneficiados (ZANIN, 2013). No período subsequente, o direcionamento de parte da produção brasileira para o mercado internacional se mantém, mesmo que em menor intensidade. De acordo com o quadro de suprimentos da CONAB (2016), as exportações totais estão em patamar superior a um milhão de toneladas/ano, desde a safra 2010/2011, gerando saldo levemente positivo, em termos de volume, na balança comercial nacional do cereal. Dessa forma, o mercado internacional pode ser uma alternativa para diminuir a pressão que o aumento da produção exerce sobre os preços ao produtor.

Neste contexto, cresce a necessidade de estudos detalhados sobre o consumo nacional do produto que levem em consideração as alterações socioeconômicas recentes, assim como trabalhos a respeito da oferta de exportação brasileira. Entende-se que um melhor conhecimento do mercado interno, abrangendo aspectos regionais, bem como sobre os países consumidores do arroz brasileiro identificando as variáveis que contribuem para essa inserção externa pode subsidiar significativamente a definição de políticas públicas e/ou setoriais que beneficiem toda a cadeia. Cabe reforçar que esses estudos são de particular interesse do setor orizícola gaúcho, pois o Rio Grande do Sul é o maior produtor nacional tanto do cereal *in natura* quanto do produto beneficiado (IBGE, 2014b; IBGE 2014c).

Desse modo, o objetivo deste trabalho é compreender os fatores que afetam a demanda doméstica de arroz bem como identificar os determinantes da oferta de exportação do cereal nacional. Assim, busca-se por meio dessa análise preencher essas lacunas existentes na literatura aplicada ao setor orizícola nacional.

Para atingir o mencionado objetivo serão feitas análises que visam a:

- a) Estimar as elasticidade-renda da demanda e a elasticidade-preço da demanda do arroz para as diferentes faixas de renda e regiões;
- b) Identificar quais os bens substitutos ou complementares ao arroz na demanda alimentar nacional e regional;
- c) Identificar os principais mercados externos e tipos de produtos derivados do arroz exportados pelo Brasil;
- d) Identificar e quantificar os impactos dos determinantes das exportações brasileiras de arroz.

1.1 Organização do Estudo

Neste capítulo foi discutida a relevância do assunto a ser estudado. Justificou-se a investigação dos determinantes da demanda por arroz devido à estagnação relativa do consumo nacional e tratou-se dos potenciais impactos, sobretudo no Rio Grande do Sul, que uma reversão deste quadro, auxiliada por uma maior inserção externa, possa ter. Apresentaram-se também os objetivos que nortearão o trabalho, o qual é dividido em dois ensaios.

No capítulo dois, apresenta-se o primeiro ensaio, no qual se estima um sistema de demanda – por meio do modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS) de Banks, Blundell e Lewbel (1997) – para os alimentos no Brasil através de dados da POF 2008-2009 do IBGE. O principal objetivo deste trabalho é estimar as elasticidades (renda, preço-própria e preço-cruzada) de dez alimentos consumidos nos domicílios brasileiros. Destaca-se que o arroz figura como produto principal desta investigação, com destaque também para relações (substituição ou complementariedade) deste com os outros alimentos consumidos.

O segundo ensaio, apresentado no capítulo três, busca identificar os determinantes da oferta de exportações nacionais de arroz no período de janeiro 2009 a janeiro de 2016. Para tanto, lança-se mão de um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) estrutural, baseado em um modelo de excesso de oferta, para analisar as inter-relações entre as variáveis elencadas. Ressalta-se a importância do presente estudo tanto pela crescente relevância que os mercados externos vêm assumindo, como pelo ineditismo do tema dentro da literatura aplicada sobre orizicultura brasileira.

Por fim, no quarto capítulo apresentam-se as considerações finais, onde são destacadas as principais conclusões dos ensaios realizados, buscando-se relacionar esses resultados com potenciais estratégias de atuação dos agentes das orizicultura nacional.

Referências

BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **The Review of Economics and Statistics**, Boston, v. 79, n. 4, p. 527-539, Nov. 1997. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2951405>>. Acesso em: 24 mar. 2014.

BARATA, T. S. **Caracterização do consumo de arroz no Brasil**: um estudo na Região Metropolitana de Porto Alegre. 2005. 93p. Dissertação (Mestrado em Agronegócios) – Centro de Estudos e Pesquisas em Agronegócios, Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, 2005.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior - MDIC. Secretaria de Comércio Exterior - SECEX. **ALICEWEB**. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 04 set. 2016.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento - MAPA. **Sumário Executivo do Arroz – Abril 2013**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/politica-agricola/publicacoes>>. Acesso em 10 mar. 2014.

CAPITANI, D; H. **Viabilidade de implantação de um contrato futuro de arroz no Brasil**. 2013, 176p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2013.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Quadro de Suprimentos**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1470&t=2>>. Acesso em: 17 nov. 2016.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISAS AGROPECUÁRIAS – EMBRAPA. **Cultivo do arroz irrigado no Brasil**: Importância econômica, agrícola e alimentar do arroz , 2005. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Arroz/ArrozIrigadoBrasil/cap01.htm>>Acesso em: 05 set. 2014.

FAO (2004). **Ano Internacional do Arroz**. Disponível em: <<http://www.fao.org/rice2004/es/concept.htm>> Acesso em: 10 mar. 2014.

FERRARIO, N; M. **Análise do impacto dos programas de transferência de renda sobre as despesas familiares com o consumo**. 2013, 91p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2013.

GAMEIRO, A.H.; GAMEIRO, M. B. P. O arroz no varejo e os fatores que influenciam o dispêndio das famílias consumidoras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 4, p. 1043-1066, out./dez. 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa de Orçamento Familiar do IBGE** – SIDRA. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=OF&z=t&o=23>>. Acesso em: 18 set. 2014a.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Levantamento sistemático da produção agrícola** – SIDRA. Disponível em <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=LA&z=t&o=26>>. Acesso em: 10 mar. 2014b.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Industrial Anual** – SIDRA. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/pia/produtos/produto2008/defaulttabpdf.shtm>>. Acesso em: 10 mar. 2014c.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Produção agrícola municipal**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=PA&z=t&o=11>>. Acesso em: 17 nov. 2016.

SCHLINDWEIN, M.; KASSOUF, A. L. A. Mudanças no padrão de consumo de alimentos tempo-intensivos e de alimentos poupadores de tempo, por regiões do Brasil. **Gasto e Consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: Ipea, 2007. v. 2, cap. 14, p. 423-462.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>>. Acesso em: 17 nov. 2016.

ZANIN, V. Panorama geral da orizicultura brasileira. **Revista Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 41, n.2, p. 51-66. 2013.

2. A DEMANDA DOMICILIAR POR ARROZ NO BRASIL: ABORDAGEM POR MEIO DO SISTEMA QUAIDS, EM 2008/2009.

Resumo

O arroz é um alimento básico na dieta do brasileiro, contudo, o lento crescimento de seu consumo tem impactos diretos na expansão do setor. Para compreender os fatores que afetam esse consumo e suas inter-relações com outros alimentos estimaram-se, neste estudo, as elasticidades da demanda por dez alimentos nos domicílios brasileiros, tendo-se utilizado dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009. Para tanto, foi aplicado o modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS) ajustado para o problema do consumo censurado e da endogeneidade das despesas. Os resultados gerais indicam que o arroz apresenta elasticidade-dispêndio menor que a unidade. A elasticidade-renda da demanda reforça esse comportamento de bem necessário, sendo mais elevada em regiões como o Centro-Oeste e o Sudeste. Observou-se que o feijão é um bem complementar ao arroz, ao passo que pão e farinha de mandioca se mostraram como importantes substitutos. Por fim, destacam-se como possíveis estratégias para dinamizar o consumo domiciliar do arroz, além daquelas que reduzam seu preço, aquelas focadas em mercados regionais e as que promovam a substituição de outros alimentos pelo cereal.

Palavras-chave: Modelo QUAIDS; Arroz; Demanda domiciliar; Elasticidades

Abstract

Rice is a staple food in the Brazilian diet, but the slow growth of consumption has a direct impact on the sector's expansion. To understand the factors affecting this consumption and their interrelationships with other foods this study estimated the elasticities of demand for ten foods in Brazilian households using micro data of the Household Budget Survey 2008-2009. Therefore, we applied the Quadratic Almost Ideal Demand System model (QUAIDS) adjusted to the censored consumption and endogeneity of total expenditures. The overall results indicate that the rice has elasticity expenditure less than unity. The income elasticity of demand reinforces it as a necessary good, being higher in regions like the Midwest and Southeast. It indicates also that beans are a complement to rice, while bread and manioc flour are important substitutes. Finally, stand out as possible strategies to boost household rice consumption, beyond those that reduce its price, those focused on regional markets and those that promote the substitution of other foods by rice.

Keywords: QUAIDS model; Rice; Household demand; Elasticities

2.1 Introdução

O arroz está presente na alimentação de bilhões de pessoas ao redor do globo. De acordo com a Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura - FAO (2004), o arroz está profundamente enraizado na herança cultural de muitas sociedades, sendo alimento básico para mais da metade da população mundial. Além disso, esse cereal apresenta-se como uma fonte de nutrientes de relevância crescente em diversos países de baixa renda, sobretudo na África, o que denota sua importância para a segurança alimentar.

No Brasil, a importância do arroz também se faz notar, sendo o principal mercado fora do continente asiático, com produção e consumo em torno de 12 milhões de toneladas no ano de 2014. Os dados da Pesquisa de Orçamento Familiar de 2008 (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística podem ser utilizados para ressaltar a importância do arroz no total das calorias ingeridas no domicílio em diferentes unidades da federação, como, por exemplo, São Paulo (15%) e Maranhão (39%) (IBGE, 2015a). Cumpre mencionar ainda que essa participação ganha relevância devido às suas características nutricionais, pois o arroz tem efeito positivo na prevenção de diversas doenças crônicas, como: diabetes e doenças cardiovasculares (WALTER, et al., 2008). Apesar disso, o consumo segue relativamente estagnado nas últimas duas décadas (CONAB, 2015), o que tende a afetar negativamente a rentabilidade da cadeia produtiva desse cereal em momentos de forte crescimento da produção. Assim, o setor, recorrentemente, mostra-se como grande demandante de recursos públicos. No período 2003 a 2011 foram destinados 2,4 bilhões de reais para suporte à produção, estoques e comercialização do grão, que perdeu em recursos recebidos apenas para o milho e para o trigo, conforme aponta Capitani (2013).

Apesar da estabilidade do consumo nacional total, os dados da POF de 2008 mostram uma significativa variação do consumo regional e uma maior importância do cereal na dieta das famílias de renda mais baixa (IBGE, 2015a). Ademais, trabalhos como os de Schlindwien e Kassouf (2007) e Gameiro e Gameiro (2008) apontam o impacto da urbanização e a maior participação da mulher no mercado de trabalho como fatores importantes para a queda do consumo domiciliar do alimento. Por sua vez, a distribuição de renda também afeta a demanda de alimentos, conforme mostrado por Ferrario (2013), havendo um efeito positivo de programas sociais (Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada) no consumo de cereais e de outros componentes da dieta do povo brasileiro.

Neste contexto, a estimação de sistemas de demanda para os alimentos, que considere o arroz e seus potenciais bens substitutos e complementares, se mostra útil para a formulação de políticas públicas ou estratégias setoriais privadas. Através desse método pode-se obter as elasticidades-preço própria e cruzada, bem como a elasticidade-renda por meio de uma estimação conjunta e que considera as restrições advindas da maximização da utilidade sujeita a uma restrição orçamentária, conforme a teoria econômica da escolha do consumidor (MITTAL, 2010).

Para obter essas elasticidades, que auxiliam na compreensão do comportamento do consumidor, um modelo amplamente utilizado na literatura é o modelo QUAIDS (*Quadratic Almost Ideal Demand System*), de Banks et al., (1997), que é uma versão quadrática do modelo AIDS (*Almost Ideal Demand System*) de Deaton e Muellbauer (1980a). Diversos trabalhos em nível internacional utilizaram esses modelos para estimação da demanda de alimentos (ALFONSO, PETERSON, 2006; TAFERE et al., 2010; ALVIOLA, CAPPS, JR; WU, 2010; MITTAL, 2010). Na literatura nacional, também há exemplos da aplicação do modelo AIDS na estimação da demanda por pescados (SONODA, 2006), alimentos proteicos (ALVES, MENEZES, BEZERRA, 2007), vinho (ALMEIDA, BRAGAGNOLO E CHAGAS, 2015) e na análise do padrão de consumo nacional de nutrientes (RODRIGUES, et al., 2012). Na sua versão quadrática, podem-se citar a estimação da demanda por alimentos (COELHO, AGUIAR, EALES, 2010), por grupos específicos de alimentos (SILVA 2013, TRAVASSOS, 2014), por nutrientes (PEREDA; ALVES, 2012) e por bebidas e cigarros (ALMEIDA; ARAÚJO Jr, 2014), dentre outros.

Dessa forma, o presente ensaio tem por objetivo estimar as elasticidades (renda, preço-própria e preço-cruzada) de um sistema de demanda de alimentos para o Brasil. O arroz figura como produto principal desta investigação, com destaque também para os alimentos que apresentam relação (substituição ou complementariedade) com esse cereal. Assim sendo, no presente trabalho lança-se mão dos microdados de consumo domiciliar da POF 2008-2009 do IBGE (2015b) e estima-se um sistema de demanda alimentar através do modelo QUAIDS. Considera-se que o presente estudo é inédito no que diz respeito ao foco em uma investigação aprofundada do consumo de arroz no Brasil, utilizando para tanto a base de dados mais atual disponível.

Cabe ressaltar que características sociodemográficas, já relatadas como importantes para o consumo do cereal, são incorporadas ao modelo em conformidade com Ray (1983) e Poi (2012). Ademais, busca-se contornar dois problemas amplamente relatados na literatura

especializada de estimação de sistema de demanda, quais sejam: o problema da potencial endogeneidade da despesa total (BLUNDELL; ROBIN, 1999) e o problema do consumo zero, isto é, da ausência do consumo de diversos bens do sistema analisado (SHONKWILER; YEN, 1999). Assim, o presente trabalho, investiga quais os fatores que mais impactam a demanda pelo cereal por meio da pesquisa orçamentária mais recente existente no país, buscando tratar os potenciais problemas econométricos existentes nesses tipos de dados.

O presente artigo está dividido em quatro partes além desta introdução. A seção dois apresenta os trabalhos que estimaram demanda por alimentos e trataram da demanda por arroz no mercado nacional. Na sequência, apresenta-se a evolução dos modelos teóricos de sistemas de demanda e os potenciais problemas econométricos que surgem na estimação deles. Na seção três, a base de dados e as variáveis utilizadas são explicitadas. A seção quatro expõe os resultados. Por fim, as considerações finais discutem as principais contribuições e limitações do trabalho.

2.2. Fundamentação Teórica Conceitual

2.2.1 Revisão Bibliográfica

Nesta seção discutem-se os trabalhos que estimaram sistemas de demanda de alimentos e trataram do caso do arroz no mercado nacional. Destaque é dado para os valores da elasticidade-renda e elasticidade-preço, elementos chaves para a compreensão do consumo.

Asano e Fiuza (2006) estimaram um sistema de demanda para grupos de despesas dos domicílios brasileiros por meio do modelo AIDS com dados das POFs de 1987/88 e 1995/96. O trabalho apresentou elasticidade dispêndio menor que a unidade (0,82) e elasticidade preço negativa (-0,53) para o grupo alimento. Apesar de não apresentarem o grupo alimento de forma desagregada, de maneira a contemplar o caso do arroz, os autores fazem uma revisão detalhada de trabalhos sobre estimação de demanda de alimentos no Brasil, a qual mostra que os primeiros estudos sobre o tema utilizaram os dados do ENDEF (Estudo Nacional de Despesas Familiares) de agosto de 1974 a agosto 1975. Por meio desta base, os trabalhos que contemplaram o arroz, em nível desagregado, encontraram elasticidade de dispêndio baixa (-0,0096 e 0,58 em Alves, Dish e Evenson (1982) e Thomas, Strauss e Barbosa (1989), respectivamente) e elasticidade preço própria negativa (-0,96 e -3,59).

Menezes et al. (2006) estimaram a elasticidade-renda para 39 produtos alimentares através do modelo QUAIDS aplicado a dados da POF 1995/96. Para o ajustamento do modelo foram utilizadas trinta faixas de renda de onze centros urbanos do país. Para o arroz, os resultados mostraram elasticidade renda total baixa (0,046). Quando dividida em faixas de renda, a elasticidade passou de positiva nas faixas de renda mais baixas - faixa 1 (0,33) e faixa 2 (0,28) - para negativa na faixa de renda mais alta - faixa 3 (-0,04). Como era esperado, o arroz passa de bem normal para inferior à medida que a renda aumenta. Em termos regionais, a elasticidade-renda do produto foi negativa na região Sul/Sudeste (-0,12) e positiva na região Norte/Nordeste (0,22). O fato de a elasticidade renda ser maior nas faixas de renda mais baixas (faixa 1 e 2) é observado na maioria dos produtos e é um indício de que as famílias de menor poder aquisitivo e das regiões metropolitanas mais pobres do país tendem a ser um importante mercado para os alimentos em períodos de aumento de renda.

Hoffmann (2006) calculou a elasticidade renda para diversas categorias de alimentos usando os dados da POF de 1995-1996, que engloba onze regiões do país. A estimação foi feita por mínimos quadrados ponderados. O ajustamento foi efetuado considerando uma polinomial com três segmentos e os dados nos logaritmos dos valores observados. Os três segmentos da polinomial correspondem a três grandes estratos de renda que agregam as dez classes de recebimento familiar da POF. No caso do arroz, a elasticidade renda média foi bastante baixa (0,016). A elasticidade renda do consumo físico (-0,005) foi muito semelhante à elasticidade renda do dispêndio, resultado esperado para bens relativamente homogêneos.

O referido autor, com pequenas alterações, replica essa metodologia em Hoffmann (2007), para os dados das POF 2002-2003 e em Hoffmann (2010), para os dados da POF 2008-2009³. Os resultados para o arroz são bastante próximos aos obtidos com os dados da POF 1995-1996; a elasticidade renda média não foi diferente de zero em 2002/03 e de 0,029 em 2008-2009. Esses resultados mostram que não houve consideráveis alterações na elasticidade ao longo dos quinze anos investigados. Como limitação do trabalho, o autor aponta a importância de uma análise das elasticidades renda por região, haja vista as diferenças regionais em termos de rendimentos. Outra limitação é que o modelo utilizado não é fundamentado na estrutura de preferência do consumidor.

Payeras (2009) estimou as elasticidades-preços, elasticidades-cruzadas e elasticidades-dispêndios para 27 grupos de produtos (alimentares e não alimentares) a partir dos

³ Além das diferenças em termos de abrangência das POFs, Hoffmann (2007) enfatiza que utilizou os microdados da POF de 2002-2003 ordenada de acordo com a renda familiar *per capita*. Na análise da POF de 1995-1996 as famílias estão classificadas pela renda familiar, o que deve ter causado subestimação das elasticidades.

microdados da POF de 2002-2003. Para tanto, utilizou a versão não linear do sistema quase ideal de demanda (NL-AIDS) com regressão aparentemente não relacionada com iteração (ITSUR). A elasticidade-preço do arroz (ponto médio) foi de -0,86, já a elasticidade-dispêndio foi positiva e menor que a unidade (0,46), da mesma maneira que a elasticidade-renda (0,31), o que revela um comportamento de bem necessário e normal. O autor também calculou essas elasticidades para três estratos distintos de renda: o estrato (I) engloba os 50% mais pobres da população; o estrato (II) os 35% seguintes; e, o estrato (III) os 15% mais ricos da população. A elasticidade-preço do arroz foi diminuindo de importância nos estratos mais altos de renda (1º estrato (-0,91); 2º estrato (-0,83); e 3º estrato (-0,63)), como esperado. Já a elasticidade-dispêndio do produto nesses estratos foi de 0,66 para o estrato I; 0,34 para o estrato II e -0,44 para o estrato III. Conclui-se, assim, que a variação do preço afeta menos a quantidade consumida à medida que a renda cresce; a queda da elasticidade-dispêndio indica que o arroz passa de bem normal, nos primeiros estratos de renda, para bem inferior no estrato de renda mais elevada.

Coelho, Aguiar e Eales (2010) analisaram a demanda de alimentos no Brasil por meio da estimação de um sistema de equações com 18 produtos a partir dos dados da POF 2002/2003. A forma funcional utilizada foi o *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS). Na estimação utilizou-se o Procedimento de Shonkwiler e Yen (1999) para contornar o problema de consumo zero. As equações foram estimadas por máxima verossimilhança em um sistema de regressões não lineares (SUR não linear). Foram acrescentadas variáveis *dummies* para regiões, para área urbana e rural, para nível de educação, para raça e gênero do chefe do domicílio, para presença de empregada e geladeira no domicílio. Os resultados do primeiro estágio (probit) para o arroz indicaram que o consumo deste cereal é negativamente afetado pelo crescimento da renda, pelo fato da mulher ser chefe do domicílio, pela maior escolaridade do chefe do domicílio e pela presença de geladeira. Por outro lado, no caso de chefe do domicílio negro ou pardo, domicílio da área rural e da região Norte ou Nordeste tem-se aumentada a probabilidade de consumo de arroz. Os resultados do segundo estágio mostraram que a elasticidade-renda do arroz é de 0,84, valor maior que o esperado. O autor aponta que, em geral, as elasticidades-renda foram maiores do que a maioria dos estudos anteriores, podendo as diferenças ser causadas por: a) diferentes níveis de agregação; b) inclusão de *dummies* de educação nos dois estágios. Uma vez que a educação se relaciona negativamente com o consumo doméstico da maioria dos produtos, especialmente no caso de alimentos básicos (mesmo depois de controlar a renda) e como

educação é geralmente positivamente correlacionada com a renda, os estudos que não usaram educação como variável explicativa deveriam resultar em elasticidades renda menores, pois o efeito negativo da educação é captado pela renda. A elasticidade-preço própria do arroz apresentou valor elevado (-1,66), também não esperado, indicando que o cereal tem demanda preço-elástica. Por fim, as elasticidades cruzadas mostraram que o arroz é substituto de: macarrão, pão francês, batata e farinha de mandioca, fontes alternativas de carboidratos, sendo complementar ao feijão, à carne e ao tomate.

Barbosa, Menezes e Andrade (2013) calcularam a elasticidade-preço e a elasticidade-despesa de 25 produtos alimentares das famílias residentes nas áreas rurais e urbanas do Brasil. Para tanto, foram estimados dois sistemas de equações de demanda por alimentos: um referente às famílias residentes nas áreas rurais do país e o outro associado às famílias residentes nas áreas urbanas. A base de dados utilizada foi a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-03. A partir desses dados foi estimado um sistema de equações aparentemente não relacionadas – *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) – empregando a modelagem *Linear Almost Ideal Demand System* (LA/AIDS). Tanto no caso da região rural como da urbana, os dados foram tomados levando em conta 10 faixas de renda e 25 Unidades da Federação, totalizando 250 observações. Ajustou-se, também, um modelo agregando as informações rurais e urbanas. Dentre as variáveis *dummies* estão: Unidade da Federação (UF) onde a família reside e um vetor de características das famílias que inclui as seguintes variáveis: sexo (chefe de família), idade (chefe de família), raça (chefe da família), cônjuge (chefe de família é casado ou não) e, por fim, as variáveis filho1, filho2, filho3 e filho4 que indicam se o chefe da família possui filhos de até 5 anos, entre 5 e 14 anos, entre 14 e 18 anos e maiores do que 18 anos. Os resultados para a elasticidade-despesa para o arroz foi de 1,03 para o Brasil, sendo 1,04 para áreas urbanas e 1,16 para áreas rurais. A elasticidade-preço não compensada foi de -1,71, -1,58 e -1,92 para Brasil, áreas urbanas e áreas rurais, respectivamente. A elasticidade preço compensada (Hicksiana) foi de: -1,60, -1,47 e -1,78 para as referidas áreas, respectivamente. Assim, nota-se que as elasticidades-despesa foram todas positivas, indicando a inexistência de bens inferiores tanto nas áreas urbanas quanto nas áreas rurais e as elasticidades-preço foram todas negativas.

Esses trabalhos apresentados mostram que há espaço para a realização de estudos mais sistematizados sobre a demanda do arroz, pois nenhum deles tratou conjuntamente dos problemas econométricos de consumo zero e da potencial endogeneidade do gasto total. Utilizando métodos capazes de minimizar os mencionados problemas, busca-se, neste estudo,

estimar a demanda dentro do domicílio incorporando, também, variáveis demográficas e sociais (domicílio urbano/rural, macrorregião de localização, escolaridade e sexo do chefe do domicílio, entre outras).

2.2.2 Sistemas de Demanda

O estudo de sistemas de demanda ganhou impulso a partir do trabalho de Richard Stone (1954) que apresentou o Sistema de Dispêndio Linear – *Linear Expenditure System* (LES). Esta especificação foi um avanço por permitir a imposição de propriedades teóricas desejáveis ao sistema de demanda (aditividade, homogeneidade e simetria). Contudo, o sistema LES impõe restrições adicionais não desejáveis ao sistema de demanda⁴.

Algumas das limitações do modelo LES são superadas através das chamadas formas funcionais flexíveis. Um exemplo desta é o modelo Translog (*Transcendental Logarithmic Utility Function*) – desenvolvido por Christensen et al., (1975) – que parte de uma aproximação de uma função utilidade (dispêndio) qualquer, considerando uma série de Taylor de segunda ordem⁵. Cabe ressaltar que o modelo Translog incorpora à análise informações do problema do consumidor (maximização da utilidade).

Ainda no contexto das formas funcionais flexíveis, Deaton e Muellbauer (1980a) apresentaram o modelo AIDS (*Almost Ideal Demand System*), que é uma aproximação de primeira ordem de um sistema de demanda que relaciona a parcela de gasto com um determinado bem com os preços (preços próprio e dos demais bens do sistema) e com o dispêndio total. O AIDS tem diversas vantagens, pois é fundamentado nos axiomas da escolha do consumidor, não recorrendo a estimacões não lineares e permitindo que sejam testadas as restrições de homogeneidade e simetria, sendo amplamente utilizado na estimação de sistemas de demanda⁶.

⁴ No modelo LES, mantendo a concavidade da função custo, dois bens não podem ser complementares, isto é, todos os bens devem ser substitutos, ademais, os bens terão sempre elasticidade-preço positivas (Deaton e Muellbauer, 1980b, p.66). Outra restrição é que o modelo LES é quase-homotético, ou seja, elasticidade renda tende a unidade.

⁵ Van Soeste Kooreman (1990, apud, Pereda, 2008, p.34) afirmam que a consistência interna do modelo Translog não é garantida. Contudo, sob certos valores dos parâmetros da especificação de segunda ordem da função utilidade indireta da translog a consistência é aceita, viabilizando a estimação da demanda.

⁶ Coelho (2008, p. 39) uma das razões para os autores denominarem o sistema de AIDS está no fato de as restrições teóricas da demanda (Aditividade, Homogeneidade e Simetria) depender apenas dos parâmetros desconhecidos e, portanto, serem fáceis de impor ou testar. O “quase” (*almost*) se deve ao fato da negatividade depender dos dados, isto é, ser função das parcelas, preços e do dispêndio total, portanto calculado em cada ponto da amostra.

O modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS), desenvolvido por Banks et al. (1997), representa um avanço ao modelo AIDS, pois permite que a relação do logaritmo do dispêndio com o bem possua não linearidade ao incorporar seu termo quadrático na equação. Assim, o QUAIDS tem mais flexibilidade que o AIDS, permitindo considerar curva de Engel não linear, e mantendo todas as propriedades relevantes em sua parte linear. Isso possibilita que os bens sejam tidos como de luxo para alguns níveis de dispêndio (renda) e bens necessários para outros níveis de dispêndio (renda), comportamento bastante plausível para certos alimentos e que não pode ser captado por outros modelos.

Especificamente, o modelo QUAIDS parte da generalização das preferências do tipo PIGLOG (*Price-Independent Generalized Logarithmic*) que apresentam funções utilidades indiretas que são lineares no logaritmo da despesa, conforme a equação:

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

em que $\ln V$ é o logaritmo neperiano da função utilidade indireta V ; $\ln m$ é o logaritmo da despesa total, $a(\mathbf{p})$ e $b(\mathbf{p})$ são funções do vetor de preços $\mathbf{p}$; por sua vez, o termo $\left(\frac{\ln m - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right)$ é a função utilidade indireta de um sistema de demanda PIGLOG; λ que é função diferenciável e homogênea de grau zero nos preços $\mathbf{p}^7$. Os termos $a(\mathbf{p})$ e $b(\mathbf{p})$ têm a mesma interpretação que no modelo AIDS. Assim, define-se o termo $b(\mathbf{p})$ como um agregador de preço do tipo Cobb-Douglas:

$$b(\mathbf{p}) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} \quad (2)$$

Por sua vez, $\ln a(\mathbf{p})^8$ é dado por:

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (3)$$

⁷A função utilidade indireta do QUAIDS é: $u^* = \left\{ \left(\frac{\ln(y) - \alpha_0 - \sum_k \alpha_k \ln(p_k) - 1/2 \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln(p_k) \ln(p_j)}{\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}} \right)^{-1} + \lambda(\mathbf{p}) \right\}^{-1}$. Em que $\lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^M \lambda_i \ln(p_i)$ e $\sum_i \lambda_i = 0$. Sendo diferente do modelo AIDS, apenas pela função $\lambda(\mathbf{p})$. Quando $\lambda(\mathbf{p})$ é independente dos preços esta é equivalente à classe PIGLOG, que inclui o modelo AIDS, Banks et al (1997).

⁸O termo α_0 , segundo Banks et al (1997), é definido pelo valor mínimo da despesa total ($\ln m$).

O termo $\lambda(\mathbf{p})$, que no caso do modelo AIDS é zero, no caso quadrático é definido como:

$$\lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i \text{ Em que } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad (4)$$

A partir das substituições destas equações e pela aplicação da identidade de Roy⁹ na função utilidade indireta, obtém-se a parcela de dispêndio com o i -ésimo produto do sistema de demanda:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2 \quad (5)$$

Em que $i=1...n$ são os bens considerados no sistema de demanda; w_i é a parcela de gasto da h -ésima família com o bem i , sendo função dos preços (preço próprio e preços dos demais bens do sistema) e da renda total (representada pela despesa deflacionada pelo índice de preços) tanto em nível quanto ao quadrado. Os parâmetros estimados a partir desta equação são utilizados para se obter os cálculos das elasticidades da demanda em relação aos preços e a renda.

Para garantir a consistência com a teoria da demanda, algumas condições são impostas (e testadas) sob os coeficientes do modelo QUAIDS (aditividade, homogeneidade, simetria e negatividade).

A aditividade ($\sum_{i=1}^n w_i = 1$) é garantida se:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1; \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad (6)$$

A homogeneidade:

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (7)$$

A simetria:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (8)$$

⁹ A identidade de Roy é uma das propriedades da função de utilidade indireta e mostra que a demanda Marshalliana para o bem i é o negativo da razão entre as derivadas parciais desta em relação a preço e dispêndio (DEATON; MUELLBAUER, 1980a, p.41).

2.2.3 QUAIDS com ajustamento para fatores sociodemográficos

A demanda por alimentos não é influenciada apenas por mudanças na renda e nos preços, mas também por fatores sociodemográficos como nível de escolaridade, localização do domicílio rural/urbano, composição etária, tamanho das famílias, mudanças nos gostos e preferências, dentre outros. Diversos trabalhos nacionais (SCHLINDWEIN, KASSOUF, 2007; COELHO, AGUIAR, EALES, 2010; SILVA 2013; TRAVASSOS, 2014) e internacionais (POLLAK, WALES, 1981; RAY, 1983) reforçam a importância dessas variáveis e apontam que a sua omissão pode gerar estimações dos sistemas de demanda com viés.

Poi (2012) incorpora esses fatores sociodemográficos ao modelo QUAIDS. Para tanto, utiliza o método proposto por Ray (1983) em que $\mathbf{Z}$ representa um vetor de características sociodemográficas. Assim, admite-se que a função dispêndio ajustada para o vetor $\mathbf{Z}$ é dada pela relação:

$$e(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u) = m_0(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u) \times e^R(\mathbf{p}, u) \quad (9)$$

Em que $e^R(\mathbf{p}, u)$ é a função dispêndio do domicílio de referência e, $m_0(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u) = \bar{m}_0(\mathbf{Z}) \times \phi(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u)$ é um fator de escala das características sociodemográficas do domicílio. O primeiro termo do fator de escala dimensiona a resposta do dispêndio a mudanças no vetor $\mathbf{Z}$, independentemente de mudanças no padrão de consumo. O segundo termo controla mudanças nos preços relativos e no padrão de consumo corrente¹⁰. Ao se introduzir essas variáveis demográficas no modelo QUAIDS a equação (5) é alterada para:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln(p_j) + (\beta_i + \eta'_i \mathbf{Z}) \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(\mathbf{Z}) a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p}) c(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(\mathbf{Z}) a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2 \quad (10)$$

Em que: $c(\mathbf{p}, \mathbf{Z}) = \prod_{i=1}^n p_i^{\eta'_i \mathbf{Z}}$ é um agregador de preços com ponderação do vetor de variáveis sociodemográficas; $\bar{m}_0(\mathbf{Z}) = 1 + \rho' \mathbf{Z}$, é o fator de escala sociodemográfico, com ρ sendo o vetor de parâmetros dos efeitos das características sociodemográficas sobre o dispêndio total a ser estimado; η é o ajuste para mudanças relativas nas despesas com cada bem i ; a condição de aditividade requer que $\sum_{i=1}^n \eta_i = 0$;

¹⁰Poi (2012) mostra que o segundo termo do fator de escala é: $\ln \phi(\mathbf{p}, \mathbf{Z}, u) = \frac{\prod_{j=1}^k p_j^{\beta_j} (\prod_{j=1}^k p_j^{\eta'_j \mathbf{Z}} - 1)}{\frac{1}{u} - \sum_{j=1}^k \lambda_j \ln p_j}$

Para calcular as elasticidades preço e dispêndio com base no modelo QUAIDS deve-se derivar o sistema de equações expresso em (10) em relação ao dispêndio (renda) e aos preços, isto é, em relação a $\ln m$ e $\ln p_j$. Obtém-se, assim:

$$\mu_i \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln m} = \beta_i + \eta'_i \mathbf{Z} + \frac{2\lambda_i}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(\mathbf{Z})a(\mathbf{p})} \right] \right\} \quad (11)$$

$$\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i (\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln p_k) - \frac{\lambda_i (\beta_j + \eta'_j \mathbf{Z})}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(\mathbf{Z})a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2 \quad (12)$$

Resultando em:

- elasticidade-dispêndio: $e_i = \left(\frac{\mu_i}{w_i} \right) + 1$;

- elasticidade-preço não compensada (Marshalliana): $e^u_{ij} = \mu_{ij}/w_i - \delta_{ij}$;

Em que δ_{ij} é o delta de Kronecker, que toma o valor igual à unidade quando $i=j$ e zero caso contrário. Utiliza-se a equação de Slutsky $e^c_{ij} = e^u_{ij} + e_i w_j$, para calcular o conjunto de elasticidades compensadas (e^c_{ij}).

2.2.4 O problema do Consumo Zero

Em pesquisas de orçamentos familiares é muito frequente a presença do consumo zero (*zero expenditure*) de alguns produtos, isto é, não há consumo de alguns dos bens analisados no período investigado. Este consumo zero se deve a três causas principais: i) consumo zero permanente, no qual a família não consome o bem por causas não econômicas, podendo-se citar, como exemplo, os grupos religiosos que não ingerem bebidas alcóolicas independentemente dos preços ou da sua renda; ii) consumo zero como solução ótima, que é um caso típico de solução de canto, isto é, devido a uma escolha racional da família, dada suas preferências, preços dos bens e sua restrição orçamentária, ela opta por não adquirir o bem, caso bastante comum quando se observa os gastos desagregados em alimentos; iii) o consumo zero durante período analisado, ou seja, a família não comprou o produto no período da pesquisa, podendo adquiri-lo em outro momento, sendo um problema mais comum com alimentos estocáveis como o arroz (TAFERE, et al, 2010).

A presença do consumo zero restringe os tipos de métodos econométricos utilizáveis para uma correta estimação da demanda, pois a negligência do problema acarreta estimativas

viesadas e inconsistentes dos sistemas de demanda. Um procedimento amplamente utilizado para lidar com este problema foi proposto por Shonkwiler e Yen (1999), o qual consiste em uma estimação em dois estágios do conjunto completo das observações amostrais¹¹. No primeiro estágio estima-se a probabilidade de compra para cada produto do sistema de demanda através de um modelo probit que engloba as características sociodemográficas que afetam a decisão de compra da família. Utiliza-se uma abordagem multivariada para estimação do modelo probit no primeiro estágio, conforme sugerido por Zheng e Henneberry (2010) e empregado no Brasil por Almeida e Araújo Jr (2014). No segundo estágio, a informação da probabilidade de compra, através da função de densidade de probabilidade (FDP) e a função de distribuição acumulada (FDA), são incorporadas ao modelo QUAIDS, corrigindo assim a estimativa para o problema do consumo zero.

Portanto, no primeiro estágio estima-se um modelo de escolha binária (probit) para todos os bens do sistema de demanda simultaneamente. A variável dependente é o indicador de consumo domiciliar familiar para cada produto, (d_{ih}) , em que assume o valor da unidade ($d_{ih} = 1$) se o domicílio apresentou despesa positiva com o i -ésimo bem ($w_{ih} > 0$) e zero caso contrário ($d_{ih} = 0$, se $w_{ih} = 0$). Assim, a decisão de consumo é dada pelo probit multivariado, representado por:

$$d_{hi}^* = \theta_i' \mathbf{G}_h i + \varepsilon_{hi} \quad (13)$$

$$d_{ih} = 1 \text{ se } d_{hi}^* > 0; d_{ih} = 0 \text{ caso contrário.}$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{h1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{hn} \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & r_{12} & \cdots & r_{1n} \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ r_{n1} & r_{n2} & \cdots & 1 \end{pmatrix} \right]$$

Em que o $\mathbf{G}$ é o vetor das variáveis explicativas, composto por: despesa total com alimentos ($\ln m$), vetor dos preços dos bens ($\ln p$), o vetor das características sociodemográficas $\mathbf{Z}$, que podem impactar na decisão de consumo domiciliar; θ é o vetor de parâmetros estimados por meio do probit multivariado. O termo de erro padronizado, ε_{hi} , assume forma funcional normal multivariada, e r é o coeficiente de correlação entre os termos de erros estocásticos

¹¹ O processo de correção aplicado corrige apenas a existência do consumo zero como solução de canto, ou seja, para os potenciais consumidores. O arroz, apesar de ser um alimento estocável, conforme dados da POF está entre os mais consumidos pelos domicílios entrevistados, minimizando o problema da baixa frequência das compras.

das equações de demanda, o qual será estatisticamente significativo no caso das decisões de consumo de cada bem não serem independentes do consumo dos demais bens.

Conforme já relatado, a partir das estimativas do probit multivariado calcula-se, para cada bem (i) e cada para cada família (h), a FDA, $\Phi_{hi} = \Phi(\theta'_i \mathbf{G}_{hi})$, e a FDP, $\varphi_{hi} = \varphi(\theta'_i \mathbf{G}_{hi})$, as quais são incorporadas ao modelo QUAIDS corrigido para o consumo zero, como mostrado a seguir:

$$W_{hi} = \Phi(\hat{\theta}'_i \mathbf{G}_{hi}) \hat{w}_{hi} + \hat{\tau}_i \varphi(\hat{\theta}'_i \mathbf{G}_{hi}) \quad (14)$$

em que W_{hi} é o valor observado do dispêndio domiciliar no bem i , w_{hi} é valor latente desse dispêndio, que é determinado pelo modelo QUAIDS (equação 10). O parâmetro τ_i capta a covariância entre o termo de erro no modelo QUAIDS e o termo de erro do probit multivariado para as decisões de consumo.

2.2.5 O problema da endogeneidade das despesas totais

No presente trabalho estima-se um sistema de demanda para os alimentos consumidos no domicílio. Essa abordagem parte da suposição de que o dispêndio com os alimentos considerados seja fracamente separável dos demais gastos das famílias. Isto cria a possibilidade da endogeneidade das despesas totais com alimentos, isto é, pode ser que esse dispêndio total seja determinado simultaneamente às parcelas (*shares*) orçamentárias dos bens específicos no modelo de demanda, o que pode induzir a estimativas inconsistentes dos parâmetros. Para corrigir este problema, Blundell e Robin (1999) propõem a estimação de uma equação na forma reduzida para a despesa total domiciliar com alimentos:

$$\ln m_h = a_0 + \Lambda' \mathbf{Z}_h + \Lambda' \ln \mathbf{p}_h + e_y \ln Y_h + v_h \quad (15)$$

Em que: $\mathbf{Z}$ e $\mathbf{p}$ são, respectivamente, os vetores de variáveis sociodemográficas e de preços (dos bens do sistemas); Y_h é a renda total domiciliar e e_y é a elasticidade renda da despesa restrita (ou despesa total domiciliar) com alimentos (m_h).

O resíduo (v_h) desta forma reduzida é adicionado como variável explanatória nas equações de parcelas orçamentárias juntamente com o dispêndio total, contornando o

problema de endogeneidade e servindo como teste de exogeneidade do dispêndio domiciliar total nas equações de parcelas orçamentárias (BLUNDELL e ROBIN 1999).

2.2.6 A questão dos preços

Em pesquisas orçamentárias, como a POF, os preços dos alimentos não são coletados. Contudo, pode-se obter uma *proxy* destes através da divisão do gasto total e da quantidade total adquirida para cada um dos bens (*i*) por cada família (*h*). Esse preço é denominado valor unitário (*unit value*). Cumpre ressaltar que para aqueles domicílios (famílias) que não consumiram determinado produto não há na amostra a informação de gastos e quantidade, conseqüentemente não há a informação de *unit value*, sendo necessária a imputação desses valores. No presente trabalho, imputa-se a mediana dos valores unitários estaduais para cada produto faltante, pois esta sofre menor interferência de valores extremos, vide em anexo Tabela 2.1A.

A utilização de valores unitários não ocorre sem problemas. Tafere et al. (2010) apontam dois deles. O primeiro se refere à diferenciação de qualidade dentro de um subgrupo de produtos. Nos domicílios escolhem-se entre bens como, o arroz, com diferentes qualidades; esta escolha, por sua vez, pode ser influenciada pelos preços. Dessa forma, o preço de um bem afeta o valor unitário diretamente e através da escolha de qualidade. Esta complicação é, provavelmente, mais severa quando os bens são tratados em grupos, podendo torná-los potencialmente endógenos. O segundo problema refere-se a erro de medida nas variáveis gastos e quantidades. A estimação da relação entre quantidades e valores unitários sem considerar esse erro pode resultar em viés na estimação da resposta da demanda aos preços. Contudo, não há garantias de que esses erros de medida inexistam nos próprios preços. Assim, levando em consideração os pontos mencionados e tendo em vista que se busca mensurar elasticidades para alimentos, em nível bastante desagregado e com enfoque no arroz, produto com baixa diferenciação, optou-se por utilizar os valores unitários sem correção de efeito qualidade, tal como Tafere et al. (2010)¹².

¹²Tafere et al (2010, p.6) “Os achados de Deaton (1987, 1988,1990), embora não necessariamente generalizáveis, sugerem que o efeito qualidade é relativamente menor que o efeito dos erros de medida. Portanto, não é possível inferir a priori se o potencial viés associado com os valores unitários é necessariamente pior do que os relacionados aos preços”. Ademais, é esperado que o efeito qualidade seja maior para produtos não alimentares.

2.2.7 Estimação das equações de parcelas de gastos e das elasticidades no modelo QUAIDS ajustado

As equações das parcelas de gastos do modelo QUAIDS ajustado para fatores sociodemográficos, conforme Poi (2012), são adaptadas para levar em consideração as correções para contornar o problema do consumo zero e da endogeneidade do dispêndio total, descritos nas subseções anteriores. Contudo, essas correções fazem com que a condição de aditividade, preconizada pela teoria da demanda, não seja assegurada. Assim, a alternativa proposta por Yen et al. (2003) é tratar o n -ésimo bem do sistema como um bem residual, com, $W_{hn} = 1 - \sum_{i=1}^{n-1} W_{hi}$. O bem de menor interesse na pesquisa foi escolhido como o bem residual (grupo demais bens). A partir dessa restrição, e das demais impostas ao modelo QUAIDS, estimam-se os parâmetros e podem-se calcular as elasticidades de interesse para o bem residual. Assim, as equações adaptadas, a serem estimadas são descritas por:

$$w_{hi} = \Phi_{hi} \left\{ \alpha_i + \sum_{j=1}^{10} \gamma_{ij} \ln(p_{hj}) + (\beta_i + \eta'_i \mathbf{Z}_h) \ln \left(\frac{m_h}{\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \right) + \left(\frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \right) \left[\ln \left(\frac{m_h}{\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z})} \right) \right]^2 + \tau_{hi} \varphi_{hi} + \epsilon_{hi} \right\} \quad (16)$$

com $i = n-1$, isto é 1..9, o número total de bens menos um. Por sua vez, $\zeta(\mathbf{p}, \mathbf{Z}) = \bar{m}_0(\mathbf{Z}) \times a_h(\mathbf{p})$; $\epsilon_{hi} = \vartheta_i v_h + v_{hi}$.

Devido a não linearidade do modelo QUAIDS, as equações são estimadas por um sistema não linear de regressão aparentemente não relacionada (SUR) utilizando o comando NLSUR do Software Stata. Para tanto, aplica-se o método *iterated feasible generalized non linear least squares* (IFGNLS), que é semelhante às estimações de máxima verossimilhança. A programação desses ajustes para a obtenção dos parâmetros foi feita através da adaptação da *function evaluator program*, proposta por Poi (2002) e Poi (2008) e empregada por Almeida e Araújo Jr. (2014) para o caso da POF¹³. A partir dos parâmetros estimados, compatibilizam-se as elasticidades (apresentadas nas equações 11 e 12) às adaptações do modelo, conforme Zheng e Henneberry (2010). Assim tem-se:

Elasticidade-dispêndio: $E_i = e_i \times \Phi_i$;

¹³A *function evaluator program* considera ajustes no desenho amostral, na despesa censurada e na endogeneidade das despesas totais e foi disponibilizada por Almeida e Araújo Jr. (2014).

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

2.3. Base de Dados

O presente trabalho, como já dito, lança mão dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2008-2009, cujo período de referência inicia-se em 19 de maio de 2008 e termina no dia 18 de maio de 2009. A POF é uma pesquisa realizada por amostragem, na qual são investigados os domicílios particulares permanentes. No domicílio, por sua vez, identifica-se a unidade básica da pesquisa – unidade de consumo – que compreende um único morador ou conjunto de moradores que compartilham da mesma fonte de alimentação ou compartilham as despesas com moradia¹⁴. Seu objetivo é obter a estrutura dos orçamentos (aquisições de produtos, serviços e rendimentos), contemplando também informações sobre as condições sociais de vida da população brasileira (IBGE, 2015b).

A POF 2008-2009 tem abrangência nacional, sendo subdividida em zonas urbana e rural. Na pesquisa foram coletados dados em 55.970 domicílios (56.091 unidades de consumo), que aplicando os fatores de expansão, representam uma população de 57.816.604 domicílios, com o tamanho médio da família (UC) de 3,30 pessoas, e de 190.519.297 habitantes. As informações concernentes aos alimentos destinados ao consumo domiciliar adquiridos pelas famílias encontram-se na Caderneta de Aquisição Coletiva – POF 3, sendo registradas informações como: produto, valor de despesa em reais, a quantidade e a unidade de medida, o local de compra e a forma de aquisição do produto para um período de sete dias consecutivos (IBGE, 2015b).

A partir dessa base, escolheram-se os produtos que fazem parte do sistema de demanda tendo por base a relação teórica esperada de complementariedade e substituíbilidade com o arroz e a importância dos bens no orçamento das famílias. Assim, os produtos escolhidos foram: arroz, feijão, macarrão, farinha de mandioca, batata, carne de primeira, carne de segunda, frango, pão. Além destes, constituiu-se um agregado chamado “demais

¹⁴ O termo “família” é utilizado para representar o conceito unidade de consumo. Ressalta-se que a data de referência da POF 2008/09 foi 15/01/2009, quando o valor vigente do salário mínimo era de R\$ 415,00.

produtos”, que contempla todos os demais produtos consumidos nos domicílios¹⁵. Cabe reforçar que a alimentação fora do domicílio não foi considerada devido à inexistência dessas informações de maneira mais desagregada.

Para consolidação do banco de dados foram excluídas as unidades de consumo com gasto nulo com alimentos no domicílio, bem como aquelas com renda total nula. Na sequência foram excluídos os *outliers*, identificados tanto para a parcela de gasto (*share*), como para os preços (*unit value*)¹⁶. Assim, o total de domicílios considerados na base de 2008-2009 foi de 44.504. Além dos dados sobre gastos (quantidade e preços) com os alimentos, informações sobre as características sociodemográficas, que potencialmente afetam o consumo alimentar do domicílio, também foram utilizadas para compor o banco de dados.

A Tabela 2.1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na pesquisa. No conjunto referente à localização do domicílio, têm-se variáveis que representam as grandes regiões geográficas brasileiras, cujo objetivo é captar potenciais diferenças entre o consumo alimentar regional. Há também uma variável para representar as diferenças entre o consumo urbano e rural, algo identificado com frequência em estudos dessa natureza. Completa-se o conjunto de variáveis sociodemográficas com aquelas que se referem às características de cada família. Aqui são considerados: a idade, a idade ao quadrado (para testar não linearidade desta variável), a escolaridade e o sexo do chefe do domicílio (se mulher=1, zero caso contrário). Além dessas, considera-se a composição familiar: número de crianças com idade menor a doze anos; número de adolescentes, indivíduos entre 12 e 17 anos; número de idosos, indivíduos com idade superior a 60 anos. A renda total familiar foi utilizada apenas na regressão que tratou da endogeneidade do dispêndio total. As demais variáveis sociodemográficas foram empregadas tanto no primeiro estágio (probit multivariado) quanto no modelo QUAIDS propriamente dito.

Na Tabela 2.1, na última coluna, apresenta-se para cada um dos produtos escolhidos, o percentual de domicílios cujo consumo do referido alimento foi zero. Pode-se notar que é bastante comum a presença de aquisição zero dentre os produtos analisados. No caso do arroz, 63,5% dos domicílios não relataram o consumo do cereal nos dias da pesquisa. Assim sendo, fica patente a importância de se lidar com o problema do consumo zero. Conforme já relatado, para contornar esse problema, adota-se o procedimento em dois estágios de Shonkwiler e Yen (1999).

¹⁵ Os tradutores para agregação dos alimentos são encontrados em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaodevida/pof/2008_2009_aquisicao/microdados.shtml.

¹⁶ *Outlier* é o *share* (ou preço) de cada bem que ficou acima de dois desvios e meio padrão da sua média.

Ainda a partir dos dados da referida tabela, observa-se que a média do logaritmo da despesa total anualizada com alimentos no domicílio (7,83) representa um gasto de R\$ 209,63 mensal ou de R\$ 2.515,62 por ano. A média do logaritmo do preço do arroz (0,647) é equivalente a um valor de R\$ 1,90/kg. O feijão, alimento tradicionalmente complementar ao arroz, apresentou um preço superior (R\$ 3,24/kg). Entre os alimentos analisados, a carne de primeira, como era de se esperar, apresentou o maior preço médio ($e^{\ln p8} = \text{R\$ } 10,71/\text{kg}$) e a batata, o menor ($e^{\ln p4} = \text{R\$ } 1,56/\text{kg}$).

Tabela 2.1 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas na pesquisa, POF 2008/2009.

Descrição	Variável	Média	Desvio Padrão	Taxa de gastos zero
Parcela do gasto com arroz	w1	0,038	0,075	63,5%
Parcela do gasto com feijão	w2	0,022	0,048	71,1%
Parcela do gasto com macarrão	w3	0,010	0,023	76,6%
Parcela do gasto com farinha de mandioca	w4	0,006	0,025	84,3%
Parcela do gasto com batata	w5	0,005	0,016	84,3%
Parcela do gasto com carne de 1 ^a	w6	0,046	0,108	79,7%
Parcela do gasto com carne de 2 ^a	w7	0,041	0,097	77,5%
Parcela do gasto com frango	w8	0,054	0,098	62,9%
Parcela do gasto com pão	w9	0,077	0,109	38,0%
Parcela do gasto com demais alimentos	w10	0,701	0,213	0,2%
Preço do arroz (R\$/kg)	lnp1	0,647	0,141	
Preço do feijão (R\$/kg)	lnp2	1,178	0,184	
Preço do macarrão (R\$/kg)	lnp3	1,215	0,155	
Preço da farinha de mandioca (R\$/kg)	lnp4	0,498	0,124	
Preço da batata (R\$/kg)	lnp5	0,424	0,192	
Preço da carne de 1 ^a (R\$/kg)	lnp6	2,362	0,145	
Preço da carne de 2 ^a (R\$/kg)	lnp7	1,970	0,162	
Preço da carne de frango (R\$/kg)	lnp8	1,520	0,193	
Preço do pão (R\$/kg)	lnp9	1,447	0,205	
Preço dos demais alimentos (R\$/kg)	lnp10	1,150	0,554	
Gasto total (R\$/kg)	ln_despesa	7,830	0,980	
Características do morador de referência				
Sexo (se mulher = 1)	sex_chefe	0,30	0,46	
Idade	idade_c	48,05	15,54	
Idade^2 (dividido por 100)	idade2_c	25,50	16,16	
Escolaridade	Escolaridade	6,84	4,64	
Localização do domicílio				
Zona Urbana	Urbano	0,85	0,36	
Região Norte	Norte	0,07	0,26	
Região Nordeste	Nordeste	0,27	0,45	
Região Sul	Sul	0,16	0,36	
Região Sudeste (base do modelo)	Sudeste	0,43	0,49	
Região Centro-Oeste	Centro-Oeste	0,07	0,25	
Atributos do domicílio				
Número de Crianças	Crianças	0,66	0,95	
Número de Adolescentes	Adolescentes	0,37	0,67	
Número de Idosos	Idosos	0,37	0,65	
Renda Total Mensal	Renda	2.751,06	3.990,28	

Fonte: A partir dos microdados da POF 2008-2009. Total de 44.504 observações, representando 46.655.540 com expansão amostral. As variáveis de preço e gasto estão em logaritmo.

Quando se investiga a parcela média de gastos com cada um dos alimentos, nota-se que se excluído o item “demais alimentos” o conjunto restante representa cerca de 30% do gasto médio com alimentos no domicílio. Apesar de não representar a maior parte do gasto alimentar domiciliar, é uma parcela considerável para um conjunto de nove alimentos analisados de maneira desagregada, o que permite uma interpretação mais fidedigna da escolha dos consumidores ao nível do domicílio. Ademais, cumpre reforçar que os produtos foram selecionados a partir da relação esperada de substituíbilidade/complementariedade com o arroz, conforme literatura nacional. Por exemplo, Coelho, Aguiar e Eales (2010) mostraram relações significativas do arroz com feijão, macarrão, pão, batata, farinha de mandioca e carne.

Outro ponto importante é que quando as parcelas de gastos são apresentadas para cada décima parte da renda domiciliar *per capita*, conforme a Tabela 2.2, observa-se maior participação relativa dos nove bens alimentares desagregados no caso de famílias de renda mais baixa. Para o primeiro décimo de renda, estes bens responderam por quase 37% do gasto domiciliar em questão. Sua importância vai diminuindo à medida que a renda aumenta, indicando maior diversificação no consumo alimentar domiciliar com o crescimento da renda *per capita*.

Tabela 2.2 – Parcela no dispêndio alimentar domiciliar para os 10 bens em dez estratos da renda familiar *per capita*, Brasil, 2008-2009.

Estrato	Arroz	Feijão	Macarrão	Farinha de Mandioca	Batata	Carne de 1ª	Carne de 2ª	Frango	Pão	Demais Alimentos
1	0,067	0,042	0,016	0,020	0,003	0,022	0,052	0,077	0,070	0,633
2	0,057	0,032	0,013	0,013	0,005	0,032	0,053	0,072	0,080	0,643
3	0,050	0,029	0,012	0,009	0,005	0,033	0,050	0,070	0,089	0,654
4	0,044	0,027	0,011	0,009	0,006	0,041	0,047	0,065	0,085	0,667
5	0,042	0,026	0,011	0,006	0,005	0,045	0,044	0,059	0,089	0,673
6	0,040	0,023	0,010	0,006	0,006	0,048	0,047	0,055	0,077	0,689
7	0,033	0,018	0,008	0,004	0,006	0,049	0,042	0,053	0,082	0,705
8	0,033	0,018	0,007	0,003	0,006	0,054	0,038	0,046	0,081	0,714
9	0,025	0,013	0,007	0,002	0,005	0,059	0,033	0,041	0,073	0,741
10	0,018	0,009	0,006	0,002	0,005	0,056	0,023	0,031	0,054	0,797
Média	0,038	0,022	0,010	0,006	0,005	0,046	0,041	0,054	0,077	0,701

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

A importância do arroz no gasto domiciliar com alimentos é decrescente com relação à renda, passando de uma participação de 6,7% para 1,8% do gasto domiciliar com alimentos no país entre os extremos da distribuição de renda. Assim, fica clara sua maior relevância para

as famílias mais pobres. Dentre os outros bens, a carne de primeira apresenta crescimento na participação orçamentária na medida em que a renda aumenta. O pão também tem participação crescente no caso das famílias dos estratos de renda mais baixos. Os outros bens perdem participação no orçamento familiar na medida em que a renda aumenta.

2.4 Resultados

Na Tabela 2.3 são apresentados os coeficientes estimados dos parâmetros do modelo QUAIDS ajustado para o caso do consumo censurado (consumo zero) e da endogeneidade da despesa total com alimentos no domicílio (doravante despesa total restrita). Esses coeficientes são utilizados para se obter as elasticidades de interesse. Cabe reforçar que a interpretação dos resultados do modelo QUAIDS através das elasticidades é aconselhada pela literatura especializada (BLUNDELL, PASHARDES e WEBER, 1993).

Feita essa ressalva, passa-se a analisar a adequação geral dos resultados. De um total de 210 coeficientes diretamente estimados, 119 são estatisticamente significativos, ou seja, quase 57% do total. Além disso, observou-se que o parâmetro que representa o termo quadrático da despesa total com alimentos (λ_i) foi significativo para quase todas as equações do sistema (com exceção da carne de segunda), o que mostra que a utilização do modelo QUAIDS é adequada, sendo que ele permite que se capte a não linearidade entre o gasto total com alimentos no domicílio e o consumo desses alimentos. O coeficiente de ajuste das regressões (R^2), que mostra o quanto as variáveis independentes de cada equação explicam a dependente, variou de 0,12 no caso da demanda de batata a 0,45 para a demanda de pão. Para o arroz, o coeficiente de determinação foi de 0,28, o terceiro maior dentre as equações dos produtos analisados, sendo superado apenas no caso do pão e do frango, alimentos com menor taxa de consumo zero.

O resultado obtido para o parâmetro associado com a correção para o consumo censurado (τ_i) foi significativo em todas as equações do sistema. Por sua vez, o parâmetro referente à correção da endogeneidade da despesa total restrita (ϑ_i) também se mostrou significativo para a maioria das equações (exceções foram as equações da farinha de mandioca, da batata e da carne de primeira). Assim, fica patente que a estratégia de controle desses possíveis vieses se mostra adequada. As estimativas desses estágios prévios ao sistema de demanda são apresentadas no anexo A, Tabelas 2.2A e 2.3A, com os coeficientes para o

modelo de correção de endogeneidade da despesa total restrita e para o modelo probit multivariado, respectivamente¹⁷.

Cumpram-se mencionar que as variáveis geográficas e socioeconômicas também apresentaram expressivo número de coeficientes estatisticamente não nulos. A equação da demanda de arroz foi a que apresentou o maior número dessas variáveis significativas, sobretudo no caso das variáveis locais.

Por fim, as variáveis relativas a preço, seja próprio, seja dos outros alimentos, bem como a relativa à despesa total, também apresentaram alta frequência de coeficientes diferentes de zero no sistema de demanda. Assim, observa-se que a parcela de gasto domiciliar com cada um desses alimentos está associada a fatores econômicos (preços e despesa total), bem como a fatores sociodemográficos, de maneira que a consideração deste conjunto de variáveis é relevante para uma estimação mais robusta do sistema de demanda.

Na sequência são apresentadas as elasticidades (renda, dispêndio e preço) para todos os alimentos do sistema de demanda. Porém, como o objeto de investigação deste trabalho é o arroz, a análise, nesse caso, será mais detalhada.

2.4.1. Elasticidades

Apresentam-se, a seguir, as elasticidades (dispêndio restrita, renda e preços da demanda) calculadas na mediana da amostra para minimizar o efeito de valores atípicos. As elasticidades-dispêndio restritas foram estimadas para um intervalo de confiança de 95% do valor da mediana, sendo representados entre parênteses os limites mínimos e entre colchetes os limites máximos para cada bem. Apresentam-se os valores por dez estratos de renda domiciliar *per capita* e por região geográfica brasileira.

Os resultados da Tabela 2.4 indicam que o arroz está entre os alimentos consumidos no domicílio com maior elasticidade-dispêndio. Uma elevação de 1% no gasto com alimentos no domicílio faria com o dispêndio com arroz aumentasse 0,91%. Esse efeito total é similar ao da carne de primeira e maior que para os outros alimentos desagradados, com exceção do grupo “demais bens”. Esses valores são mais elevados do que encontrados em trabalhos nacionais como: Hoffmann (2006; 2007; 2010) e Menezes et al. (2006).

¹⁷ A Tabela 2.4A, do anexo, apresenta a matriz de correlação dos erros das equações do modelo probit multivariado. A significância estatística da maioria das relações indica que os erros estocásticos não são independentes, isto é, que a utilização do modelo probit multivariado é adequada.

Duas possíveis causas para a elevada elasticidade-dispêndio (renda) de alimentos como o arroz são aventadas por Coelho e Aguiar (2007) e Coelho, Aguiar e Eales (2010). A primeira seria o nível de agregação, pois, agrupar os consumidores por nível de renda e não fazer a estimação para cada domicílio pode gerar diferenças nas elasticidades encontradas. A segunda causa seria a inclusão de variáveis categóricas para a educação nos dois estágios de estimação, o que poderia gerar estimações de elasticidades dispêndio (renda) maiores. Relembrando, a hipótese é que há uma relação negativa entre escolaridade e consumo de alimentos básicos e, com a omissão das variáveis educacionais, sua influência seria captada pelas elasticidades-dispêndio (renda), diminuindo as estimativas.

Em trabalhos com metodologia similar (em termos de agregação e variáveis utilizadas), seja no plano nacional ou internacional, as estimativas para a elasticidade-dispêndio de arroz são condizentes às encontradas no presente estudo. No Brasil pode-se citar: Payeras (2009), 0,46; Barbosa, Menezes e Andrade (2013) 1,03; e Coelho e Aguiar (2007) 1,26. Em termos internacionais, as elasticidades-dispêndio do arroz da Etiópia (0,88), da China (1,02) e do Japão (entre 1,06 e 1,42) - segundo Erhabor e Ojogho (2011), Zheng e Henneberry (2010) e Chern et al. (2002), respectivamente - reforçam essa similaridade.

Quando se observa a elasticidade-dispêndio restrita para o arroz entre as faixas de renda, nota-se que a mesma passa de 0,895 para 0,938 entre os extremos da distribuição, ou seja, há um crescimento no gasto com o produto de 4,84%. Apenas o arroz, a batata e o macarrão têm elasticidade-dispêndio restrita que cresce com a renda. Esse é um resultado não esperado e mais estudos são necessários para compreendê-lo. Uma possível explicação seria a diminuição dos preços relativos desses alimentos para as classes de renda mais elevadas, conforme se observa na Tabela A5 em anexo; o preço mediano desses alimentos é decrescente com o aumento da renda (preço do arroz e da batata decrescem e o preço do macarrão não se altera). Esse preço unitário mais baixo pago pelas classes de renda altas também foi encontrado na Colômbia para o arroz (ATTANASIO, FRAYNE 2006) e para diversos alimentos no Reino Unido (BETTY, 2010).

A explicação para o fato de as classes mais ricas pagarem um preço mediano unitário menor por um bem pode se dever às suas características de relativa homogeneidade e não perecibilidade. A facilidade de estocagem favorece a compra de volumes maiores a preços unitários menores. Ademais, a capacidade dos mais ricos terem acesso a descontos, comprando em grandes atacados ou varejistas, poderia gerar esse preço menor. De qualquer forma, esses bens cujo preço unitário (mediano) é menor para as classes de renda superiores

apresentam, diferentemente dos outros bens, elasticidade-dispêndio crescente com a renda. Deste modo, é possível que o preço relativo menor possibilite uma elasticidade-dispêndio maior para as classes mais abastadas, pois o aumento do gasto nesses produtos devido ao crescimento da renda é contrabalançado por um preço unitário menor. Contudo, estudos específicos são necessários para compreender como esse preço relativo menor afeta a elasticidade-dispêndio (renda).

A Tabela 2.5 exibe a elasticidade-dispêndio do arroz por macrorregiões. A partir dela, nota-se que a região Centro-Oeste apresenta a maior elasticidade (0,96), seguida da região Sudeste (0,93). Na sequência, aparecem o Nordeste (0,88), Norte (0,88) e o Sul com a menor (0,86). Esses resultados são interessantes para o setor produtivo, uma vez que a região Sudeste é a maior do país, abrigando 42% da população brasileira segundo o Censo Populacional de 2010, (IBGE, 2016). O mercado nordestino também é considerável, pois representa 28% da população nacional. Assim, o foco nesses mercados (Sudeste e Nordeste) pode ser benéfico em termos de retorno da propaganda de estímulo ao consumo. Outro ponto interessante é a pequena variabilidade das elasticidades-dispêndio restritas para o arroz entre as macrorregiões. O cereal aparece em terceiro lugar dentre os produtos analisados e a diferença máxima das elasticidades-dispêndio para o arroz entre as regiões é de 11,64%, sendo menor apenas nos casos da carne de primeira (5,46%) e do frango (7,33%), resultado condizente para um produto cujo consumo é disperso em todo o país.

A elasticidade-renda indica a sensibilidade do gasto com cada alimento devido a uma variação na renda familiar total, sendo obtida a partir da relação do dispêndio com alimentação domiciliar e da renda familiar total da regressão de endogeneidade do gasto total (Tabela 2.2A, em anexo). Nesta equação, o coeficiente da renda domiciliar total (0,35) indica que uma variação de 1% da renda familiar total eleva o gasto com alimentação no domicílio em 0,35%. A partir dessa relação, a elasticidade-dispêndio é transformada em elasticidade-renda. Os resultados apontam que o arroz é um bem normal, sendo a elasticidade-renda para o Brasil de 0,32, ou seja, um aumento de 1% na renda produz uma elevação de 0,32% no gasto com o cereal. A Tabela 2.6A, em anexo, apresenta a elasticidade-renda para os diferentes alimentos e para as grandes regiões do país, levando em consideração a relação entre renda e dispêndio alimentar domiciliar.

Tabela 2.3 - Parâmetros do Sistema de Demanda (QUAIDS) ajustado aos valores censurados e endogeneidade dos gastos totais

Parâmetros	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1ª (6)	Carne de 2ª (7)	Frango (8)	Pão (9)
α_i	0,231821***	0,301877***	0,109965***	0,277737***	0,088837***	0,046636	0,260861***	0,265609***	0,342386***
β_i	-0,059179***	-0,074698***	-0,030811***	-0,058252***	-0,028465***	0,025058	-0,057341***	-0,093728***	-0,027338**
γ_{i1}	-0,034516***	-0,027786***	-0,003892	0,015483***	0,006926**	0,012792	-0,022440***	-0,011322**	0,022529***
γ_{i2}	-0,027786***	0,006468	-0,015507***	-0,018242***	-0,004123	0,014930**	-0,004219	-0,012040***	-0,009541***
γ_{i3}	-0,003892	-0,015507***	0,002399	-0,010105***	-0,000558	0,012485***	-0,00021	-0,009087***	-0,004435**
γ_{i4}	0,015483***	-0,018242***	-0,010105***	-0,038536***	0,001108	0,002048	0,007933	-0,011348**	-0,007709**
γ_{i5}	0,006926**	-0,004123	-0,000558	0,001108	-0,007018**	0,002798	-0,007174*	-0,006962***	-0,002883
γ_{i6}	0,012792	0,014930**	0,012485***	0,002048	0,002798	-0,027328*	0,037377***	0,026073***	0,011221*
γ_{i7}	-0,022440***	-0,004219	-0,00021	0,007933	-0,007174*	0,037377***	-0,027422**	-0,001477	-0,003745
γ_{i8}	-0,011322**	-0,012040***	-0,009087***	-0,011348**	-0,006962***	0,026073***	-0,001477	-0,035303***	-0,007892*
γ_{i9}	0,022529***	-0,009541***	-0,004435**	-0,007709**	-0,002883	0,011221*	-0,003745	-0,007892*	-0,010160*
λ_i	0,006423***	0,004950***	0,002292***	0,002377***	0,001695***	-0,007457***	-0,000774	0,005074***	-0,005282***
$\eta_i(\text{sexo_c})$	0,00037	0,000328	0,000026	-0,000738**	-0,000076	-0,002366**	-0,001292	0,000614	0,001793***
$\eta_i(\text{idade_c})$	-0,000015	-0,000088	-0,000037	0,00001	0,00004	0,00023	0,000164	0,000154*	0,000105
$\eta_i(\text{idade_c2})$	-0,000071	0,000065	0,000026	0,000001	-0,000029	-0,000158	-0,000219	-0,000137	-0,000026
$\eta_i(\text{escolaridade})$	-0,000812***	0,000089	0,000006	0,000412***	0,000147***	0,000925***	0,000163	-0,000003	0,001320***
$\eta_i(\text{urbano})$	-0,002136***	0,000486	0,000122	-0,000396	0,000725**	0,004923***	0,006731***	0,003934***	0,000204
$\eta_i(\text{norte})$	-0,002321**	-0,002318**	-0,000717**	0,000947	-0,002314***	0,000367	0,00177	0,011715***	-0,002632**
$\eta_i(\text{nordeste})$	-0,002203**	-0,000396	0,000042	-0,002056*	-0,000314	0,000717	-0,000709	0,009639***	-0,004227***
$\eta_i(\text{sul})$	-0,006569***	-0,002658***	0,000436	0,000289	0,000436**	-0,000935	0,004708***	0,000586	-0,000346
$\eta_i(\text{centro-oeste})$	0,006690***	-0,000271	-0,001044***	-0,000411	-0,000065	0,003037**	0,002929**	-0,000769	-0,001144
$\eta_i(\text{crianças})$	0,000412*	0,000144	0,000052	0,000579**	0,000079	-0,001840***	-0,00062	0,000645**	0,000947**
$\eta_i(\text{adolescentes})$	0,001341***	0,000601**	0,00006	0,000557**	-0,000033	-0,000767	0,000198	0,001108***	0,001991***
$\eta_i(\text{idosos})$	0,000389	0,000564	0,000056	0,001047**	0,000163	0,000376	0,000965	0,000716	0,001137**
$\rho_i(\text{sexo_c})$	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***	-0,045489***
$\rho_i(\text{idade_c})$	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346	0,002346
$\rho_i(\text{idade_c2})$	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225	-0,002225
$\rho_i(\text{escolaridade})$	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***	-0,042022***
$\rho_i(\text{urbano})$	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***	-0,326430***
$\rho_i(\text{norte})$	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***	0,104421***
$\rho_i(\text{nordeste})$	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***	0,079702***
$\rho_i(\text{sul})$	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749	0,022749
$\rho_i(\text{centro-oeste})$	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***	0,080834***
$\rho_i(\text{crianças})$	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917	0,014917
$\rho_i(\text{adolescentes})$	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176	0,017176
$\rho_i(\text{idosos})$	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351	-0,009351
τ_i	0,083822***	0,012386*	0,016150***	-0,018932**	0,028020***	0,125498***	0,124422***	0,159708***	-0,091139***
ϑ_i	0,004257***	0,001013***	0,000433***	0,000192	-0,000068	-0,000846	0,004574***	0,004619***	-0,017059***
α_0	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417	260,417
R^2	0,28	0,24	0,19	0,19	0,12	0,2	0,19	0,28	0,45
Peso	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929	46.632.929

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Número de observações 44.504. Nível de significância * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. A equação omitida, "Demais Alimentos" e seus parâmetros são obtidos por meio das condições de aditividade, simetria e homogeneidade.

Tabela 2.4 – Elasticidade-dispêndio da demanda por alimentos no domicílio por estrato de renda familiar no Brasil, 2008-2009.

Por	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1ª (6)	Carne de 2ª (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
1º	0,89556	0,68779	0,76536	0,50768	0,73713	0,91423	0,76751	0,83176	0,5546	1,11689
1º	(0,89552)	(0,68775)	(0,76534)	(0,50729)	(0,73706)	(0,91414)	(0,76736)	(0,83172)	(0,55413)	(1,11683)
1º	[0,89557]	[0,68779]	[0,76539]	[0,50787]	[0,73721]	[0,91433]	[0,76766]	[0,83177]	[0,55503]	[1,11692]
2º	0,90101	0,68316	0,76925	0,45745	0,73747	0,90872	0,75929	0,8256	0,53507	1,16148
2º	(0,90098)	(0,68309)	(0,76919)	(0,45702)	(0,73738)	(0,90859)	(0,75925)	(0,82558)	(0,53491)	(1,16132)
2º	[0,90101]	[0,68319]	[0,76928]	[0,45786]	[0,73747]	[0,90886]	[0,75929]	[0,82569]	[0,53532]	[1,16153]
3º	0,90638	0,68338	0,77334	0,40469	0,74569	0,90756	0,75895	0,82415	0,52953	1,18269
3º	(0,90633)	(0,68328)	(0,7733)	(0,40463)	(0,74549)	(0,90755)	(0,75881)	(0,8241)	(0,52953)	(1,18261)
3º	[0,90650]	[0,68348]	[0,77335]	[0,40531]	[0,74577]	[0,90768]	[0,75915]	[0,82423]	[0,52974]	[1,18286]
4º	0,9101	0,68084	0,77393	0,37098	0,74343	0,90496	0,75722	0,81791	0,51556	1,10406
4º	(0,91003)	(0,68084)	(0,77391)	(0,37079)	(0,74343)	(0,90494)	(0,75712)	(0,81774)	(0,51542)	(1,10397)
4º	[0,91016]	[0,68084]	[0,77400]	[0,37155]	[0,74345]	[0,90504]	[0,75741]	[0,81793]	[0,51603]	[1,10420]
5º	0,91012	0,68187	0,77913	0,34474	0,74995	0,90494	0,75566	0,81655	0,51468	1,10931
5º	(0,91012)	(0,68164)	(0,77909)	(0,34439)	(0,74976)	(0,90494)	(0,75559)	(0,8165)	(0,51447)	(1,10931)
5º	[0,91012]	[0,68191]	[0,77916]	[0,34514]	[0,75001]	[0,90499]	[0,75598]	[0,81665]	[0,51468]	[1,10933]
6º	0,90767	0,68017	0,7783	0,33576	0,75559	0,91065	0,76186	0,81741	0,52096	1,12879
6º	(0,90752)	(0,68002)	(0,77829)	(0,33561)	(0,75526)	(0,91065)	(0,76186)	(0,81731)	(0,52058)	(1,12875)
6º	[0,90767]	[0,68034]	[0,77830]	[0,33576]	[0,75589]	[0,91065]	[0,76186]	[0,81741]	[0,52124]	[1,12880]
7º	0,91017	0,67875	0,78217	0,28204	0,75847	0,90482	0,75486	0,81194	0,49964	1,12639
7º	(0,91017)	(0,67871)	(0,78215)	(0,28185)	(0,75842)	(0,90472)	(0,75481)	(0,81184)	(0,49964)	(1,12639)
7º	[0,91017]	[0,67891]	[0,78218]	[0,28232]	[0,75852]	[0,90485]	[0,75486]	[0,81194]	[0,50031]	[1,12642]
8º	0,91478	0,68043	0,78813	0,24163	0,7677	0,90232	0,75387	0,81002	0,49517	1,11936
8º	(0,91476)	(0,68039)	(0,78813)	(0,24117)	(0,76768)	(0,90228)	(0,75386)	(0,81)	(0,49502)	(1,1191)
8º	[0,91485]	[0,68043]	[0,78814]	[0,24205]	[0,76772]	[0,90241]	[0,75394]	[0,81013]	[0,49554]	[1,11969]
9º	0,92199	0,67683	0,79004	0,17343	0,76815	0,88761	0,73522	0,8072	0,44148	1,12151
9º	(0,92199)	(0,67675)	(0,78999)	(0,1722)	(0,76803)	(0,88743)	(0,73509)	(0,80718)	(0,44114)	(1,1215)
9º	[0,92208]	[0,67700]	[0,79007]	[0,17343]	[0,76871]	[0,88777]	[0,73522]	[0,80729]	[0,44175]	[1,12160]
10º	0,93887	0,66963	0,80812	0,11011	0,79406	0,86092	0,69482	0,80923	0,35457	1,1139
10º	(0,93868)	(0,66956)	(0,8081)	(0,11011)	(0,79402)	(0,86082)	(0,69482)	(0,80916)	(0,35419)	(1,1139)
10º	[0,93913]	[0,66980]	[0,80819]	[0,11194]	[0,79411]	[0,86137]	[0,69507]	[0,80930]	[0,35460]	[1,11390]
Total	0,91188	0,68061	0,78094	0,33314	0,75758	0,89986	0,74963	0,81738	0,49513	1,12883
Total	(0,91185)	(0,68061)	(0,78092)	(0,33284)	(0,75757)	(0,8998)	(0,74953)	(0,81736)	(0,49505)	(1,12881)
Total	[0,91189]	[0,68065]	[0,78096]	[0,33335]	[0,75763]	[0,89989]	[0,74966]	[0,81739]	[0,49519]	[1,12886]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo (entre parênteses) e máximo (entre colchetes).

Tabela 2.5 – Elasticidade-dispêndio da demanda por alimentos no domicílio para as macrorregiões brasileiras, 2008-2009.

Por	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1 ^a (6)	Carne de 2 ^a (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
Sudeste	0,93506	0,70267	0,79281	0,26092	0,77495	0,89769	0,74212	0,79987	0,53501	1,11689
Sudeste	(0,93505)	(0,70264)	(0,79280)	(0,26067)	(0,77494)	(0,89768)	(0,74184)	(0,79985)	(0,53445)	(1,11683)
Sudeste	[0,93512]	[0,70269]	[0,79282]	[0,26103]	[0,77502]	[0,89782]	[0,74212]	[0,79988]	[0,53501]	[1,11692]
Nordeste	0,88112	0,67424	0,76776	0,41495	0,72269	0,90486	0,74982	0,83915	0,47474	1,16148
Nordeste	(0,88111)	(0,67421)	(0,76774)	(0,41485)	(0,72266)	(0,90482)	(0,74977)	(0,83912)	(0,47467)	(1,16132)
Nordeste	[0,88115]	[0,67426]	[0,76779]	[0,41503]	[0,72272]	[0,90499]	[0,74991]	[0,83916]	[0,47501]	[1,16153]
Norte	0,88060	0,61155	0,71259	0,55289	0,67440	0,87948	0,70576	0,85016	0,42432	1,18269
Norte	(0,88060)	(0,61143)	(0,71253)	(0,55272)	(0,67426)	(0,87932)	(0,70565)	(0,85015)	(0,42410)	(1,18261)
Norte	[0,88066]	[0,61160]	[0,71262]	[0,55311]	[0,67455]	[0,87958]	[0,70617]	[0,85020]	[0,42467]	[1,18286]
Centro-Oeste	0,96510	0,69181	0,75182	0,28136	0,78164	0,92753	0,78261	0,79695	0,52451	1,10406
Centro-Oeste	(0,96510)	(0,69175)	(0,75178)	(0,28119)	(0,78157)	(0,92731)	(0,78230)	(0,79682)	(0,52441)	(1,10397)
Centro-Oeste	[0,96517]	[0,69184]	[0,75187]	[0,28228]	[0,78165]	[0,92757]	[0,78286]	[0,79699]	[0,52529]	[1,10420]
Sul	0,86446	0,63927	0,79558	0,15729	0,77539	0,88918	0,77218	0,79208	0,42675	1,10931
Sul	(0,86443)	(0,63922)	(0,79554)	(0,15597)	(0,77536)	(0,88905)	(0,77218)	(0,79207)	(0,42665)	(1,10931)
Sul	[0,86449]	[0,63932]	[0,79560]	[0,15751]	[0,77546]	[0,88922]	[0,77225]	[0,79225]	[0,42710]	[1,10933]
Total	0,91188	0,68061	0,78094	0,33314	0,75758	0,89986	0,74963	0,81738	0,49513	1,12883
Total	(0,91185)	(0,68061)	(0,78092)	(0,33284)	(0,75757)	(0,89980)	(0,74953)	(0,81736)	(0,49505)	(1,12881)
Total	[0,91189]	[0,68065]	[0,78096]	[0,33335]	[0,75763]	[0,89989]	[0,74966]	[0,81739]	[0,49519]	[1,12886]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo

(entre parênteses) e máximo (entre colchetes).

A Tabela 2.6 apresenta a elasticidade-preço da demanda não compensada (Marshalliana) para os dez grupos de alimentos. Na sequência, a Tabela 2.7 mostra a elasticidade-preço da demanda compensada (Hicksiana) para esses mesmos bens. Deve-se atentar que as diagonais principais dessas matrizes representam as elasticidades-preço próprias da demanda para cada bem investigado. Os elementos fora da diagonal principal se referem às elasticidades-preço cruzadas, ou seja, a partir desses elementos pode-se identificar como a demanda de *i-ésimo* bem (arroz, por exemplo) é afetada pela variação no preço do *j-ésimo* bem (lê-se o efeito dos preços representados nas colunas, sobre a demanda do bem apresentado na linha). Isto posto, assinala-se que por meio da elasticidade-preço cruzada Marshalliana os bens são classificados como substitutos brutos, quando o aumento do preço de *j-ésimo* bem aumenta a quantidade demandada do *i-ésimo* bem, ou, complementares brutos, quando o aumento do preço de *j-ésimo* bem reduz a quantidade demandada do *i-ésimo* bem. A elasticidade-preço cruzada Hicksiana segue essa mesma lógica, classificando, contudo, os bens em complementares ou substitutos líquidos.

Em termos gerais, todos os alimentos investigados apresentaram elasticidade-preço próprio negativa, o que indica relação inversa entre a demanda do bem e seu respectivo preço, como postulado pela teoria econômica. A elasticidade-preço da demanda Marshalliana (não-compensada) do arroz revela que a sua demanda é elástica, isto é, a variação de 1% no preço do cereal impacta sua demanda de maneira mais do que proporcional (-1,02%). Dentre os alimentos analisados, esse valor só é maior para a farinha de mandioca (-1,49) e para o pão (-1,14).

A elasticidade-preço da demanda do arroz é inferior à encontrada em trabalhos nacionais similares, como: Coelho e Aguiar (2007), Coelho, Aguiar, Eales (2010) e Barbosa, Menezes e Andrade (2013) (-1,66; -1,65 e -1,71 respectivamente). Cumpre reforçar que essas comparações devem ser feitas com cautela, haja vista as diferentes metodologias, bases de dados, agregações e distintos períodos em que os trabalhos foram realizados. Contudo, o resultado apresentado parece ser plausível, pois esses próprios autores não esperavam resultados tão elevados para um alimento essencial como o arroz.

A partir das elasticidades-preço cruzadas pôde-se verificar as relações com os demais grupos de alimentos. Nota-se que o arroz apresentou relações de complementariedade (bruta) com o feijão ($E_{12}^U = -0,08$). As relações com os outros alimentos é de substituição (bruta) ($E_{1i}^U > 0$), dentre as quais destacam-se a relação com o pão ($E_{19}^U = 0,28$), com a farinha de mandioca ($E_{14}^U = 0,16$), com a batata ($E_{15}^U = 0,08$) e com o macarrão ($E_{13}^U = 0,08$), fontes

alternativas de carboidratos, conforme identificaram Coelho e Aguiar (2007) e Coelho Coelho, Aguiar, Eales (2010). Essa relação de substituição (bruta) também se verifica com os grupos de carnes, sobretudo com a carne de primeira ($E_{16}^U = 0,22$) e com o frango ($E_{17}^U = 0,16$), a relação com a carne de segunda ficou próxima de zero ($E_{18}^U = 0,05$). A forte relação de substituição com a carne de primeira é um resultado não esperado, trabalhos como o de Coelho e Aguiar (2007) e de Coelho, Aguiar, Eales (2010) encontraram relação de complementariedade entre arroz e carnes. Assim sendo, esse resultado e seus desdobramentos, apresentados na sequência desse trabalho, devem ser interpretados com cautela, e novos trabalhos devem ser realizados para investigar mais detidamente essa relação.

Quando se investiga essa relação cruzada na equação de cada um dos bens em confronto com o arroz, ou seja, como a variação no preço do arroz afetaria os demais bens, identifica-se que o arroz se mantém como bem complementar ao feijão ($E_{21}^U = -0,17$). Já entre os bens substitutos, a elasticidade cruzada com o arroz se intensifica, principalmente para a farinha de mandioca ($E_{41}^U = 0,44$) e para o pão ($E_{91}^U = 0,33$). Desta forma, há indícios de que políticas de aumento da competitividade, através da redução do preço do arroz, impactariam mais fortemente a demanda desses alimentos.

Em suma, observando os impactos dos preços sobre a demanda de arroz parece claro que o feijão, a farinha de mandioca e o pão figuram como importantes produtos relacionados ao consumo do arroz. Por isso, o setor arrozeiro poderia desenvolver estratégias de expansão do consumo que levassem em conta essas inter-relações. Neste caso, poder-se-ia delinear uma política de incentivo ao consumo de feijão, ou ainda, políticas de geração de novas formas de consumo do arroz que focassem na substituição do pão, produto amplamente consumido nos domicílios brasileiros (Tabela 1) e/ou da farinha de mandioca, produto com consumo mais regionalizado no Nordeste do país e, sobretudo, no caso de famílias de renda mais baixa.

A investigação das elasticidades-preço compensadas (Hicksianas) não altera sobremaneira os resultados relatados. Há uma atenuação da elasticidade-preço própria ($E_{11}^C = -0,99$). Já as elasticidades-preço cruzadas mantém a mesma ordenação da demanda não-compensada. O feijão é um bem complementar líquido ao arroz ($E_{12}^C = -0,07$) e o pão ($E_{19}^C = 0,36$), a farinha de mandioca ($E_{14}^C = 0,17$), a batata ($E_{15}^C = 0,08$), o macarrão ($E_{13}^C = 0,08$) e as carnes ($E_{16}^C = 0,29$; $E_{17}^C = 0,09$; $E_{18}^C = 0,21$) são substitutos líquidos ao arroz.

Tabela 2.6 – Elasticidades-preços das demandas não compensadas (Marshallianas) para os 10 alimentos avaliados, Brasil, 2008-2009.

↓ Grupo/Preço →	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1 ^a (6)	Carne de 2 ^a (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
Arroz (1)	-1,02815 (-1,02824) [-1,02813]	-0,08998 (-0,08999) [-0,08997]	0,08297 (0,08297) [0,08298]	0,16431 (0,16428) [0,16436]	0,08220 (0,08219) [0,08222]	0,22454 (0,22448) [0,22461]	0,05183 (0,05180) [0,05188]	0,16485 (0,16485) [0,16487]	0,28248 (0,28242) [0,28250]	-0,07720 (-0,07725) [-0,07718]
Feijão (2)	-0,17821 (-0,17823) [-0,17821]	-0,77713 (-0,77719) [-0,77710]	-0,11306 (-0,11306) [-0,11304]	-0,01013 (-0,01013) [-0,01013]	0,01396 (0,01396) [0,01396]	0,13123 (0,13120) [0,13124]	0,09268 (0,09263) [0,09272]	0,05922 (0,05921) [0,05923]	0,02544 (0,02543) [0,02546]	-0,10464 (-0,10468) [-0,10456]
Macarrão (3)	0,03763 (0,03762) [0,03764]	-0,13735 (-0,13735) [-0,13734]	-0,83279 (-0,83280) [-0,83278]	-0,02826 (-0,02828) [-0,02824]	0,05683 (0,05681) [0,05684]	0,24140 (0,24136) [0,24140]	0,13216 (0,13213) [0,13220]	0,05175 (0,05171) [0,05178]	0,05891 (0,05888) [0,05892]	-0,02480 (-0,02483) [-0,02477]
Farinha de Mandioca (4)	0,42167 (0,42162) [0,42187]	-0,03939 (-0,03939) [-0,03937]	-0,19875 (-0,19881) [-0,19875]	-1,49266 (-1,49268) [-1,49249]	0,05186 (0,05184) [0,05187]	-0,14983 (-0,14985) [-0,14978]	0,27753 (0,27746) [0,27762]	-0,14323 (-0,14324) [-0,14321]	-0,17470 (-0,17477) [-0,17467]	-0,02946 (-0,02953) [-0,02937]
Batata (5)	0,17698 (0,17693) [0,17708]	-0,08097 (-0,08097) [-0,08096]	0,09230 (0,09229) [0,09231]	-0,01880 (-0,01882) [-0,01876]	-0,72655 (-0,72657) [-0,72653]	-0,03604 (-0,03605) [-0,03601]	0,05268 (0,05266) [0,05269]	0,06859 (0,06859) [0,06862]	0,17042 (0,17041) [0,17044]	0,15027 (0,15024) [0,15030]
Carne de 1 ^a (6)	-0,05948 (-0,05950) [-0,05946]	0,08238 (0,08238) [0,08238]	0,00581 (0,00580) [0,00583]	0,00615 (0,00614) [0,00615]	-0,00092 (-0,00093) [-0,00092]	-0,65853 (-0,65863) [-0,65848]	0,21701 (0,21699) [0,21704]	-0,06984 (-0,06986) [-0,06984]	-0,02764 (-0,02767) [-0,02763]	-0,07695 (-0,07703) [-0,07692]
Carne de 2 ^a (7)	0,08175 (0,08173) [0,08178]	0,05047 (0,05047) [0,05048]	0,00034 (0,00034) [0,00034]	-0,13881 (-0,13882) [-0,13878]	-0,00534 (-0,00534) [-0,00533]	0,17321 (0,17319) [0,17327]	-0,78928 (-0,78935) [-0,78925]	0,11011 (0,11009) [0,11014]	0,13934 (0,13931) [0,13936]	-0,00424 (-0,00427) [-0,00418]
Frango (8)	0,05112 (0,05110) [0,05112]	-0,01151 (-0,01152) [-0,01151]	-0,01524 (-0,01525) [-0,01524]	-0,03369 (-0,03370) [-0,03368]	-0,07057 (-0,07059) [-0,07057]	0,14661 (0,14657) [0,14663]	0,14344 (0,14342) [0,14344]	-0,83427 (-0,83431) [-0,83419]	0,12689 (0,12688) [0,12691]	0,01608 (0,01604) [0,01609]
Pão (9)	0,33025 (0,33017) [0,33032]	-0,04959 (-0,04959) [-0,04957]	-0,03433 (-0,03433) [-0,03432]	-0,04571 (-0,04571) [-0,04571]	-0,25409 (-0,25411) [-0,25405]	0,16979 (0,16976) [0,16985]	0,15560 (0,15557) [0,15563]	-0,06080 (-0,06080) [-0,06079]	-1,14287 (-1,14292) [-1,14282]	-0,10631 (-0,10634) [-0,10628]
Demais Alimentos (10)	-0,04038 (-0,04038) [-0,04037]	0,00007 (0,00007) [0,00008]	0,00309 (0,00309) [0,00309]	0,00883 (0,00883) [0,00883]	0,02602 (0,02601) [0,02602]	-0,08401 (-0,08403) [-0,08400]	-0,06705 (-0,06705) [-0,06703]	-0,01554 (-0,01554) [-0,01554]	-0,02131 (-0,02132) [-0,02130]	-0,97545 (-0,97545) [-0,97543]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo (entre parênteses) e máximo (entre colchetes).

Tabela 2.7 – Elasticidades-preços das demandas compensadas (Hicksianas) para os 10 alimentos avaliados, Brasil, 2008-2009

↓ Grupo/Preço →	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1 ^a (6)	Carne de 2 ^a (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
Arroz (1)	-0,99353 (-0,99356) [-0,99347]	-0,07038 (-0,07039) [-0,07038]	0,08972 (0,08968) [0,08975]	0,17085 (0,17082) [0,17093]	0,08792 (0,08792) [0,08795]	0,26242 (0,26239) [0,26242]	0,09268 (0,09262) [0,09268]	0,21004 (0,20996) [0,21011]	0,36496 (0,36494) [0,36498]	0,52499 (0,52492) [0,52505]
Feijão (2)	-0,14940 (-0,14945) [-0,14937]	-0,76442 (-0,76449) [-0,76439]	-0,10684 (-0,10686) [-0,10681]	-0,00743 (-0,00743) [-0,00742]	0,01714 (0,01714) [0,01714]	0,16366 (0,16363) [0,16368]	0,11877 (0,11873) [0,11881]	0,09263 (0,09260) [0,09266]	0,07956 (0,07954) [0,07956]	0,33697 (0,33692) [0,33715]
Macarrão (3)	0,07064 (0,07063) [0,07065]	-0,11944 (-0,11946) [-0,11944]	-0,82655 (-0,82658) [-0,82653]	-0,02357 (-0,02361) [-0,02357]	0,06074 (0,06074) [0,06076]	0,28028 (0,28026) [0,28031]	0,17044 (0,17043) [0,17044]	0,09555 (0,09550) [0,09556]	0,12131 (0,12127) [0,12134]	0,49156 (0,49146) [0,49169]
Farinha de Mandioca (4)	0,43501 (0,43497) [0,43509]	-0,03264 (-0,03265) [-0,03262]	-0,19588 (-0,19589) [-0,19583]	-1,49044 (-1,49063) [-1,49034]	0,05372 (0,05369) [0,05373]	-0,13728 (-0,13730) [-0,13724]	0,29364 (0,29359) [0,29373]	-0,12597 (-0,12604) [-0,12593]	-0,14509 (-0,14515) [-0,14501]	0,21313 (0,21303) [0,21317]
Batata (5)	0,20855 (0,20844) [0,20858]	-0,06758 (-0,06760) [-0,06757]	0,09964 (0,09962) [0,09967]	-0,01386 (-0,01387) [-0,01385]	-0,72288 (-0,72293) [-0,72283]	-0,00621 (-0,00623) [-0,00618]	0,08151 (0,08150) [0,08152]	0,11152 (0,11152) [0,11155]	0,24232 (0,24232) [0,24234]	0,63741 (0,63736) [0,63752]
Carne de 1 ^a (6)	-0,02499 (-0,02500) [-0,02496]	0,10108 (0,10108) [0,10110]	0,01463 (0,01461) [0,01463]	0,01108 (0,01108) [0,01109]	0,00429 (0,00429) [0,00429]	-0,62012 (-0,62022) [-0,62007]	0,25611 (0,25609) [0,25613]	-0,01563 (-0,01566) [-0,01560]	0,05071 (0,05069) [0,05073]	0,53262 (0,53259) [0,53273]
Carne de 2 ^a (7)	0,10671 (0,10669) [0,10672]	0,06792 (0,06790) [0,06794]	0,00711 (0,00710) [0,00711]	-0,13467 (-0,13467) [-0,13464]	-0,00096 (-0,00096) [-0,00095]	0,21082 (0,21079) [0,21087]	-0,76166 (-0,76168) [-0,76164]	0,15659 (0,15657) [0,15660]	0,21163 (0,21163) [0,21165]	0,49065 (0,49057) [0,49068]
Frango (8)	0,07714 (0,07714) [0,07716]	0,00693 (0,00691) [0,00694]	-0,00838 (-0,00838) [-0,00838]	-0,03049 (-0,03050) [-0,03049]	-0,06674 (-0,06675) [-0,06673]	0,18723 (0,18723) [0,18725]	0,17897 (0,17894) [0,17899]	-0,79359 (-0,79362) [-0,79356]	0,20147 (0,20147) [0,20148]	0,54763 (0,54761) [0,54769]
Pão (9)	0,34972 (0,34968) [0,34977]	-0,04346 (-0,04347) [-0,04345]	-0,03147 (-0,03147) [-0,03147]	-0,04368 (-0,04369) [-0,04367]	-0,25239 (-0,25244) [-0,25237]	0,19419 (0,19417) [0,19423]	0,17748 (0,17745) [0,17748]	-0,03729 (-0,03732) [-0,03727]	-1,08966 (-1,08967) [-1,08965]	0,26142 (0,26130) [0,26151]
Demais Alimentos (10)	-0,00418 (-0,00419) [-0,00417]	0,01815 (0,01812) [0,01816]	0,01011 (0,01011) [0,01012]	0,01391 (0,01391) [0,01391]	0,03191 (0,03191) [0,03192]	-0,02718 (-0,02719) [-0,02717]	-0,01568 (-0,01569) [-0,01567]	0,03904 (0,03904) [0,03907]	0,06591 (0,06590) [0,06592]	-0,18039 (-0,18043) [-0,18036]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo (entre parênteses) e máximo (entre colchetes).

As elasticidades-preço Marshallianas calculadas, na mediana, para dez estratos de renda *per capita* familiar, para o caso do arroz, são apresentados no Anexo A (Tabela 2.7A). A Figura 2.1 e a Figura 2.2 apresentam essas mesmas informações em forma gráfica. A partir da primeira figura, depreende-se que o arroz é um bem com demanda mais elástica para as famílias de menor renda do país (-1,11). Percebe-se, claramente, que a elasticidade-preço própria vai diminuindo (em módulo), com a demanda de arroz se tornando preço-inelástica (-0,92) no estrato mais elevado de renda. A variação entre os extremos da distribuição é de 17%, puxada pela considerável queda de renda no último décimo. Assim, fica evidente que a demanda do arroz é elástica em relação ao próprio preço, para a maior parte da população brasileira (mediana de -1,03), exceto para os estratos de renda mais elevados.

Figura 2.1 - Elasticidade-preço própria da demanda não compensada (Marshalliana) para o arroz para dez estratos de renda familiar *per capita* no Brasil

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

Quando se analisa a elasticidade-preço cruzada dos outros alimentos em relação ao arroz, algumas informações interessantes emergem (Figura 2.2). Observa-se, por exemplo, que a relação de complementariedade entre feijão e o arroz mantém-se em todas as faixas de renda, sendo maior, porém, no caso das famílias de menor renda. A carne de segunda, diferentemente do que ocorre para a amostra como um todo, é complementar ao arroz para os dois primeiros estratos de renda, alternando essa situação para do terceiro estrato de renda *per capita*.

Figura 2.2 - Elasticidade-preço cruzada não compensada (Marshalliana) dos outros alimentos na demanda do arroz entre os dez estratos da renda familiar *per capita*

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

Dentre os outros produtos, o macarrão, a batata e o frango apresentam baixo grau de substituição com relação ao arroz para os menores estratos de renda. A elasticidade se eleva para as classes de renda mais alta. Esses alimentos têm seu grau de substituição ao arroz aumentado nos três últimos estratos de renda, em especial no caso da carne de frango, cuja elasticidade-preço cruzada passa de 0,17 no sétimo estrato de renda para 0,31 no décimo. Assim, variações no preço desses bens tem menor impacto na demanda de arroz para as famílias de baixa renda.

A elasticidade-preço cruzada do pão mostra que ele é o principal substituto do arroz para todas as faixas de renda, com elasticidade variando entre 0,23 a 0,39. A carne de primeira também é destaque em termos substitutivos ao arroz, com elasticidade se elevando da menor (0,14) até a maior faixa de renda familiar *per capita* (0,33).

Cabe mencionar que a farinha de mandioca é, dentre todos os alimentos, a que apresenta menor variação na elasticidade-preço cruzada com o arroz (0,15 a 0,20). Em suma, observa-se, que para as classes de renda mais baixa, o aumento do preço de produtos como a farinha de mandioca, carne de primeira e o pão têm considerável potencial de aumentarem a demanda pelo arroz. À medida que a renda aumenta, os diferentes alimentos aumentam seu grau de substituição ao arroz.

Por fim, as elasticidades-preço da demanda não compensada (Marshalliana) pelo arroz são calculadas, na mediana da amostra, para as macrorregiões do país (Tabela 2.8A no Anexo e Figura 2.3). Constata-se que as relações de substituição e de complementariedade

apresentadas para o país como um todo se mantém nesse recorte, relativamente ao anterior, mas alguns pontos podem ser destacados. Em relação à elasticidade-preço própria, as regiões Norte e Nordeste apresentam valores mais elevados, indicando que eventos que reduzem os preços do cereal impactam mais na demanda dessas regiões.

Figura 2.3 - Elasticidade-preço da demanda não compensada (Marshalliana) do arroz por macrorregião do Brasil
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009.

No que tange à relação com os outros alimentos, verifica-se a maior complementariedade do feijão na região Norte e Nordeste. Outro ponto interessante é que a carne bovina de segunda apresentou relação de complementariedade ao arroz nas regiões Norte e Nordeste. No caso da região Centro-Oeste a elasticidade é próxima de zero, diferentemente do que ocorre nas regiões Sul e Sudeste, nas quais a relação de substituição é claramente identificada.

A farinha de mandioca apresenta o maior grau de substituíbilidade ao arroz nas regiões Norte e Nordeste, conforme era esperado. Já para os casos do pão e do macarrão, o grau de substituição mais elevado em relação ao arroz foi encontrado na região Sul.

Resumindo: as carnes (de primeira, de segunda e de frango) e o macarrão apresentam maior grau de substituição relativamente ao arroz nas regiões Sul e Sudeste. Já nas regiões Norte e Nordeste, o arroz tem maior grau de substituíbilidade em relação à farinha de mandioca e de complementariedade em relação ao feijão e à carne de segunda. Esses resultados são importantes, pois facilitam a definição de estratégias de comercialização para os mercados regionais.

2.5 Considerações Finais

Em termos gerais, pôde-se observar a adequação do modelo para estimar as demandas dos alimentos. Identificou-se que os parâmetros que captam a não linearidade do gasto total, bem como aqueles associados à correção do consumo censurado e da endogeneidade da despesa total restrita se mostraram significativos para a maioria das equações. Ademais, verificou-se também que as variáveis associadas a fatores sociodemográficos (localização e características do chefe do domicílio) e a fatores econômicos (preços e despesa total restrita) são relevantes na explicação da parcela de gasto domiciliar com os alimentos considerados.

Especificamente para o arroz, a elasticidade-dispêndio, mesmo sendo elevada na comparação com os outros alimentos, denota um comportamento inelástico levando em conta o país como um todo. Na análise considerando a estratificação geográfica, observa-se maior sensibilidade da demanda de arroz ao aumento da despesa com alimentos no domicílio (dispêndio restrito) para as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Nordeste, respectivamente. A elasticidade-renda da demanda reforça esse comportamento de bem normal e inelástico para o arroz, sendo cerca de 1/3 da elasticidade-dispêndio restrita.

Na análise da demanda não compensada (Marshalliana) identifica-se que a elasticidade-preço própria do arroz é levemente elástica, sendo o principal componente que afeta a demanda do cereal. As elasticidades-preço cruzadas apontam o feijão como bem complementar ao arroz e os demais bens analisados como substitutos. Nesse contexto, o pão e a farinha de mandioca figuram como importantes substitutos do arroz no consumo domiciliar.

Os exercícios de decompor a demanda Marshalliana por arroz em dez estratos de renda *per capita* familiar e por macrorregião do país revelam alguns pontos interessantes. Primeiro, identifica-se maior sensibilidade das famílias de menor renda a variações do preço do arroz. Segundo, a relação de substituição com os outros bens se eleva à medida que a renda aumenta. Terceiro, as regiões Norte e Nordeste apresentam elasticidades-preço próprias mais elevadas para o arroz; maior relação de complementariedade do feijão e da carne de segunda; e maior grau de substituição da farinha de mandioca. Quarto, para os casos das carnes, do pão e do macarrão, a região Sul apresentou grau de substituição mais elevado na demanda domiciliar pelo arroz.

A principal contribuição deste trabalho está no método com que se estimaram as elasticidades da demanda por arroz com os dados da última POF disponível. Considerou-se um modelo que contorna os problemas econométricos inerentes a esse tipo de estudo e levou-

se em conta a demanda por outros alimentos importantes na dieta da população brasileira. A análise foi feita controlando diferenças de consumo motivadas por características sociodemográficas das famílias. Os resultados obtidos podem auxiliar a definição de políticas públicas e a construção de estratégias setoriais.

Deve-se destacar que este trabalho contribuiu para o entendimento da demanda alimentar domiciliar no país e, em particular, da demanda por arroz, o que se traduz em um avanço qualitativo nessa literatura, mas alguns pontos merecem atenção. Cabe reforçar que as estimações realizadas aqui se referem ao consumo domiciliar, não sendo incorporada a demanda originada fora do domicílio, que vem crescendo recentemente. Além disso, estudos que englobem questões como efeito-qualidade e desconto por quantidade comprada também podem contribuir para o entendimento mais completo da demanda alimentar no Brasil.

Referências

ALFONSO, L. PETERSON, H.H. Estimating food demand in Paraguay from household survey data. **Agricultural Economics**, v.34, n.3, p.243-257, Mai.2006. Disponível em:<<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1574-0864.2006.00122.x/epdf>>. Acesso em: 19 mai. 2015.

ALMEIDA, A. T.C.de; ARAÚJO JUNIOR, I. T de. Demanda por bebidas alcoólicas e cigarro no Brasil: elasticidades, micro-simulação e variações no bem estar. XIX ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, ANPEC 2014., 2014, Fortaleza, **Anais...** Fortaleza, 2014, p. Disponível em:<http://www.bnb.gov.br/documents/160445/226386/ss2_mesa4_artigos2014_demanda_bebidas_alcoolicas_cigarro_brasil.pdf/22027bd0-328f-468b-b624-392f6c7c6b1e> Acesso em: 19 jan. 2015.

ALMEIDA, A.N.; BRAGAGNOLO, C.; CHAGAS, S.A.L.A Demanda por Vinho no Brasil: elasticidades no consumo das famílias e determinantes da importação. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, n.3, jul./set. 2015. Disponível em:<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032015000300433>. Acesso em 9 set. 2016.

ALVES, D.; MENEZES, T.; BEZERRA, F. Estimação do sistema de demanda censurada para o Brasil: utilizando dados de pseudopainel. In: SILVEIRA, G. F; SERVO, L.M; MENZES, T; PIOLA, S.F. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: Ipea, 2007. v.2, cap. 11, p.395-422.

ALVIOLA, P.A; CAPPS JR, O. WU, X. Micro-demand system analysis of non-alcoholic beverages in the United States: an application of econometric techniques dealing with censoring. In: Agricultural & Applied Economics Association, 2010, Denver-Colorado. **Anais...**, AAEA, 2010. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/handle/60462>> Acesso em 05 fev. 2015.

ASANO, S; FIÚZA, E.P.S. Estimation of the brazilian consumer demand system. In: SILVEIRA, G. F; SERVO, L.M; MENZES, T; PIOLA, S.F. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: Ipea, 2006. cap. 10, p. 255-282.

ATTANASIO, O.P.; FRAYNE, C. Do the poor pay more? Proceedings from EIGHTH BREAD Conference: Cornell University. 2006. Disponível em: <http://ibread.org/bread/sites/default/files/0605conf/bread0605_attanasio_frayne.pdf>. Acesso em: 07 jul. 2016.

BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **The Review of Economics and Statistics**, Boston, v. 79, n. 4, p. 527-539, Nov. 1997. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2951405>>. Acesso em: 24 mar. 2014.

BARBOSA, A.L.N. de H.; MENEZES, T. A de; ANDRADE, B. C. de. **Demanda por produtos alimentares nas áreas rurais e urbanas do Brasil**. Brasília: IPEA, 2013. (Texto para Discussão, 1829). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=18336>. Acesso em: 25 mar. 2014.

BEATTY, T.K.M. Do the poor pay more for food? Evidence from the United Kingdom. **American Journal of Agricultural Economics**, 2010, v.92, n.3, p.608-621 Abr. 2010. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/40648007>>. Acesso em: 06 jul. 2016.

BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.. WEBER, G. What do we Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data? **The American Economic Review**, v. 83, n. 3, p. 570-597, Jun. 1993. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2117534>>. Acesso em 24 mar. 2014.

BLUNDELL, R.; ROBIN, J.M. Estimation in large and disaggregated demand systems: an estimator for conditionally linear systems. **Journal of Applied Econometrics**, v.14, n3, Mai-Jun., 1999, p. 209-232. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/223176>> Acesso em: 27 jan. 2015.

CAPITANI, D; H. **Viabilidade de implantação de um contrato futuro de arroz no Brasil**. 2013, 176p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2013.

CHERN, W.S.; ISHIBASHI, K.; TANIGUCHI, K.; TOKOYAMA, Y. Analysis of the food consumption of japanese households. FAO Economic and Social Development Paper 152. Apr.2002, Disponível em: <<ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/007/ae025e/ae025e00.pdf>>. Acesso em 14 out. 2015.

COELHO, A. B; AGUIAR, D.R.D. O modelo *quadratic almost ideal demand system* (QUAIDS): uma aplicação para o Brasil. In: SILVEIRA, G. F; SERVO, L.M; MENEZES, T; PIOLA, S.F. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: Ipea, 2007. v.2, cap. 14, p. 485-514.

COELHO, A.B.; AGUIAR, D.R.D.; EALES, J.S. Food Demand in Brazil: An application of Shonkwiler & Yen two-step estimation method. **Revista Estudos Econômicos**, São Paulo, v.40, n.1, p.185-211, jan./mar., 2010.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Quadro de Suprimentos**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1470&t=2>>. Acesso em: 10 dez. 2015.

CRISTENSEN, L.R.; JORGENSON, D.W.; LAU, L. J. Transcendental logarithmic utility functions. **The American Economic Review**, v.65, n.3, p.367-383, Jun. 1975. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1804840>>. Acesso em: 5 mai. 2015.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. **The American Economic Review**, New York, v. 70, n. 3, p. 312-326, jun. 1980a. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1805222>>. Acesso em 24 mar. 2014.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior**. New York: Cambridge University Press, 1980b, 450p.

ERHABOR, P.O.I; OJOGHO, O. Demand analysis for rice in Nigeria. *Journal of Food Technology*, v.9, n.2, p.66-74, 2011. Disponível em: <<http://www.medwelljournals.com/fulltext/?doi=jftech.2011.66.74>>. Acesso em: 05 out. 2015.

FAO (2004). **Ano Internacional do Arroz**. Disponível em: <<http://www.fao.org/rice2004/es/concept.htm>> Acesso em: 20 mai. 2015.

FERRARIO, N; M. **Análise do impacto dos programas de transferência de renda sobre as despesas familiares com o consumo**. 2013, 91p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2013.

GAMEIRO, A.H.; GAMEIRO, M. B. P. O arroz no varejo e os fatores que influenciam o dispêndio das famílias consumidoras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 4, p. 1043-1066, out./dez. 2008.

HOFFMANN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano 1995-1996. In: SILVEIRA, G. F; SERVO, L.M; MENZES, T; PIOLA, S.F. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: Ipea, 2006. Chap. 7 p.197-212.

HOFFMANN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo de alimentos no Brasil em 2002-2003. In: SILVEIRA, G. F; SERVO, L.M; MENZES, T; PIOLA, S.F. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: Ipea, 2007. v.2, Chap. 13 p.463-484.

HOFFMANN, R. Estimativas das elasticidades-renda de várias categorias de despesa e de consumo, especialmente alimentos, no Brasil, com base na POF 2008-2009. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 57, n. 2, p. 49-62, jul./dez. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa de Orçamento Familiar do IBGE – SIDRA**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=OF&z=t&o=23>>. Acesso em: 20 mai. 2015a.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA - IBGE. **Microdados da POF 2008-2009 (Pesquisa de Orçamentos Familiares)**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaodevida/pof/2008_2009/microdados.shtm>. Acesso em: 03 set. 2015b.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA - IBGE. **Censo Populacional 2010**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/popul/default.asp?t=3&z=t&o=25&u1=1&u2=1&u3=1&u4=1&u5=1&u6=1>>. Acesso em 28 abril. 2016

MENEZES, T; SILVEIRA, F.G; MAGALHÃES, L.C.G de; TOMICH, F.A; VIANNA S.W. Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE. In: SILVEIRA, G. F; SERVO, L.M; MENZES, T; PIOLA, S.F. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: Ipea, 2006. cap. 9, p. 228-254.

MITTAL S. Application of the QUAIDS model to the food sector in India. **Journal of Quantitative Economics**, v.8, n.1, p.42-55, jan. 2010. Disponível: <http://www.jqe.co.in/journals/JQE_v8_n1_2010_p2.pdf>. Acesso em: 8 de maio de 2015.

PAYERAS-PINTOS, J.A. Estimação do sistema quase ideal de demanda para uma cesta ampliada de produtos empregando dados da POF de 2002-2003. **Revista Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v.13, n.2, p-231-55, abr./jun. 2009. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502009000200003&lng=en&nrm=iso> Acesso em 20 mar. 2014

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

PEREDA, P.C.; ALVES, D.C.D.O. Qualidade alimentar dos brasileiros: teoria e evidência usando demanda por nutrientes. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.42, n. 2, p. 239-260, Ago. 2012. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/1434/1117>>. Acesso em: 19 mai. 2015.

POI, B.P. Demand-system estimation: Update. **The Stata Journal**, 2008, v.8, n.4, p.554-556, 2008. Disponível em: <http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0029_1>. Acesso em: 06 mai. 2015.

POI, B.P. Easy demand-system estimation with quaid. **The Stata Journal**, 2012, v.12, n.3, p.433-446, 2012. Disponível em: <<http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0268>>. Acesso em: 06 mai. 2015.

POI, B.P. From the help desk: Demand-system estimation. **The Stata Journal**, 2002, v.2, n.4, p.403-410, 2002. Disponível em: <<http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0029>>. Acesso em: 06 mai. 2015.

POLLAK, R.A.; WALES, T. J. Demographic variables in demand analysis. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1533-1551, Nov. 1981. Disponível em:<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0047272783900580#>>. Acesso em: 06 mai. 2015.

RAY, R. Measuring the costs of children: an alternative approach. **Journal of Public Economics**, v. 22, n.1, p. 89-102, 1983. Disponível em:<<http://www.jstor.org/stable/1911416>>. Acesso em: 06 mai. 2015.

RODRIGUES, C.T.; COELHO, A.B.; BRAGA, M. J.; GOMES, A. P. Demanda por nutrientes nas principais regiões metropolitanas do Brasil no período de 1005-2003. **Revista Economia Aplicada**, v.16, n.1, p.5-30, 2012.

SCHLINDWEIN, M.; KASSOUF, A. L. A. Mudanças no padrão de consumo de alimentos tempo-intensivos e de alimentos poupadores de tempo, por regiões do Brasil. **Gasto e Consumo das famílias brasileiras contemporâneas**.Brasília: Ipea, 2007. v. 2, cap. 14, p. 423-462.

SHONKWILER, J.S. YEN, S.T. Two-step estimation of a censored system of equations. **American Journal of Agricultural Economics**, v.81, n4, Nov., 1999, p. 972-982. Disponível em:<<http://www.jstor.org/stable/1244339>> Acesso em 12/11/2014.

SILVA, M.M.D.C. **Demanda domiciliar por frutas e hortaliças no Brasil**. 2013. 125p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, UFV, Viçosa, 2013.

SONODA, D. Y. **Demanda por pescados no Brasil entre 2002 e 2003**. 2006. 117p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

STONE, R. Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of British demand. **The Economic Journal**, v.64, n.255, p511-527. Set.1954. Disponível em:<<http://www.jstor.org/stable/2227743>>.Acesso em: 5 maio de 2015.

TAFERE, K.; TAFESSE, A.S.; TAMRU, S. TEFERA, N.; PAULO, Z. Food demand elasticities in Ethiopia: estimates using household income consumption expenditure (HICE) survey data. **Working Paper** 11, International Food Policy Research Institute, ESSP, Washington,2010. Disponível em:<<http://www.ifpri.org/sites/default/files/publications/esspwp11.pdf>>. Acesso em: 03 fev. 2015.

TRAVASSOS, G.F. **Demanda domiciliar por carnes no Brasil: a questão da separabilidade**. 2014. 98p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, UFV, Viçosa, 2014.

WALTER, M. MARCHEZAN, E. AVILA, L.A.D. Arroz: composição e características nutricionais. **Ciência Rural**, 2008, Santa Maria, v.38, n.4, p.1184-1192, jul.2008.Disponível em:<<http://www.scielo.br/pdf/cr/v38n4/a49v38n4.pdf>>. Acesso em: 25 set. 2016.

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, mai. 2003. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1245141>>. Acesso em: 06 mai. 2015.

ZHENG, Z.; HENNEBERRY, S.R. An analysis of food grain consumption in urban Jiangsu Province of China. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v.42, n.2, p.337-355, mai. 2010. Disponível: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/90677/2/jaae281.pdf>>. Acesso em: 8 de maio de 2015.

3. OS DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE ARROZ

Resumo

O crescimento das exportações brasileiras de arroz é um fenômeno recente e que vem auxiliando na estabilidade de preços no mercado interno. Nesse contexto, entender os determinantes dessa inserção externa é fundamental para se desenhar estratégias/políticas públicas e setoriais. Assim sendo, no presente trabalho estimou-se um modelo para explicar a oferta de exportações, por meio da metodologia VAR estrutural, utilizando-se dados mensais para o período janeiro de 2009 a janeiro de 2016. Os resultados gerais indicam que o aquecimento da demanda interna, capturado pelo aumento do PIB, tem forte impacto negativo e persistente nas exportações brasileiras do cereal. O efeito de um choque sobre o preço ao produtor é positivo e persistente sobre as exportações. A elasticidade das exportações em relação ao preço de exportação é positiva, mas se dissipa no tempo. Enquanto que o impacto de um choque na taxa de câmbio é positivo somente contemporaneamente sobre as exportações de arroz. Por fim, destaca-se que a definição de estratégias para o setor deve considerar aspectos relativos aos tipos de produtos e aos mercados já alcançados pela orizicultura nacional.

Palavras- chave: Arroz; Exportações; Elasticidades; VECM

Abstract

The growth of Brazilian rice exports is a recent phenomenon that is helping to maintaining price stability in the domestic market. In this context, understanding the determinants that external insertion is fundamental to design public policies and sectoral strategies. Therefore, this paper estimated a model to explain the export's supply through a structural VAR, using monthly data for January 2009 to January 2016. The overall results indicate that the increasing domestic demand, captured by GDP growth, has strong and persistent negative impact on Brazilian rice exports. The effect of a shock on producer price is positive and persistent on exportations. The elasticity of exports relative to the export's price is positive, but dissipate in time. While, the impact of a shock on exchange rate is positive only contemporaneously on rice exportation. Finally, it emphasized that the design of strategies for the sector should consider aspects relating to the types of products and markets already achieved by the national rice production.

Keywords: Rice; Exports; Elasticities; VECM

3.1 Introdução

O arroz é um alimento estratégico para muitos países. Em termos nutricionais, esse cereal é um bem de primeira necessidade para grande parte da população da Ásia, de partes significativas da América Latina e Caribe e, crescentemente, da África. Assim, ele se mostra como essencial para a segurança alimentar mundial. Além disso, desempenha um papel relevante na cultura desses povos e na renda dos produtores agrícolas, sobretudo, os pequenos camponeses (FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION – FAO, 2006).

Ao se observar os dados dos últimos cinco anos do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2016a), nota-se que a produção e o consumo do cereal são bastante concentrados. China e Índia responderam por 50% da produção e consumo mundial de arroz. Ademais, percebe-se que os dez principais produtores são também os dez principais consumidores do cereal. Desta forma, o arroz se apresenta como um bem voltado ao consumo interno dos países, sendo, muitas vezes, alvo de controles e intervenções por partes dos governos (FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION – FAO, 2006). A pequena participação no comércio internacional do total produzido do arroz (8%) – menor que para o milho (12%), para o trigo (22%) e para a soja (38%) – evidencia essa característica de bem estratégico na alimentação interna dos países.

Apesar desta pequena participação, o USDA (2015) estima, para os próximos dez anos, um crescimento anual de 1,8% no comércio global do arroz. O crescimento da população e da renda, sobretudo, nos países em desenvolvimento, deve resultar em um comércio internacional de quase 50 milhões de toneladas de arroz, ou 9,5% da produção total, na safra 2024/2025. Os mercados africanos e do Oriente Médio devem absorver $\frac{3}{4}$ do crescimento no comércio mundial de arroz segundo essas projeções.

O Brasil é o único país dentre os dez principais produtores/consumidores situado fora do continente asiático. No caso brasileiro, cujo consumo está relativamente estagnado – em torno de 12 milhões de toneladas, desde o início dos anos 2000 – e com produtividade crescente (4% a.a., entre 2000-2015)¹⁸, o mercado externo vem se colocando como uma alternativa para a estabilidade dos preços ao produtor. De fato, a partir do ano 2005 as exportações começam a ganhar importância para o setor orizícola nacional, sendo o mercado africano e o latino-americano seus principais destinos (BRASIL, 2016a). Assim, parece que se desenha um novo panorama para a orizicultura nacional, com uma maior inserção externa.

¹⁸ A partir dos dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2015), observa-se crescimento da produção em 0,92% a.a., e uma redução da área plantada de arroz em 2,95% a.a., no período 2000 a 2015.

A partir da década de 1990, as importações do cereal ganharam importância no mercado interno, auxiliando no abastecimento e no controle dos preços. Isto suscitou trabalhos como o de Capitani, Miranda e Martines-Filho (2011) que, ao analisarem os determinantes das importações brasileiras de arroz do Mercosul, a partir de um modelo de excesso de demanda doméstica, observaram forte relação entre o volume importado e o preço doméstico do arroz e com a taxa de câmbio, além de uma significativa participação do preço de importação na explicação do preço doméstico. No período mais recente, além das importações se estabilizarem em algo como 900 mil toneladas no decênio 2005-2015, as exportações surgem com crescimento considerável, superando em média as importações em 100 mil toneladas, nessa última década. Desta forma, abre-se espaço para trabalhos que investiguem os determinantes das exportações brasileiras de arroz.

Trabalhos com esse tipo de enfoque não são novidades na literatura sobre comércio internacional. Leamer e Stern (1970) apresentaram vários modelos que especificam equações de comércio internacional com embasamento na teoria econômica tradicional, tanto para importações quanto exportações. Zini Jr. (1988) fez uma revisão de trabalhos nacionais que versaram sobre funções de exportações e de importação e as estimou para grupos de bens no Brasil. Os resultados indicaram que ambas são moderadamente preço-elásticas e fortemente renda-elásticas. Na sequência, diversos trabalhos estimaram equações de exportação e importação para diferentes categorias de produtos para o Brasil, tais como: Portugal (1992), Castro e Cavalcanti (1997), Cavalcanti e Ribeiro (1998) e Carvalho e De Negri (2000). Nesse período, meados dos anos 1990, a liberalização da economia suscitou a condução de trabalhos sobre fluxos de importações, tais como: Osaki (2003), com enfoque na cebola advinda da Argentina, e Capitani, Miranda e Martines-Filho (2011), relatado anteriormente, para o arroz do Mercosul.

Por sua vez, equações de exportações também foram estudadas. Castro e Rossi Jr (2000) estimaram equações para o valor exportado e para o preço externo das principais *commodities* brasileiras exportadas (café, açúcar, soja, minério de ferro, carne bovina, alumínio, cacau, suco de laranja e fumo); Arbache e De Negri (2002) investigaram os determinantes das exportações industriais brasileiras; Miranda (2001) e Miranda e Barros (2003) estudaram os efeitos de barreiras não tarifárias sobre o desempenho exportador do setor de carne bovina brasileira; Barros, Bacchi e Burnquist (2002) estimaram funções de oferta de exportação para produtos agropecuários brasileiros (modelo de exportação como excedente de oferta); Alves e Bacchi (2004) estimaram a função de oferta de exportação para

o açúcar e, recentemente, Feistel, Hidalgo e Zuchetto (2015) estimaram os principais determinantes das exportações de soja brasileira para a China.

Deve-se atentar que o conhecimento a respeito dos determinantes do comércio externo é de fundamental interesse para diferentes agentes. No caso dos governos, a compreensão do efeito que medidas de incentivos comerciais ou de ajustes ao setor externo possam ter sobre o comércio internacional é um ferramental primordial para o desenho de políticas. Por sua vez, para os agentes privados, o conhecimento destes determinantes é um elemento essencial para sua tomada de decisão.

Neste contexto, busca-se no presente trabalho identificar quais os determinantes da oferta de exportações de arroz do Brasil. Justifica-se a escolha do setor pela crescente relevância que os mercados externos têm apresentado, e pela inexistência (conforme nosso conhecimento atual) de estudos que versem sobre essa temática para a orizicultura. Ademais, o estudo reveste-se de particular interesse para o setor orizícola gaúcho, principal produtor agrícola e beneficiador do cereal em nível nacional (ZANIN, 2013).

Assim sendo, o objetivo principal deste trabalho é identificar os determinantes das exportações nacionais de arroz no período de janeiro 2009 a janeiro de 2016. Para tanto, lança-se mão de um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) que permite analisar as inter-relações entre as variáveis elencadas. Espera-se que através desses resultados possam-se fornecer subsídios para a formulação de políticas e de estratégias que possibilitem maior competitividade para o setor.

Além desta introdução o presente trabalho está dividido em cinco partes. No capítulo dois, alguns dados sobre o quadro de suprimento de arroz no Brasil são apresentados, com destaque para a balança comercial do setor. No capítulo três, o modelo teórico é delineado e na sequência, o referencial metodológico e a fonte de dados são introduzidos. O capítulo quatro traz os resultados e sua discussão. Por fim, são tecidas as considerações finais.

3.2 Brasil: Comércio exterior de arroz

A investigação da balança comercial do setor orizicultor brasileiro nas últimas duas décadas mostra um quadro bem distinto entre o componente de compra e o de venda externa. No caso das importações, seu maior volume de compras ocorreu em meados dos anos 1990. A implantação do Plano Real, com a taxa de câmbio sobrevalorizada e elevadas taxas de juros (pressionando o endividamento dos produtores nacionais), a diminuição da intervenção estatal no setor, a entrada do Brasil no MERCOSUL e a abertura econômica são alguns dos fatores

que explicam esse nível de importações (CAPITANI, MIRANDA e MARTINES-FILHO, 2011). Posteriormente, a partir dos anos 2000, há uma relativa estagnação das importações em torno de um milhão de toneladas (8% do consumo nacional), porém, neste período ocorre o aumento (relativo) da entrada de arroz beneficiado em detrimento do arroz em casca, o que afeta não apenas os produtores, mas também a indústria beneficiadora que deixa de agregar valor ao produto (ZANIN, 2013).

Ainda no que se refere às importações, nota-se que as mesmas são originadas, sobretudo, de países vizinhos e integrantes do MERCOSUL. Argentina, Uruguai e Paraguai são os principais países ofertantes de arroz para o mercado brasileiro. O Paraguai passou, considerando o período 2012 a 2015, de uma participação no total importado de 25% (263 mil toneladas base casca) para 66% (355 mil toneladas em base casca), se consolidando como o principal fornecedor de arroz para o país (BRASIL, 2016b).

As exportações, por sua vez, apresentaram expressivo crescimento no período pós 2005, conforme Tabela 3.1. Atingindo 380 mil toneladas exportadas em 2004/2005, esse número cresce e ultrapassa dois milhões de toneladas em 2011; a partir de então se estabiliza em algo como 1,2 milhão de tonelada/ano. Desta forma, a balança comercial do setor orizícola, em termos de volume, está em relativo equilíbrio, com saldo levemente positivo no período mais recente (pós 2010). Assim sendo, a investigação empírica, foco deste trabalho, se baseará no período pós 2009, momento em que as exportações se consolidam no setor.

Tabela 3.1 – Balanço entre Oferta e Demanda de arroz para o Brasil, 2004 a 2015 (em mil toneladas).

Ano Safra	2004/05	2005/06	2006/07	2007/08	2008/09	2009/10	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14	2014/15	2015/16
Estoque inicial	2.398	2.471	2.260	2.026	2.033	2.531	2.457	2.569	2.125	1.082	868	958
Produção	13.355	11.722	11.316	12.074	12.603	11.661	13.613	11.600	11.820	12.122	12.449	10.657
Importação	728	828	1.070	590	908	1.045	825	1.068	966	807	503	1.200
Suprimento total	16.481	15.020	14.645	14.690	15.544	15.237	16.895	15.236	14.911	14.011	13.820	12.815
Consumo doméstico total	13.631	12.308	12.306	11.867	12.118	12.153	12.237	11.657	12.618	12.000	11.500	11.500
Exportação	380	452	313	790	894	627	2.090	1.455	1.211	1.188	1.362	1.100
Demanda total	14.010	12.761	12.619	12.657	13.012	12.780	14.327	13.112	13.828	13.188	12.862	12.600
Estoque final	2.471	2.260	2.026	2.033	2.531	2.457	2.569	2.125	1.082	823	958	215
Estoque final/Consumo	18%	18%	16%	17%	21%	20%	21%	18%	9%	7%	8%	2%

Fonte: CONAB (2016).

Obs: O ano safra vai de outubro a setembro. Estoque final em 28 de fevereiro. A estimativa para o ano safra 2015/16 foi feita em junho/2016.

Tabela 3.2 – Exportações brasileiras de arroz por tipo de produto, valor, quantidade e participação percentual, 2005 a 2016.

Ano	Casca		Cargo		Beneficiado		Quebrado		Total	
	Quantidade	Valor	Quantidade	Valor	Quantidade	Valor	Quantidade	Valor	Quantidade (ton.)	Valor (mil US\$)
2005	0,03%	0,05%	0,99%	1,66%	11,92%	17,42%	87,07%	80,87%	272.537	56.777
2006	0,03%	0,07%	0,92%	1,70%	20,12%	29,37%	78,93%	68,85%	290.440	59.872
2007	0,06%	0,11%	0,45%	0,94%	28,18%	40,60%	71,30%	58,35%	201.477	53.360
2008	3,40%	2,59%	2,69%	3,61%	61,66%	70,37%	32,25%	23,43%	518.077	311.635
2009	4,99%	3,77%	3,12%	4,00%	57,93%	71,43%	33,96%	20,80%	602.120	267.552
2010	0,01%	0,04%	3,69%	5,25%	31,13%	45,17%	65,16%	49,54%	430.486	162.758
2011	10,05%	7,04%	8,75%	8,78%	56,13%	63,45%	25,07%	20,72%	1.350.919	612.754
2012	11,62%	8,27%	5,73%	6,17%	56,56%	66,67%	26,09%	18,89%	1.152.705	545.956
2013	30,60%	25,14%	3,61%	4,12%	34,62%	47,11%	31,16%	23,63%	918.053	400.594
2014	28,34%	24,32%	0,50%	0,70%	35,75%	47,72%	35,42%	27,26%	929.918	396.799
2015	22,82%	14,19%	0,80%	0,99%	46,17%	60,66%	30,21%	24,16%	961.542	350.179
2016*	35,15%	27,78%	1,43%	1,87%	27,88%	41,29%	35,54%	29,06%	463.630	151.665

Fonte: Brasil (2016a).

Obs: Ano se refere ao período janeiro a dezembro. * 2016 vai até 30 de junho.

A Tabela 3.2 permite a investigação das exportações por tipo de produto vendido¹⁹. Nela pode-se notar que o arroz beneficiado, produto de maior valor agregado, respondeu, em média, por 50% do valor e por 40% da quantidade exportada de 2005 a junho de 2016. Nesse mesmo período, o arroz quebrado foi responsável por 37% do valor e 47% volume exportado, enquanto que o arroz em casca representou 12% do valor e 10% do volume exportado do cereal.

No período mais recente, de janeiro de 2014 a junho de 2016, a participação no volume exportado do arroz beneficiado foi 36%, seguido pelo arroz quebrado (33%) e pelo arroz em casca (29%). Esses dados indicam que as exportações (em quantidade) estão relativamente bem distribuídas entre essas três principais formas do produto (casca, quebrado e beneficiado), mas com crescimento da participação do produto *in natura* nas vendas externas nos últimos anos.

No período pós 2009, em que centrar-se-á a investigação empírica, nota-se que as vendas externas do cereal se destinam a países de renda baixa da África e da América Latina, conforme a Figura 3.1. Os vinte principais destinos do arroz brasileiro entre janeiro de 2009 e junho de 2016 responderam por 90% do valor exportado no período. A figura referente à quantidade exportada é apresenta em anexo (Figura 3.1B).

Figura 3.1 – Participação (%) no valor exportado de arroz, por tipo de produto e país de destino de janeiro de 2009 a junho de 2016.

Fonte: (BRASIL, 2016a).

¹⁹ Os totais exportados da Tabela 3.2 não são iguais aos da Tabela 3.1 por se tratar de períodos unidades de medida diferentes. A Tabela 3.1 refere-se ao ano safrá, já a Tabela 3.2 refere-se ao ano civil. Ainda em relação a Tabela 3.2 as quantidades em toneladas dependem se o produto sofreu algum processo de beneficiamento. Para classificar as diferentes formas do produto utilizou-se a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCMs): arroz em casca (1006.10.10; 1006.10.91; 1006.10.92), arroz cargo (1006.20.10; 1006.20.20), arroz beneficiado (1006.30.11; 1006.30.19; 1006.30.21; 1006.30.29) e arroz quebrado (1006.40.00). Por fim, esses dados não foram transformados em quantidade equivalente em base casca.

Analisando por tipo de produto, observa-se que os principais mercados para o “arroz quebrado” – de menor valor agregado – são países africanos como: Serra Leoa, Senegal, Gâmbia e África do Sul. Para o caso do arroz em casca - produto *in natura* - os mercados são países latino-americanos, como: Costa Rica, Venezuela e Nicarágua. Por fim, a venda do produto beneficiado, de maior valor agregado, é mais diversificada em termos de mercados, mas com grande importância de países africanos (Nigéria, Benin, África do Sul e Angola) e latino-americanos (Cuba, Peru, Bolívia, Haiti).

É importante ressaltar que a Nigéria, um dos grandes destinos do arroz brasileiro, diminuiu consideravelmente suas importações nos últimos anos, reflexo da queda no preço do petróleo, que tem impacto na cotação da moeda nigeriana, e de políticas de restrição ao comércio, na tentativa de se tornar autossuficiente na produção de arroz. Por outro lado, os países da América Latina e do Caribe aumentaram suas importações no período recente devido a problemas climáticos agravados pelo *El Niño* (Cuba, Nicarágua, Costa Rica) e também pela escassez de insumos e/ou menor atratividade da produção (Venezuela) (FAO, 2016a).

Cabe reforçar que o arroz é um produto essencial para alimentação de milhões de pessoas, especialmente os mais pobres, e muitas vezes foco de políticas protecionistas nos países importadores, principalmente, na Ásia e na África. Mesmo assim, as projeções do USDA (2015) mostram que o continente africano deve continuar a ser um grande mercado para a venda de arroz na próxima década. A FAO (2006) aponta que devido ao alto custo dos fretes, relativamente ao preço da *commodity*, os exportadores de arroz tendem a buscar mercados próximos, assim, a presença do Brasil, já efetiva nesses mercados (América Latina, Caribe e África), pode ser uma vantagem comercial a ser intensificada.

Traçado esse panorama da inserção brasileira no mercado mundial orizícola, cabe mostrar quais são os principais *players* internacionais. Para tanto, na Tabela 3.3 apresentam-se os dez principais países exportadores e importadores de arroz, com dados médios do período 2012-2016 expressos em mil toneladas. Pode-se notar que as exportações são mais concentradas, ao passo que as importações são mais pulverizadas. Em relação às importações, nota-se a inserção do Brasil nos principais mercados mundiais, sobretudo nos países africanos, como a Nigéria, conforme mostra a Figura 3.1. No entanto, destaca-se que o arroz brasileiro não está presente na maioria dos principais mercados consumidores, havendo, portanto, grandes possibilidades de aumento das exportações, desde que se tenha competitividade para tanto.

Tabela 3.3 – Os dez principais países importadores e exportadores de arroz beneficiado, média 2011/12-2015/16, em mil toneladas.

Países	Importações	Países	Exportações
China	3.688	Índia	10.820
Nigéria	2.740	Tailândia	8.823
União Europeia	1.536	Vietnã	6.670
Irã	1.525	Paquistão	3.857
Arábia Saudita	1.426	Estados Unidos	3.214
Filipinas	1.440	Birmânia	1.469
Indonésia	1.337	Camboja	1.005
Costa do Marfim	1.100	Uruguai	914
Iraque	1.163	Brasil	829
Malásia	990	Argentina	485
Outros	21.258	Outros	3.314

Fonte: USDA (2016a).

Pelo lado das exportações, identifica-se, no período considerado, a Índia, a Tailândia, o Vietnã, Paquistão e os Estados Unidos como os grandes ofertantes do cereal no mercado mundial. O Brasil, por sua vez, figura como nono principal exportador, com vendas anuais médias de cerca de 800 mil toneladas de arroz beneficiado. Os países vizinhos, Argentina e Uruguai, são exportadores de magnitude similar à brasileira, porém, estes têm sua produção voltada ao mercado externo, diferentemente do Brasil.

Dentre os principais exportadores, a Tailândia é tida como referência em termos de preço e qualidade do cereal. Por seu turno, os Estados Unidos são grandes ofertantes para países da América Central – México, Nicarágua, Venezuela, Haiti, Costa Rica, Honduras, Panamá, dentre outros (USDA, 2016b) – onde a presença brasileira também se faz sentir. Deste modo, optou-se por apresentar, na Figura 3.2, as séries dos preços internacionais do arroz exportado pela Tailândia (*Thai 100% B*), pelos Estados Unidos (*Long Grain N° 2. 4% broken*) e pelo Uruguai (*5% broken*) (FAO, 2016b). Para representar o preço do cereal brasileiro selecionou-se o preço médio das exportações totais de arroz beneficiado, obtido pela divisão do valor pela quantidade. Assim, observando a pequena participação do país como ofertante no mercado internacional (2% das exportações globais) e seu preço, superior em grande parte do período ao preço tailandês (e similar ao preço norte-americano e uruguaio), justifica-se a suposição, adotada pelo modelo teórico, de país tomador de preço no mercado internacional.

Figura 3.2 – Preços internacionais do arroz, para Estados Unidos, Tailândia, Uruguai e Brasil, valores nominais em dólares de janeiro de 2009 a janeiro de 2016.

Fonte: (FAO 2016b; BRASIL, 2016a).

3.3 Revisão de Literatura

De maneira geral, e com base nos trabalhos de Learmer e Stern (1970), Zini Jr (1988), Portugal (1992) e Cavalcanti e Ribeiro (1998), pode-se agregar as formulações teóricas que explicam as exportações em três grupos. No primeiro, enquadram-se os trabalhos que partem da hipótese do país pequeno, ou seja, o país detém pequena parcela do mercado do bem em questão e, assim, não possui influência no preço do mesmo. Neste caso, a demanda pelas exportações é infinitamente preço-elástica; assim, modela-se apenas a sua oferta de exportação. Num segundo grupo, no qual somente a demanda por exportação é modelada, supõe-se que a referida demanda tenha elasticidade-preço finita (devido à pressuposição de substituição imperfeita entre os bens e/ou de participação relevante no mercado). Neste caso, supõe-se que o país tenha um setor exportador que opere com capacidade ociosa ou que esteja sujeito a retornos constantes ou crescentes de escala e, portanto, a oferta possa ser descrita como infinitamente preço-elástica. Por fim, um terceiro grupo – baseado num modelo de substituição imperfeita entre os bens – exclui as hipóteses acima descritas e que acarretam em elasticidades-preço infinitas e explica o volume e o preço das exportações a partir de uma função de oferta e de uma função de demanda por exportação.

A partir deste arcabouço, muitos trabalhos estimaram equações de comércio exterior – para explicar seja suas importações, seja suas exportações – por meio de modelos de excesso

de oferta (ou de demanda) que congregam elementos do lado da oferta e da demanda na mesma equação (MIRANDA 2001; MIRANDA e BARROS, 2003; BARROS, BACCHI E BURNQUIST, 2002; OSAKI, 2003; CAPITANI, MIRANDA E MARTINES-FILHO 2011; MORTATTI, MIRANDA E BACCHI, 2011; FEISTEL, HIDALGO, ZUCHETTO, 2015).

O presente trabalho parte da hipótese do país pequeno (primeiro grupo) e utiliza o modelo de oferta de exportação de Barros, Bacchi e Burnquist (2002), que será apresentado a seguir para explicar a quantidade ofertada de arroz brasileiro para o mercado externo.

3.3.1 Modelo Teórico

Conforme ressaltado anteriormente, com o intuito de explicar as vendas externas brasileiras de arroz estima-se uma função de oferta de exportação baseada no modelo proposto por Barros, Bacchi e Burnquist (2002) e aplicado ao mercado de açúcar por Alves e Bacchi (2004). Nesse modelo a quantidade exportada é dada por meio de um modelo de excesso de oferta no mercado doméstico que é canalizado ao mercado externo.

As funções de oferta e de demanda interna são escritas na forma logarítmica, como:

$$s = f(pd, w) \quad (3.1)$$

$$d = f(pd, y) \quad (3.2)$$

Onde pd é o logaritmo do preço doméstico; w representa deslocadores da oferta; e y , representa deslocadores da demanda, como a renda, por exemplo.

Assume-se que a quantidade exportada (qx) advém de um excesso de oferta no mercado interno:

$$qx = s - d \quad (3.3)$$

O preço interno e o preço de exportação são relacionados por uma margem que cobre o custo de exportar, conforme a equação (3.4). Cabe ressaltar que o preço externo é fixado no mercado internacional e seu valor não sofre influência do volume exportado pelo Brasil, significando que a demanda externa é perfeitamente elástica.

$$m = \alpha pd \quad (3.4)$$

Dessa forma, pode-se exprimir o preço de exportação em moeda nacional (px), na forma logarítmica, como o preço no mercado interno mais a margem de exportação:

$$px = pd + m \quad (3.5)$$

Alternativamente:

$$pd = px - \alpha pd \quad (3.6)$$

A partir das equações (3.1), (3.2) e (3.3), especifica-se a função de oferta de exportação como sendo afetada pelas mesmas variáveis que afetam a demanda e a oferta internas. Por meio da relação dada na equação (3.6) pode-se representar essa função de oferta de exportação, genericamente, na forma logarítmica, como sendo:

$$qx = h(pd, px, w, y) \quad (3.7)$$

Como $px = pe + tc$, em que pe é o logaritmo do preço das exportações em moeda estrangeira e tc é o logaritmo da taxa de câmbio, a equação (3.7) pode ser reescrita como:

$$qx = h(pe, tc, pd, w, y) \quad (3.8)$$

Desta forma, o modelo aponta a quantidade exportada de arroz como função das seguintes variáveis: preço de exportação expresso em dólares norte-americanos, preço doméstico, taxa de câmbio real, renda interna e de um deslocador de oferta (que no caso é uma variável de tendência). Cumpre reforçar que o modelo é estimado no logaritmo das variáveis e que conforme Barros, Bacchi e Burnquist (2002) a elasticidade de qualquer variável sobre a oferta de exportação será a diferença entre as elasticidades dessa variável sobre a oferta e a demanda domésticas, cada uma ponderada pela relação entre as quantidades totais e quantidades exportadas. Em termos de sinais desses coeficientes, espera-se sinal positivo para o preço interno, pois eventos que elevem o preço interno tendem a reduzir a demanda interna e assim aumentar a parcela destinada às exportações, da mesma forma que impacta positivamente a oferta interna. Já o sinal esperado para a renda interna é negativo, uma vez que o aumento do poder aquisitivo da população deve elevar a demanda interna, reduzindo o *quantum* exportado. Por seu turno, a taxa de câmbio e o preço de exportação

devem apresentar efeito positivo sobre a quantidade exportada. Assim espera-se constatar o impacto contemporâneo dessas variáveis sobre a quantidade exportada de arroz pelo Brasil.

3.3.2 Procedimentos metodológicos

Para investigar os determinantes das exportações de arroz brasileiras utiliza-se o ferramental de séries temporais. Neste arcabouço, o conceito de estacionariedade²⁰ é central, pois em sua ausência, isto é, quando a série é não estacionária, sua média e/ou variância muda ao longo do tempo. Ademais, nesse caso, choques aleatórios tendem a se perpetuar, o que reduz o valor prático de suas previsões (GUJARATI, 2006).

No contexto multivariado, o potencial problema de se estimar a relação entre um conjunto de variáveis não estacionárias é a obtenção de relação espúria, ou seja, parâmetros estatisticamente significativos e coeficiente de determinação (R^2) elevado, sem que as séries tenham qualquer relação efetiva (BROOKS, 2008). Dessa forma, a compreensão do comportamento das séries ao longo do tempo, através de testes de estacionariedade, é o primeiro passo a ser realizado. Para tanto, no presente trabalho, emprega-se o procedimento proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), conhecido como *Dickey-Fuller Generalized Least Square* – DF-GLS, para determinar se as séries utilizadas são não estacionárias. Na aplicação do teste, utiliza-se o Critério Modificado de Akaike (MAIC) de Ng e Perron (2001) para a seleção do número de defasagens ótimas. A partir do teste, as séries não estacionárias são diferenciadas até se tornarem estacionárias, o que possibilita a aplicação das técnicas padrão de análise de regressão para fazer inferências estatísticas (BROOKS, 2008).

A investigação aqui realizada se insere no contexto multivariado, seara na qual o método autorregressivo vetorial (VAR) introduzido por Sims (1980) têm sido amplamente utilizado. Essa modelagem (VAR) permite examinar as inter-relações entre as variáveis em questão, principalmente através da análise da função impulso-resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão. A primeira permite investigar o efeito, a intensidade, a direção e a duração de um choque exógeno não antecipado em quaisquer componentes do sistema sobre as demais variáveis. Já a segunda permite identificar o quanto da variância do erro (k períodos a frente) é explicado pela própria variável e por cada uma das demais variáveis do sistema (BUENO, 2008).

²⁰ Esse tipo de processo é conhecido como fracamente estacionário, no qual seus dois primeiros momentos (média e variância) não variam ao longo do tempo (GUJARATI, 2006, p.639).

Entretanto, a estimação dos modelos VAR necessita que o modelo esteja em sua forma reduzida²¹. Conforme Enders (2004) há diferentes propostas para impor restrições na matriz de relações contemporâneas e, assim, a partir do modelo na forma reduzida recuperar o modelo estrutural. Neste trabalho, utiliza-se o procedimento proposto por Sims/Bernanke²², conhecido como VAR estrutural, que estabelece restrições na matriz de relações contemporâneas baseadas em um modelo econômico. Assim, busca-se identificar o impacto contemporâneo das demais variáveis sobre a quantidade exportada, conforme modelo teórico apresentado anteriormente.

Cabe ressaltar que ao se estabelecer relações entre variáveis, a diferenciação das séries pode acarretar perda de informações relevantes de longo prazo. Isto ocorre quando a combinação linear das variáveis não estacionárias do modelo produz série estacionária. Nesse caso as variáveis são ditas cointegradas.

Assim, antes da utilização da metodologia VAR, aplicou-se o teste de cointegração proposto por Johansen (1988), que Enders (2004) detalha a partir de um Vetor Autorregressivo (VAR) de ordem p ²³:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

No qual: x_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis $I(1)$; ε_t vetor ($n \times 1$) de erros aleatórios; E, por fim, $\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ e $\pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$, em que A_i são matrizes ($n \times n$) de parâmetros.

O procedimento do teste consiste em avaliar o posto da matriz π , chamado de (r), que equivale ao número de vetores de cointegração independentes. Há três casos possíveis: (i) o posto de π é igual a zero, $r = 0$, aqui a matriz é nula e o modelo VAR deve ser ajustado nas primeiras diferenças; (ii) se $r = n$, a matriz π tem posto completo, o vetor é um processo estacionário e um modelo VAR em nível é apropriado; (iii) o caso intermediário é aquele onde o posto de π é igual ou maior que 1, mas menor que n ; neste caso, a expressão πx_{t-1} é o termo de correção de erro. Assim, para casos em que $1 < r < n$, a matriz π pode ser representada pelo produto de duas matrizes ($n \times r$), α e β , de forma que $\pi = \alpha\beta'$, sendo β a matriz dos parâmetros de cointegração. Tem-se que $\beta'x_t$ é estacionário e α é a matriz de parâmetros de velocidade de ajuste que cada vetor de cointegração entra nas n equações do

²¹ Na forma reduzida, o modelo apresenta o vetor das constantes e dos valores defasados das variáveis.

²² Ver detalhes em Enders (2004) e Brooks (2008). O procedimento de Bernanke está incorporado no Software *Regression Analysis of Time Series – RATS 6.2* que foi utilizado para as estimações.

²³ Deve-se levar em consideração a existência de componentes determinísticos no teste.

VAR. Cumpre mencionar que a defasagem (p) a ser utilizada pode ser determinada a partir da minimização do critério informação de Akaike (ou de Schwartz) na forma multiequacional.

O método de cointegração de Johansen (1988) apresenta dois testes para avaliar o número de raízes características na matriz π , chamados teste do traço e do máximo autovalor. O primeiro (teste do traço) parte da hipótese que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa maior que r . O segundo (máximo autovalor) testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese alternativa de que é $r + 1$.

No presente caso foi realizado o teste de Johansen através da estatística traço. A partir deste, incorporou-se na análise o número de vetores de cointegração identificados. Assim, estimou-se um Modelo Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) do qual se obteve a função impulso resposta k períodos à frente e a decomposição da variância do erro de previsão, como na abordagem VAR.

3.3.3 Fonte de Dados

O presente estudo utiliza séries de dados mensais, entre o período de janeiro de 2009 a janeiro de 2016, transformados em logaritmo. Os dados referentes às exportações de arroz foram coletados para quantidade (em toneladas) e valor (US\$ por tonelada) a partir do sistema Aliceweb (BRASIL, 2016b). A informação para os diferentes tipos de arroz (quebrado, descascado, parboilizado, branco e em casca) foi agregada para obter o total exportado e a partir deste, obteve-se preço médio total das exportações (divisão do valor total pela quantidade total).

A taxa de câmbio efetiva real foi obtida no IPEADATA (2016), sendo dada pela média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do país em relação a 24 parceiros comerciais selecionados, denotada por taxa de câmbio efetiva real – exportações²⁴. Dessa mesma fonte foram obtidas as seguintes informações: o PIB brasileiro (*proxy* da renda interna, calculado pelo Bacen em base mensal e disponibilizado pela IPEADATA); o índice geral de preços, IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas (indicador de preços internos); e o índice de preços ao consumidor norte americano (IPC) (indicador de inflação internacional).

²⁴ A taxa de câmbio real bilateral é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil e o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) do país em caso. As ponderações utilizadas variam a cada ano, sendo obtidas pelas participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras para os países considerados nos 2 anos imediatamente anteriores.

O preço médio recebido pelo produtor do Rio Grande do Sul, em R\$/saca de 50 kg, foi obtido junto ao Instituto Rio Grandense do Arroz (IRGA, 2016). As variáveis monetárias internas foram deflacionadas pelo IGP-DI (base janeiro de 2016) e as externas pelo IPC dos Estados Unidos (base janeiro de 2016).

3.4 Resultados

Na Tabela 3.4 apresentam-se os resultados dos testes de raiz unitária utilizando o método DF-GLS, proposto por Elliot, Rothenberg e Stock (1996), conforme já mencionado. O número de defasagens das variáveis foi determinado de acordo com o critério de informação de Akaike modificado (MAIC), sendo apresentado na segunda coluna da tabela. Os testes mostram que todas as variáveis apresentadas são integradas de ordem um, $I(1)$, ou seja, não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária.

Tabela 3.4 - Resultados dos testes de raiz unitária de Elliot-Rothenberg-Stock (DF-GLS) para o modelo de exportações de arroz, janeiro de 2009 a janeiro de 2016.

Variáveis	Defasagens (P)	Modelo 1	Modelo 2
		Estatística DF-GLS	Estatística DF-GLS
Preço das Exportações de Arroz	3;11	-2,723	-0,443
Quantidade Exportada de Arroz	3;3	-2,367	-1,265
PIB brasileiro	7;0	-0,569	-0,920
Taxa de Câmbio Efetiva	7;5	-0,862	-0,747
Preço ao produtor	2;0	-1,567	-1,082

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Modelo 1: na versão com constante e tendência (valores críticos em Elliot, Rothenberg e Stock (1996) (5% = -2,93, 1%=-3,46)).

Modelo 2: na versão apenas com constante (valores críticos em Dickey e Fuller (1979;1981) (5% = -1,95 e 1% = -2,58)).

Feitos os testes de raiz unitária, parte-se para a análise do modelo empírico apresentado anteriormente. Desta forma, a Tabela 3.5 apresenta o teste de cointegração entre as variáveis explicativas para o modelo de oferta de exportações brasileiras de arroz. Especificamente, consideram-se as variáveis preço ao produtor, PIB brasileiro, preço de exportações e taxa câmbio efetiva real na relação com a quantidade total de arroz exportado pelo Brasil. O modelo foi ajustado com *drift*, uma vez que pelo menos uma das séries apresenta tendência determinista no tempo, conforme se pôde avaliar pela inspeção gráfica das séries (em Anexo). A hipótese nula de que o número r de vetores é igual a dois não é rejeitada ao nível de significância de 5%. Assim, o modelo VEC (Modelo de Autorregressão

Vetorial com Correção de Erros), que leva em consideração a existência dessas relações de longo prazo entre as variáveis, deve ser estimado.

Tabela 3.5 - Resultado do teste de cointegração de Johansen para o modelo oferta de exportações de arroz.

Hipótese Nula (H0)	Hipótese Alternativa	Estatística Traço	Valores críticos (5%)
$r = 0$	$r > 0$	82,592	69,611
$r \leq 1$	$r > 1$	48,074	47,707
$r \leq 2$	$r > 2$	22,073	29,804
$r \leq 3$	$r > 3$	8,834	15,408
$r \leq 4$	$r > 4$	1,091	3,841

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A Tabela 3.6, apresentada a seguir, contém os resultados dos efeitos contemporâneos das variáveis sobre a quantidade exportada de arroz. Incorporaram-se variáveis *dummies* para controlar o efeito sazonal e para *outliers*, em um modelo com uma defasagem. Nota-se que todas as variáveis foram estatisticamente significativas até 10% de probabilidade e apresentaram os sinais esperados.

Tabela 3.6 - Coeficientes estimados pela matriz de relações contemporâneas do modelo oferta de exportações de arroz, através de um VEC, dados mensais.

Relações Contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Valor t	Significância
De	Sobre				
Preço ao Produtor	Quantidade Exportada	3,02	1,23	2,46	0,01
Taxa Efetiva de Câmbio	Quantidade Exportada	3,78	1,88	2,01	0,04
Preço de Exportação	Quantidade Exportada	1,06	0,58	1,83	0,07
Renda Nacional	Quantidade Exportada	-4,68	2,82	-1,66	0,10

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Dentre as variáveis analisadas, o PIB brasileiro, *proxy* da renda nacional, apresentou o maior efeito imediato sobre as exportações de arroz, com um impacto negativo e estatisticamente significativo sobre as exportações do cereal (elasticidade = - 4,68%).

A taxa de câmbio, por sua vez, também apresentou um impacto considerável sobre as exportações: uma elevação em 1% na taxa de câmbio faz com que as vendas externas aumentem 3,78%. O preço das exportações em dólares também apresenta impacto imediato positivo (1,06%), indicando que o aumento do preço externo do produto eleva a oferta de exportações do cereal. Por fim, o preço ao produtor apresentou impacto positivo sobre a quantidade exportada (3,02%).

A Figura 3.3 apresenta a função impulso com os efeitos acumulados de choques não antecipados nas variáveis do sistema 10 períodos à frente sobre a quantidade exportada de arroz. Os principais efeitos a choques não antecipados se referem às variáveis: PIB brasileiro e preço ao produtor. O aumento de 1% na renda nacional (PIB do Brasil) leva a uma queda imediata da quantidade exportada de 4,68%. O efeito acumulado se estabiliza a partir do quinto período, atingindo -3,9%. Este forte impacto (negativo) da renda interna sobre as exportações de arroz, indicando que o aumento da absorção interna reduz o excedente exportável, também foi encontrado para as exportações de outros produtos agropecuários no estudo de Barros, Bacchi, Burnquist (2002).

Figura 3.3 - Função de respostas acumuladas da quantidade exportada de arroz a choque nas variáveis: preço ao produtor, PIB nacional, taxa efetiva de câmbio, preço das exportações de arroz e na própria quantidade exportada.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

O impacto imediato de um choque não antecipado de 1% no preço ao produtor é de 3,02% na quantidade exportada de arroz; o efeito cresce e se estabiliza a partir do quarto período (5,0%).

O impacto na própria quantidade exportada também é positivo, apresentando elasticidade acumulada de 0,86%. Por seu turno, o impacto imediato de um choque não antecipado de 1% no preço de exportação é de 1,06% na quantidade exportada de arroz, mas esse efeito se dissipa ao longo do tempo, e praticamente se anula a partir do terceiro período.

O efeito de um choque não antecipado de 1% na taxa de câmbio efetiva real sobre a quantidade exportada foi positivo (3,78%). Esse efeito diminui consideravelmente a partir do segundo mês (-0,51%) e se estabiliza (-2,3%) a partir do quarto mês. Assim, nota-se que

desvalorizações cambiais têm forte impacto positivo imediato sobre as vendas externas do cereal, resultado também obtido em trabalhos sobre exportações de outros produtos agropecuários, podendo-se citar Barros, Bacchi, Burnquist (2002); Mortati, Miranda, Bacchi (2011). Vale lembrar que o modelo de Autorregressão Vetorial permite, após o momento do choque, que todas as variáveis do modelo interajam entre si, de forma que um choque inicial que tenha um efeito positivo contemporaneamente possa se tornar negativo à medida que o tempo passa. No caso do arroz, o câmbio, ao mesmo tempo em que afeta positivamente as exportações, inibe as importações, conforme apontou Capitani, Miranda e Martines Filho (2011), podendo esse fato mudar o sentido do efeito inicial²⁵.

Por fim, a Tabela 3.7 apresenta a decomposição da variância do erro de previsão da quantidade exportada de arroz para um horizonte de oito períodos. Observa-se que a quantidade exportada explica inicialmente 83% do seu erro de previsão, isto é, a maior parte da sua variância é explicada por ela mesma. Essa importância diminui ao longo do tempo e a partir do sexto período a quantidade exportada explica 71% da variância de seu erro de previsão. Apesar dessa diminuição, parte considerável da variância da quantidade exportada é explicada por ela mesma, o que sugere um movimento autorregressivo bastante acentuado.

Tabela 3.7 – Decomposição da variância do erro de previsão para a quantidade de arroz exportada pelo Brasil, dados mensais.

Meses	Des. padrão	Decomposição da variância devido a choque em (%)				
		Quantidade	Preço Produtor	Taxa de Câmbio	Preço Exportação	PIB
1	0,428	83,320	6,196	4,031	3,897	2,557
2	0,465	73,262	6,305	7,802	10,431	2,199
3	0,471	71,544	6,756	8,201	10,888	2,611
4	0,472	71,384	6,854	8,181	10,859	2,722
5	0,472	71,372	6,853	8,179	10,860	2,735
6	0,472	71,367	6,854	8,178	10,861	2,740
7	0,472	71,366	6,855	8,178	10,861	2,741
8	0,472	71,365	6,855	8,178	10,861	2,741

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Dentre as demais variáveis explicativas, o preço de exportação é a principal variável para explicar a variação na quantidade exportada: inicia com importância pequena (4%), mas passa a explicar 11% da variância do erro de previsão ao longo do horizonte de oito períodos.

²⁵ No Apêndice é apresentado um modelo alternativo, sem a variável preço ao produtor. O resultado indica que a oferta de exportações é positivamente impactada pela desvalorização cambial, tanto imediatamente quanto ao longo do tempo. Esse resultado parece corroborar que a inclusão do preço ao produtor capta um possível impacto de aumento do preço interno levado pela desvalorização (e encarecimento das importações), o que reduziria a oferta de exportação pela preferência pelo mercado interno.

Na sequência aparecem: a taxa efetiva de câmbio (8%) e o preço ao produtor (7%) com relevância similar na explicação da variância da quantidade exportada, e, por fim, o PIB brasileiro com pequena importância na variância das exportações.

3.5 Considerações Finais

O objetivo deste artigo foi identificar os condicionantes das exportações brasileiras de arroz. Para tanto, utilizou-se um modelo de excesso de oferta que permitiu especificar as equações ajustadas utilizando a metodologia VAR estrutural.

Na investigação de aspectos relacionados à produção, ao consumo e ao comércio externo do cereal alguns pontos merecem destaque. Primeiramente, há uma relativa estagnação do consumo nacional, em torno de 12 milhões de tonelada/ano, ao longo das últimas décadas. Segundo, o crescimento da produtividade se traduziu em queda real de preço e redução da área destinada ao cultivo do cereal. Por sua vez, o comércio externo apresentou modificações significativas, passando de um importador líquido, em meados dos anos 1990, para exportador líquido (balança comercial levemente positiva pós 2010). As importações se concentraram na forma de produto beneficiado e originadas de países vizinhos do Mercosul (Argentina, Uruguai e Paraguai). As exportações se dividem em partes mais ou menos similares em: arroz beneficiado, arroz quebrado e arroz em casca, sendo destinadas a países da América Latina, Caribe e África. Estes são os mercados que tendem a crescer mais nos próximos anos e o Brasil pode tirar vantagem de sua proximidade geográfica e de sua presença já efetiva nesses mercados.

Os resultados estimados mostram relações contemporâneas significativas e sinais condizentes ao esperado. Destaca-se o efeito negativo do crescimento interno sobre as exportações, indicando que o aumento da absorção interna reduz o excedente exportável. A taxa de câmbio real efetiva, por sua vez, apresentou forte impacto imediato positivo sobre as exportações do cereal. O preço de exportação do arroz também apresentou efeito positivo, com elasticidade contemporânea pouco maior que um, indicando que o aumento do preço de exportação favorece a inserção externa da produção brasileira de arroz. Por último, o preço ao produtor apresentou impacto imediato positivo sobre a quantidade exportada.

Através da estimação da função impulso resposta identificou-se efeito de choques positivos não antecipados nas variáveis sobre a quantidade exportada ao longo do tempo. Seus resultados confirmaram a papel do consumo interno como concorrente às vendas externas, ou seja, o efeito negativo acumulado do crescimento do PIB sobre as exportações de arroz não se

dissipa no tempo. O preço das exportações, por sua vez, tem seu efeito positivo acumulado diminuindo a partir do terceiro período. O preço ao produtor mantém, no acumulado, o impacto positivo sobre a quantidade exportada.

Por fim, o efeito de um choque não antecipado de 1% na taxa de câmbio efetiva real muda de trajetória e se torna negativo a partir do terceiro período. Esse resultado pode ocorrer pelo encarecimento das importações de arroz, fruto de uma desvalorização cambial.

A contribuição do presente estudo está em analisar de maneira inédita os determinantes das exportações brasileiras de arroz, uma vez que só nos últimos anos a exportação do cereal passa a ter alguma representatividade. Os resultados obtidos são importantes e podem servir de referência para o delineamento de políticas públicas e setoriais. Ademais, a caracterização do comércio externo dos diferentes tipos do cereal e de seus mercados destinatários também pode auxiliar a tomada de decisão visando ao crescimento da inserção externa da produção orizícola brasileira.

Para finalizar, cumpre mencionar que essa primeira é uma primeira abordagem ao tema das exportações de arroz, a qual abre espaço para outros trabalhos que versem sobre tópicos não explorados, como, por exemplo, o efeito dos estoques e da política de abastecimento interna sobre as exportações. Adicionalmente, modelos alternativos que utilizem variáveis como: salário médio, preço internacional de países concorrentes (Uruguai, Tailândia, Estados Unidos), taxa de câmbio específica do setor arrozeiro, podem reforçar os resultados encontrados.

Referências

ALVES, L.R.A.BACCHI, M.R.P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v.42, n°1, Brasília, Jan./mar. 2004. Disponível em:<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032004000100001>. Acesso em: 25 Out. de 2016.

ARBACHE, J.S.; DE NEGRI, J.A. Determinantes das exportações brasileiras: novas evidências. In: XXX ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, 2002, Nova Friburgo. Anais. Nova Friburgo: ANPEC, 2002. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/pdf/seminario/Arbache_DeNegri_v3.pdf>. Acesso em: 11 ago. 2015.

BARROS, G.S. de C.; BACCHI, M.R.P.; BURNQUIST, H.L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília: IPEA, 2002, 53 p. (Texto para discussão n. 865). Disponível em:<http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4408>. Acesso em: 18 jul. 2015.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). **ALICEWEB**. 2016. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 08 ago. 2016a.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). **Sumário Executivo do Arroz**. 2016. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/politica-agricola/publicacoes/sumario-executivo>>. Acesso em: 08 ago. 2016b

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. 2º Edição, Cambridge: Cambridge: 2008. 648p.

BUENO, R.D.L.S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CAPITANI, D.H.D.; MIRANDA, S.H.G.de.; MARTINES FILHO, J.G. Determinantes da demanda brasileira por importação de arroz do Mercosul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v.49, n.03, p.545-572, jul./set. 2011. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032011000300002>. Acesso em: 12 ago. 2015.

CARVALHO, A. DE NEGRI, J.A. **Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1977/1998)**. Brasília: IPEA, jan. 2000, 29 p. (Texto para discussão n. 698). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0698.pdf>. Acesso em: 12 de ago. 2015.

CASTRO, A.S. de; CAVALCANTI, M.A.F.H. **Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1995/55**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997, 53 p. (Texto para discussão n. 469).

CASTRO, A.S.D.; ROSSI JÚNIOR, J.L. **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, 40p. (Texto para discussão n. 716). Disponível em: <http://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/td_0716.pdf>. Acesso em: 11 ago. 2015.

CAVALCANTI, M.A.F.H. RIBEIRO, F.J. **As exportações brasileiras no período 1977/96: desempenho e determinantes**. Brasília: IPEA, fev. 1998, 29 p. (Texto para discussão n. 545). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=3817>. Acesso em: 09 de set. 2015.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Quadro de Suprimentos. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1538&t=2>>. Acesso em: 14 ago. 2016.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Chicago, v.64, n.4, p.813-836, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometrics times**. 2. Ed. New York: Wiley, 2004. 460p.

FEISTEL, P.R.; HIDALGO, A.B.; ZUCHETTO, F.B.; Determinantes do intercâmbio comercial de produtos agrícolas entre Brasil e China: o caso da soja. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v.33, n.63, p.63-89, mar. 2015. Disponível em: <<http://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/42081>>. Acesso em: 12 ago. 2015.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). **Rice International Commodity Profile**, 2006. Disponível em: <http://www.fao.org/fileadmin/templates/est/COMM_MARKETS_MONITORING/Rice/Documents/Rice_Profile_Dec-06.pdf>. Acesso em: 17 ago. 2015.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). **Rice Market Monitor**, v.XIX, n° 2, july 2016. Disponível em: <<http://www.fao.org/economic/est/publications/rice-publications/rice-market-monitor-rmm/en/>>. Acesso em: 12 ago. 2016a.

FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION – FAO. **Food Price Monitoring and Analysis Tool**. Disponível em: <<http://www.fao.org/giews/pricetool/>>. Acesso em: 2 set. 2016b.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 4. ed. Trad. de M.J.C. Monteiro. Rio de Janeiro: Elsevier/Campus, 2006. 812p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)**: Produção agrícola municipal e Levantamento Sistemático da Produção. 2015. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 19 ago. 2015.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Base de dados econômicos e sociais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 01 set. 2016.

INSTITUTO RIO GRANDENSE DO ARROZ - IRGA. **Mercado**. Disponível em: <<http://www.irga.rs.gov.br/inicial>>. Acesso em: 1 set. 2016

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, Frankfurt, v.12, p.231-254, 1988.

LEAMER, E.; STERN, R. **Quantitative international economics**. Boston: Allyn and Bacon, 1970. p.209. Disponível em: <<http://www.anderson.ucla.edu/faculty/edward.leamer/books/QIE.htm>>. Acesso em: 19 ago. 2015.

MIRANDA, S.H.G.M. **Quantificação dos efeitos de barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. Piracicaba, 2001, 233p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

MIRANDA, S.H.G. de.; BARROS, G.S.de C. Proposta metodológica para analisar efeitos de barreiras não-tarifárias sobre exportações – o caso da carne bovina brasileira.. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v.1, n.01, p.47-74,. 2003.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Revista Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 311-335. 2011.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, Chicago, v.69, n.6, p.1519-1554, 2001.

OSAKI, M. **Determinantes da oferta e da demanda por cebola argentina no Brasil nos anos 90**. 2003. 101 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

PORTUGAL, M. S., “Brazilian Foreign Trade: Fixed and Time Varying Parameter Models”, Doctor of Philosophy Thesis. University of Warwick, Department of Economics, 1992. Disponível em:<http://wrap.warwick.ac.uk/53070/1/WRAP_THESIS_Portugal_1992.pdf>. Acesso em: 10 de set. 2015.

SIMS, A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, Chicago, v.48, n.1, p. 1-48, January, 1980.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Agricultural Trade**. Disponível em:<<http://www.ers.usda.gov/publications/oce-usda-agricultural-projections/oce151.aspx>>. Acesso em: 17 ago. 2015.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Foreign Agricultural Service**. Disponível em:<<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>>. Acesso em: 13 set. 2016a.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Rice Outlook**. Disponível em:<<http://www.ers.usda.gov/publications/rcs-rice-outlook.aspx>>. Acesso em: 13 set. 2016b.

ZANIN, V. Panorama geral da orizicultura brasileira. **Revista Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 41, n.2, p. 51-66. 2013.

ZINI JUNIOR, A.A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, v.18, n.3, p. 615-662, dez.1988

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho é composto de dois artigos que versam sobre a orizicultura brasileira. O objetivo foi investigar aspectos relacionados à procura pelo cereal, tema pouco abordado na literatura nacional e com impacto sobre a dinâmica setorial. Assim, divide-se a análise em um artigo sobre a demanda dos alimentos com destaque para o consumo de arroz; em um segundo ensaio se investiga a oferta de exportação de arroz brasileiro para compreender o papel do mercado externo sobre a orizicultura nacional.

O primeiro artigo (segundo capítulo) tratou da análise da demanda domiciliar alimentar brasileira feita por meio de um modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS) ajustado para o problema do consumo censurado e da endogeneidade das despesas. A base de dados utilizadas para tanto foi a POF 2008-2009 e os produtos foram selecionados em função da relação de complementariedade e substitutibilidade esperada com o arroz. Os resultados sugerem a adequação do modelo, verificando-se significância dos parâmetros que captam a não linearidade do gasto total, a correção do consumo censurado e da endogeneidade da despesa total restrita para a maioria das equações estimadas, além de forte relevância das variáveis associadas a fatores sociodemográficos e econômicos na explicação do gasto domiciliar com os alimentos considerados.

A investigação da elasticidade-dispêndio e da elasticidade-renda indica comportamento inelástico da demanda pelo arroz em ambos os casos. Geograficamente, nota-se uma maior sensibilidade dessa demanda ao aumento da despesa com alimentos no domicílio (ou da renda como um todo) para as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Nordeste, respectivamente.

A elasticidade-preço própria da demanda não compensada (Marshalliana) do arroz apresentou valor maior que um, o que indica que a variação no seu preço impacta mais que proporcionalmente a sua demanda. As elasticidades-preço cruzadas apontam o pão e a farinha de mandioca como importantes substitutos do arroz no consumo domiciliar, ao passo que o feijão se mostra como bem complementar ao arroz na demanda domiciliar, conforme o esperado.

Cabe evocar também os resultados decompostos em dez estratos de renda *per capita* familiar. Identifica-se, nesse caso, a maior sensibilidade das famílias de menor renda a variações do preço do arroz e o aumento da relação de substituição do arroz com os outros bens à medida que a renda se eleva. Em termos geográficos, nota-se que nas regiões Norte e

Nordeste as elasticidades-preço próprias do arroz são mais elevadas. Nessas regiões observa-se maior complementariedade do arroz em relação ao feijão e à carne de segunda e, também, maior grau de substituição com a farinha de mandioca. Por outro lado, o grau de substituição do arroz com carnes, pão e macarrão se mostrou mais elevado na demanda domiciliar da região Sul.

O segundo artigo (no terceiro capítulo) teve por objetivo identificar os condicionantes das exportações brasileiras de arroz. Para tanto lançou-se mão de um modelo VAR estrutural baseado em um modelo de excesso de oferta para o mercado orizícola no período pós 2009.

Em geral, os resultados das relações contemporâneas foram condizentes ao esperado. Aqui destaca-se o considerável efeito negativo do crescimento interno sobre as exportações, indicando que o aumento da absorção interna reduz o excedente exportável. Na sequência, a taxa de câmbio efetiva real apresentou forte impacto imediato positivo sobre as exportações do cereal. O preço de exportação do arroz também apresentou efeito positivo, sendo a elasticidade pouco maior que um, indicando que o aumento do preço de exportação favorece a inserção externa da produção brasileira de arroz. Por seu turno, o preço ao produtor apresentou impacto imediato positivo sobre a quantidade exportada. A elevação do preço interno age tanto sobre a oferta, aumentando-a, como sobre a demanda, reduzindo-a. Nos dois casos espera-se aumento das exportações.

Os efeitos de choques positivos não antecipados nas variáveis sobre a quantidade exportada ao longo do tempo divergiram. Por um lado, confirmam o papel do consumo interno como concorrente às vendas externas, ou seja, o efeito negativo acumulado do crescimento do PIB sobre as exportações de arroz não se dissipa no tempo. Por outro lado, o efeito acumulado de um choque não antecipado de 1% na taxa de câmbio efetiva real muda a trajetória das exportações, que passam a reagir de forma negativa a partir do terceiro período. Vale lembrar aqui que a desvalorização cambial encarece as importações, devendo haver redirecionamento de produto que seria exportado para o mercado interno. No caso do preço das exportações, seu efeito positivo se dissipa a partir do terceiro período. Por último, o preço ao produtor mantém, no acumulado, o impacto positivo sobre a quantidade exportada.

A contribuição principal da pesquisa aqui desenvolvida está em analisar importantes determinantes da demanda pelo arroz brasileiro, seja através do consumo alimentar domiciliar, com enfoque na relação com os demais alimentos, seja analisando os determinantes das exportações brasileiras, revelando como as diferentes variáveis do mercado interno podem impactar na inserção externa desse cereal. Contudo, diversos pontos interessantes não foram investigados neste trabalho e merecem atenção em futuros estudos,

tais como: consumo alimentar fora do domicílio, o efeito-qualidade e desconto por quantidade comprada sobre a demanda alimentar domiciliar, o impacto dos estoques setoriais nas exportações, e ainda, o efeito do aumento da produtividade na inserção externa. Assim sendo, ao mesmo tempo em que contribui para o debate referente ao desenvolvimento do setor orizícola nacional, a presente tese enfatiza a necessidade de outros trabalhos sobre o tema.

Anexo A – Resultados auxiliares do artigo sobre a demanda domiciliar do arroz brasileiro

Tabela 2.1A – Preços medianos dos alimentos por Unidade da Federação

UF	Arroz	Feijão	Macarrão	Farinha de Mandioca	Batata	Carne de 1 ^a	Carne de 2 ^a	Frango	Pão	Demais Produtos
RO	2,00	3,14	3,46	1,96	1,55	9,70	6,00	4,80	4,12	2,75
AC	2,16	3,69	3,73	1,48	1,74	7,39	5,00	4,95	4,12	3,20
AM	2,08	3,92	3,42	1,65	1,64	9,16	7,00	4,12	4,05	3,60
RR	1,79	4,28	3,38	1,96	2,39	8,82	6,00	4,27	4,12	4,02
PA	2,14	3,68	3,38	1,57	1,78	9,09	6,00	4,52	4,12	3,52
AP	2,08	4,47	3,38	1,80	2,38	8,16	6,17	4,53	4,12	3,92
TO	2,00	3,58	3,58	1,85	1,96	10,30	6,35	4,80	4,95	2,85
MA	1,93	3,58	3,39	1,96	2,00	8,99	6,12	5,04	4,12	3,34
PI	1,96	3,00	3,57	1,81	1,92	10,20	6,24	4,95	4,85	3,17
CE	2,04	2,54	3,38	1,33	1,83	10,10	6,76	4,80	4,12	2,90
RN	2,13	3,34	3,09	1,51	1,76	10,50	7,28	4,80	3,92	2,77
PB	2,08	3,16	3,02	1,56	1,62	10,70	7,00	4,80	3,84	3,20
PE	2,02	3,15	2,80	1,55	1,62	10,10	6,93	4,80	3,63	2,91
AL	2,05	3,21	2,96	1,54	1,86	9,95	7,07	4,61	4,12	3,17
SE	2,00	3,05	3,18	1,56	1,62	10,00	6,63	4,80	3,37	2,98
BA	2,02	2,95	3,11	1,54	1,64	10,20	6,86	4,70	3,96	3,12
MG	1,98	3,28	3,54	1,65	1,53	10,80	7,67	4,62	4,79	2,96
ES	1,91	3,89	3,38	1,59	1,68	12,40	7,41	4,26	5,00	3,27
RJ	1,97	3,52	3,25	1,72	1,34	11,70	7,35	4,35	4,12	3,21
SP	1,82	3,08	3,38	1,65	1,48	11,40	7,93	4,80	4,64	3,03
PR	1,84	3,37	3,70	1,66	1,16	10,80	6,85	4,12	4,13	2,93
SC	1,80	3,79	3,77	1,65	1,30	10,10	7,13	4,71	4,46	3,03
RS	1,76	3,86	3,70	1,86	1,29	10,80	7,47	4,58	4,14	2,82
MS	1,79	3,27	3,39	1,65	1,78	10,40	7,35	4,59	4,12	2,88
MT	1,81	3,19	3,66	1,88	1,99	9,90	6,88	4,43	4,12	3,03
GO	1,94	3,40	3,60	1,65	1,62	10,80	7,50	4,12	4,13	2,86
DF	1,74	3,11	3,38	1,65	1,61	11,30	7,15	4,26	4,58	3,22
Total	1,97	3,31	3,38	1,65	1,62	10,30	6,96	4,68	4,12	3,09

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

Tabela 2.2A – Equação reduzida do logaritmo das despesas com alimentos ($\ln m$) - Estágio de correção da endogeneidade das despesas totais

Variáveis	Coeficientes	Desvio Padrão	t
Constante***	4,6292	0,1785	0,0000
Sexo (chefe)***	-0,1088	0,0148	0,0000
Idade (chefe)***	0,0200	0,0025	0,0000
Idade ² (chefe)***	-0,0160	0,0025	0,0000
Escolaridade (chefe)	0,0007	0,0019	0,7230
Urbano***	-0,0651	0,0150	0,0000
Norte***	0,3089	0,0236	0,0000
Nordeste***	0,1715	0,0199	0,0000
Sul***	0,0973	0,0222	0,0000
Centro-Oeste**	-0,0374	0,0215	0,0820
Crianças***	0,1170	0,0072	0,0000
Adolescentes***	0,1305	0,0091	0,0000
Idosos***	0,0514	0,0150	0,0010
Ln da renda***	0,3538	0,0095	0,0000
Ln p1	-0,0296	0,0378	0,4340
Ln p2	-0,0035	0,0339	0,9170
Ln p3	0,0010	0,0415	0,9820
Ln p4	0,0243	0,0404	0,5480
Ln p5	-0,0417	0,0424	0,3260
Ln p6*	-0,0476	0,0495	0,3360
Ln p7***	-0,0981	0,0382	0,0100
Ln p8***	-0,1006	0,0319	0,0020
Ln p9***	0,0988	0,0335	0,0030
Ln p10***	0,1869	0,0141	0,0000

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

Nível de significância: * < 10%, ** < 5%, *** < 1%. $R^2 = 0,1546$.

Tabela 2.3A - Estimativas do modelo probit multivariado – Estágio de correção de valores censurados

Covariadas	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1ª (6)	Carne de 2ª (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Ali. (10)
Ln Gastos Alimentos	0,7444***	0,7474***	0,7397***	0,5228***	0,5653***	0,6731***	0,5299***	0,6259***	0,1799***	0,2813***
Ln Preço arroz	-0,3135***	-0,2548***	-0,0183	-0,0957	0,1186	0,2375***	-0,2468***	-0,064	0,0879	0,2653
Ln Preço feijão	0,02	-0,4497***	-0,1256**	0,0261	0,1547***	-0,0633	0,0193	0,0852	-0,1091**	-0,109
Ln Preço macarrão	-0,1363**	-0,2413***	-0,2677***	-0,1346**	-0,0573	0,105	0,0574	0,0058	-0,0653	0,1429
Ln Preço far. de mandioca	0,1125	0,1579**	-0,2322***	0,0081	0,1989***	0,0121	0,4684***	0,0948	-0,1202*	-0,5696***
Ln Preço batata	0,0366	-0,0551	-0,0923	-0,0546	-0,4687***	0,0272	-0,0163	0,0991	-0,3544***	0,2642
Ln Preço Carne de 1ª	-0,3335***	-0,1632**	0,0014	-0,2322***	0,1036	-0,9129***	0,0279	-0,0378	0,0177	0,7315***
Ln Preço Carne de 2ª	-0,2772***	-0,3903***	-0,0669	-0,1370**	-0,1189	-0,1543**	-0,5037***	-0,1246*	0,1075*	0,2639
Ln Preço Frango	-0,2712***	-0,3013***	-0,3081***	-0,2464***	-0,0923*	0,3398***	-0,0968*	-0,3926***	-0,0896*	-0,2388
Ln Preço Pão	-0,1532***	-0,2339***	-0,1996***	-0,3290***	-0,1608***	0,2262***	-0,1438***	-0,1502***	-0,3006***	0,3752***
Ln Preço Demais Alim.	-0,2698***	-0,2656***	-0,1928***	-0,0979***	-0,4070***	-0,2419***	-0,2518***	-0,1641***	-0,1014***	0,0125
Sexo do Chefe	0,0470**	0,0972***	0,1076***	0,0960***	0,036	-0,0264	0,034	0,0580***	-0,0228	0,1451
Idade chefe	-0,0073*	-0,0073*	-0,0188***	-0,0044	0,0012	0,0043	-0,0078*	-0,0017	0,0190***	-0,0038
Idade² chefe	0,0032	0,0036	0,0133***	0,0047	0,0005	-0,003	0,0027	-0,0013	-0,0196***	0,0008
Anos de estudos chefe	-0,0455***	-0,0447***	-0,0363***	-0,0446***	0,0089***	0,0168***	-0,0393***	-0,0263***	0,0053**	0,0202
Urbano	-0,0294	0,1274***	0,0453*	-0,0053	0,2048***	0,2478***	0,2378***	0,1727***	0,7711***	-0,2369
Norte	0,4758***	0,2648***	0,1917***	1,2518***	-0,3416***	-0,0954**	0,0766*	0,2861***	-0,0586	-0,0312
Nordeste	0,4935***	0,4073***	0,2285***	0,8886***	0,2160***	-0,2108***	-0,1300***	0,3471***	0,0465	0,1121
Sul	-0,0101	-0,2189***	0,0693*	-0,2368***	0,0452	-0,1507***	-0,0336	-0,0144	-0,4102***	0,6052**
Centro-Oeste	0,1080***	0,0878**	-0,0655*	-0,0152	-0,0728*	-0,0045	-0,0126	-0,1109***	-0,2672***	-0,1853
Crianças	-0,0008	-0,011	0,0011	0,0102	0,0038	-0,0683***	0,007	0,0165	0,0581***	-0,0694
Adolescentes	0,0049	0,0019	-0,003	0,0366**	-0,0368**	-0,0788***	0,0145	0,0414***	0,0711***	-0,021
Idosos	-0,0821***	-0,0601**	-0,0997***	-0,0604**	0,0182	-0,0055	-0,0125	0,0013	0,0563**	0,2696***
Constante	-3,4359***	-3,1247***	-4,2813***	-3,5161***	-5,1520***	-4,8336***	-3,1804***	-4,1859***	-1,2619***	-1,4577*

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

Nível de significância * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01. Número de observações 44.504. Estimativas ajustadas ao fator de expansão amostral da POF.

Teste de razão de Verossimilhança de igualdade $r_{21} = r_{31} \dots r_{109} = 0$ verifica-se que $\chi^2(45) = 3.8e+08$, com Prob > χ^2 = 0.0000.

Tabela 2.4A – Matriz de correlação dos termos de erros das equações do modelo probit multivariado - Estágio de correção de valores censurados

Equações	Arroz	Feijão	Macarrão	Farinha de Mandioca	Batata	Carne de 1 ^a	Carne de 2 ^a	Frango	Pão	Demais Alimentos
Arroz	1	0,538***	0,378***	0,241***	0,031**	-0,056***	0,043***	0,041***	-0,057***	-0,206***
Feijão		1	0,353***	0,272***	0,030**	-0,042	0,050***	0,046***	-0,042***	-0,182
Macarrão			1	0,186***	0,036**	-0,047*	0,053***	0,028***	-0,027***	-0,133**
Farinha de Mandioca				1	0,000	-0,025	0,039**	0,024***	0,001***	-0,058***
Batata					1	0,033***	0,062***	0,048	0,036***	0,071**
Carne de 1 ^a						1	-	0,020***	0,029***	-0,304**
Carne de 2 ^a							1	0,067	0,065	-0,286***
Frango								1	0,041***	-0,355***
Pão									1	-0,007
Demais Alimentos										1

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

Nível de significância * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01. Número de observações 44.504. Estimativas ajustadas ao fator de expansão amostral da POF.

Tabela 2.5A – Preço mediano para os 10 produtos analisados em 10 estratos da renda domiciliar *per capita*, Brasil, 2008-2009.

Estrato	Arroz	Feijão	Macarrão	Farinha de Mandioca	Batata	Carne de 1 ^a	Carne de 2 ^a	Frango	Pão	Demais Produtos
1	2,02	3,21	3,38	1,57	1,78	10,10	6,86	4,70	4,12	3,17
2	2,00	3,27	3,38	1,65	1,68	10,10	6,88	4,70	4,12	3,12
3	1,98	3,28	3,38	1,65	1,64	10,20	6,93	4,70	4,12	3,03
4	1,98	3,28	3,38	1,65	1,64	10,20	7,00	4,62	4,12	3,03
5	1,98	3,28	3,38	1,65	1,64	10,30	7,00	4,62	4,12	3,03
6	1,97	3,28	3,39	1,65	1,62	10,40	7,07	4,62	4,12	3,03
7	1,96	3,28	3,39	1,65	1,62	10,50	7,13	4,62	4,13	3,03
8	1,94	3,28	3,39	1,65	1,62	10,80	7,15	4,62	4,13	3,03
9	1,94	3,28	3,39	1,65	1,61	10,80	7,28	4,62	4,13	3,03
10	1,91	3,28	3,39	1,65	1,61	10,80	7,31	4,62	4,13	3,03
Total	1,97	3,28	3,38	1,65	1,64	10,30	7,00	4,62	4,12	3,03

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

Tabela 2.6A – Elasticidade-renda por produto para o Brasil e por suas macrorregiões, 2008-2009.

Por	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1 ^a (6)	Carne de 2 ^a (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
Sudeste	0,33085	0,24863	0,28052	0,09232	0,2742	0,31763	0,26258	0,28302	0,1893	0,39519
Sudeste	(0,33085)	(0,24862)	(0,28052)	(0,09223)	(0,2742)	(0,31763)	(0,26249)	(0,28301)	(0,1891)	(0,39517)
Sudeste	[0,33088]	[0,24863]	[0,28052]	[0,09236]	[0,27423]	[0,31768]	[0,26258]	[0,28302]	[0,18930]	[0,39520]
Nordeste	0,31177	0,23857	0,27166	0,14682	0,25571	0,32017	0,26531	0,29692	0,16798	0,41097
Nordeste	(0,31176)	(0,23856)	(0,27165)	(0,14679)	(0,2557)	(0,32016)	(0,26529)	(0,29691)	(0,16795)	(0,41091)
Nordeste	[0,31178]	[0,23857]	[0,27167]	[0,14685]	[0,25572]	[0,32021]	[0,26534]	[0,29692]	[0,16807]	[0,41099]
Norte	0,31159	0,21639	0,25214	0,19563	0,23863	0,31119	0,24972	0,30081	0,15014	0,41847
Norte	(0,31158)	(0,21634)	(0,25211)	(0,19557)	(0,23858)	(0,31113)	(0,24968)	(0,30081)	(0,15006)	(0,41844)
Norte	[0,31161]	[0,21640]	[0,25215]	[0,19571]	[0,23868]	[0,31122]	[0,24987]	[0,30083]	[0,15026]	[0,41853]
Centro-Oeste	0,34148	0,24478	0,26602	0,09955	0,27657	0,32819	0,27691	0,28198	0,18559	0,39065
Centro-Oeste	(0,34148)	(0,24476)	(0,266)	(0,09949)	(0,27654)	(0,32811)	(0,2768)	(0,28194)	(0,18555)	(0,39062)
Centro-Oeste	[0,34151]	[0,24479]	[0,26603]	[0,09988]	[0,27657]	[0,32820]	[0,27700]	[0,28200]	[0,18586]	[0,39070]
Sul	0,30587	0,2262	0,2815	0,05565	0,27436	0,31462	0,27322	0,28026	0,151	0,39251
Sul	(0,30586)	(0,22618)	(0,28149)	(0,05519)	(0,27435)	(0,31457)	(0,27322)	(0,28026)	(0,15096)	(0,39251)
Sul	[0,30588]	[0,22621]	[0,28151]	[0,05573]	[0,27438]	[0,31463]	[0,27325]	[0,28032]	[0,15112]	[0,39252]
Total	0,32265	0,24082	0,27632	0,11787	0,26806	0,3184	0,26524	0,28921	0,17519	0,39942
Total	(0,32264)	(0,24082)	(0,27632)	(0,11777)	(0,26805)	(0,31838)	(0,26521)	(0,28921)	(0,17517)	(0,39941)
Total	[0,32266]	[0,24083]	[0,27633]	[0,11795]	[0,26807]	[0,31841]	[0,26525]	[0,28922]	[0,17521]	[0,39942]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo (entre parênteses) e máximo (entre colchetes).

Tabela 2.7A - Elasticidades-preços da demanda não compensada (Marshalliana) para o arroz para dez estratos de renda familiar *per capita*, Brasil, 2008-2009

Estrato	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1 ^a (6)	Carne de 2 ^a (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
1°	-1,11008	-0,09857	0,04060	0,15729	0,07185	0,14555	-0,02609	0,08156	0,23404	-0,04472
1°	(-1,11009)	(-0,09858)	(0,04058)	(0,15721)	(0,07185)	(0,14551)	(-0,02620)	(0,08136)	(0,23400)	(-0,04478)
1°	[-1,10999]	[-0,09855]	[0,04060]	[0,15732]	[0,07185]	[0,14566]	[-0,02589]	[0,08165]	[0,23414]	[-0,04466]
2°	-1,09865	-0,10119	0,05277	0,16629	0,07711	0,17000	-0,01188	0,10477	0,24903	-0,05949
2°	(-1,09879)	(-0,10124)	(0,05270)	(0,16619)	(0,07708)	(0,16980)	(-0,01188)	(0,10446)	(0,24895)	(-0,05988)
2°	[-1,09865]	[-0,10112]	[0,05280]	[0,16635]	[0,07716]	[0,17003]	[-0,01185]	[0,10491]	[0,24903]	[-0,05947]
3°	-1,07545	-0,09909	0,06360	0,16132	0,07823	0,18872	0,00862	0,12550	0,26008	-0,06129
3°	(-1,07560)	(-0,09911)	(0,06355)	(0,16105)	(0,07810)	(0,18865)	(0,00838)	(0,12537)	(0,26003)	(-0,06129)
3°	[-1,07522]	[-0,09901]	[0,06361]	[0,16132]	[0,07830]	[0,18889]	[0,00873]	[0,12555]	[0,26010]	[-0,06102]
4°	-1,06783	-0,09766	0,06609	0,15975	0,07859	0,19421	0,01520	0,13085	0,26556	-0,06361
4°	(-1,06794)	(-0,09768)	(0,06605)	(0,15973)	(0,07859)	(0,19421)	(0,01519)	(0,13057)	(0,26538)	(-0,06420)
4°	[-1,06748]	[-0,09756]	[0,06624]	[0,15993]	[0,07861]	[0,19431]	[0,01539]	[0,13104]	[0,26564]	[-0,06351]
5°	-1,04814	-0,09423	0,07571	0,15578	0,07672	0,21151	0,03303	0,15032	0,26742	-0,06231
5°	(-1,04828)	(-0,09425)	(0,07571)	(0,15575)	(0,07672)	(0,21142)	(0,03292)	(0,15022)	(0,26742)	(-0,06239)
5°	[-1,04780]	[-0,09423]	[0,07572]	[0,15586]	[0,07674]	[0,21151]	[0,03311]	[0,15034]	[0,26756]	[-0,06225]
6°	-1,03719	-0,09222	0,07780	0,15456	0,07582	0,21635	0,04305	0,15377	0,27270	-0,05505
6°	(-1,03740)	(-0,09223)	(0,07774)	(0,15427)	(0,07569)	(0,21621)	(0,04297)	(0,15377)	(0,27270)	(-0,05507)
6°	[-1,03650]	[-0,09211]	[0,07780]	[0,15462]	[0,07589]	[0,21641]	[0,04318]	[0,15384]	[0,27270]	[-0,05462]
7°	-1,02154	-0,09030	0,08700	0,15428	0,07887	0,23163	0,05849	0,17211	0,28182	-0,06724
7°	(-1,02182)	(-0,09039)	(0,08696)	(0,15428)	(0,07881)	(0,23163)	(0,05826)	(0,17211)	(0,28160)	(-0,06736)
7°	[-1,02153]	[-0,09028]	[0,08711]	[0,15428]	[0,07897]	[0,23163]	[0,05852]	[0,17211]	[0,28210]	[-0,06702]
8°	-1,00224	-0,08726	0,09392	0,15613	0,08110	0,24557	0,07390	0,18630	0,29100	-0,07255
8°	(-1,00256)	(-0,08727)	(0,09390)	(0,15604)	(0,08100)	(0,24549)	(0,07378)	(0,18630)	(0,29077)	(-0,07259)
8°	[-1,00194]	[-0,08725]	[0,09392]	[0,15622]	[0,08121]	[0,24557]	[0,07390]	[0,18640]	[0,29102]	[-0,07207]
9°	-0,98524	-0,08402	0,10583	0,17064	0,09087	0,26392	0,09237	0,20950	0,31272	-0,10932
9°	(-0,98536)	(-0,08402)	(0,10575)	(0,17059)	(0,09071)	(0,26391)	(0,09233)	(0,20949)	(0,31272)	(-0,10953)
9°	[-0,98524]	[-0,08402]	[0,10591]	[0,17064]	[0,09087]	[0,26411]	[0,09257]	[0,20962]	[0,31272]	[-0,10932]
10°	-0,91528	-0,07094	0,15806	0,20937	0,11912	0,33667	0,16550	0,31568	0,39259	-0,20641
10°	(-0,91555)	(-0,07094)	(0,15755)	(0,20902)	(0,11899)	(0,33657)	(0,16540)	(0,31568)	(0,39255)	(-0,20695)
10°	[-0,91528]	[-0,07086]	[0,15809]	[0,20957]	[0,11934]	[0,33667]	[0,16553]	[0,31568]	[0,39281]	[-0,20487]
Total	-1,02815	-0,08998	0,08297	0,16431	0,08220	0,22454	0,05183	0,16485	0,28248	-0,07720
Total	(-1,02824)	(-0,08999)	(0,08297)	(0,16428)	(0,08219)	(0,22448)	(0,05180)	(0,16485)	(0,28242)	(-0,07725)
Total	[-1,02813]	[-0,08997]	[0,08298]	[0,16436]	[0,08222]	[0,22461]	[0,05188]	[0,16487]	[0,28250]	[-0,07718]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo (entre parênteses) e máximo (entre colchetes)

Tabela 2.8A - Elasticidades-preços da demanda não compensada (Marshalliana) para o arroz por macrorregião do Brasil, 2008-2009

Grupo/Preço	Arroz (1)	Feijão (2)	Macarrão (3)	Farinha de Mandioca (4)	Batata (5)	Carne de 1ª (6)	Carne de 2ª (7)	Frango (8)	Pão (9)	Demais Alimentos (10)
Sudeste	-0,97998	-0,08130	0,08839	0,13123	0,06901	0,23271	0,08074	0,17583	0,26345	-0,04690
	(-0,97998)	(-0,08133)	(0,08837)	(0,13123)	(0,06901)	(0,23264)	(0,08072)	(0,17558)	(0,26345)	(-0,04690)
	[-0,97995]	[-0,08126]	[0,08841]	[0,13129]	[0,06908]	[0,23273]	[0,08083]	[0,17593]	[0,26355]	[-0,04665]
Nordeste	-1,11031	-0,10914	0,06232	0,20250	0,09530	0,18653	-0,00759	0,12285	0,29552	-0,10051
	(-1,11040)	(-0,10917)	(0,06228)	(0,20246)	(0,09529)	(0,18641)	(-0,00764)	(0,12279)	(0,29548)	(-0,10066)
	[-1,11016]	[-0,10910]	[0,06233]	[0,20257]	[0,09533]	[0,18663]	[-0,00740]	[0,12297]	[0,29563]	[-0,10042]
Norte	-1,13717	-0,12084	0,06980	0,24366	0,11636	0,19774	-0,01736	0,14077	0,33607	-0,16520
	(-1,13737)	(-0,12090)	(0,06970)	(0,24347)	(0,11629)	(0,19758)	(-0,01752)	(0,14062)	(0,33597)	(-0,16557)
	[-1,13706]	[-0,12084]	[0,06999]	[0,24382]	[0,11645]	[0,19786]	[-0,01731]	[0,14078]	[0,33615]	[-0,16515]
Centro-Oeste	-1,04608	-0,08612	0,04965	0,10850	0,05315	0,15115	0,01223	0,10257	0,19419	-0,01849
	(-1,04622)	(-0,08615)	(0,04960)	(0,10831)	(0,05314)	(0,15102)	(0,01219)	(0,10242)	(0,19419)	(-0,01857)
	[-1,04602]	[-0,08609]	[0,04969]	[0,10852]	[0,05316]	[0,15117]	[0,01233]	[0,10264]	[0,19421]	[-0,01823]
Sul	-0,96692	-0,08788	0,12325	0,20138	0,10662	0,30429	0,11870	0,24258	0,37965	-0,10509
	(-0,96704)	(-0,08788)	(0,12323)	(0,20121)	(0,10656)	(0,30428)	(0,11867)	(0,24248)	(0,37956)	(-0,10515)
	[-0,96679]	[-0,08785]	[0,12339]	[0,20182]	[0,10673]	[0,30451]	[0,11891]	[0,24282]	[0,37973]	[-0,10403]

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2008-2009. Valores calculados para mediana, com intervalo de 95%, com limite mínimo (entre parênteses) e máximo (entre colchetes)

Anexo B – Informações Auxiliar artigo sobre a oferta de exportações de arroz

Figura 3.1B – Participação (%) no volume exportado de arroz, por tipo de produto e país de destino de janeiro de 2009 a junho de 2016.
Fonte: (BRASIL, 2016a).

Figura 3.2B – Evolução do preço mensal das exportações de arroz, deflacionado pelo IPC-EUA, janeiro/2009 – janeiro/2016 (Base: janeiro de 2016).
Fonte: (BRASIL, 2016a; IPEADATA, 2016).

Figura 3.3B – Evolução do quantum mensal das exportações brasileiras, janeiro/2009 – janeiro/2016 (toneladas).

Fonte: (BRASIL, 2016a).

Figura 3.4B – Evolução do preço mensal do arroz recebido pelo produtor no RS, deflacionado pelo IGP-DI, janeiro/2009 – janeiro/2016 (Base: janeiro de 2016).

Fonte: (IRGA, 2016; IPEADATA, 2016).

Figura 3.5B – Evolução mensal do Produto Interno Bruto, em milhões de reais, deflacionado pelo IGP-DI, janeiro/2009 - janeiro/2016 (Base: janeiro de 2015).
Fonte: (IPEADATA, 2016).

Figura 3.6B – Evolução da Taxa de Câmbio Efetiva Real mensal, janeiro/2009 - janeiro/2016 (Base: média 2010 = 100).
Fonte: (IPEADATA, 2016).

Apêndice A - Modelo Alternativo

Uma abordagem alternativa, aplicada por Barros, Bacchi e Burnquist (2002), é a exclusão da variável preço doméstico (preço ao produtor, no presente caso) da análise da quantidade exportada. Assim sendo, conforme os autores, é estimada uma função de oferta de exportações típica. Ou seja, faz-se a análise considerando as variáveis: PIB brasileiro, preço de exportações e a taxa câmbio efetiva na relação com a quantidade total de arroz exportado pelo Brasil. Nesse caso, conforme a Tabela 3.8B, não se rejeita a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis através do teste de cointegração de Johansen.

Tabela 3.8B - Resultado do teste de cointegração de Johansen para o modelo oferta de exportações de arroz.

Hipótese Nula (H0)	Hipótese Alternativa	Estatística Traço	Valores críticos (5%)
$r = 0$	$r > 0$	51,01	47,71
$r \leq 1$	$r > 1$	22,76	29,80
$r \leq 2$	$r > 2$	8,16	15,41
$r \leq 3$	$r > 3$	1,60	3,84

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A Tabela 3.9B, contém os resultados dos efeitos contemporâneos das variáveis sobre a quantidade exportada de arroz. Novamente, o modelo foi ajustado com as diferenças dos logaritmos e indica o efeito sobre a quantidade exportada da variação percentual na variável investigada. Incorporaram-se variáveis *dummies* para controlar o efeito sazonal e para *outliers*. Os resultados mostram que, mais uma vez, o PIB brasileiro, *proxy* da renda nacional, apresentou o maior efeito imediato sobre as exportações de arroz, com um impacto negativo e estatisticamente significativo (elevação de 1% PIB) sobre as exportações do cereal (-7,63%).

Tabela 3.9B - Coeficientes estimados pela matriz de relações contemporâneas do modelo preço das exportações de arroz

Relações Contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio Padrão	Valor t	Significância
De	Sobre				
Taxa Efetiva de Câmbio	Quantidade Exportada	4,76	2,23	2,13	0,03
Preço de Exportação do Arroz	Quantidade Exportada	-0,50	0,59	-0,85	0,40
Renda Nacional	Quantidade Exportada	-7,63	3,30	-2,31	0,02

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A taxa de câmbio, por sua vez, também apresentou um impacto considerável sobre as exportações, uma elevação em 1% na taxa de câmbio faz com que as vendas externas

aumentem 4,76%. O preço das exportações em dólares, porém, apresenta impacto imediato negativo (-0,50%), diferentemente do esperado e não significativo.

A Figura 3.6B apresenta a função impulso com os efeitos acumulados de choques não antecipados nas variáveis do sistema 10 períodos à frente sobre a quantidade exportada de arroz. Os principais efeitos a choques não antecipados se referem às variáveis: PIB brasileiro e taxa efetiva de câmbio. O aumento de 1% na renda nacional (PIB do Brasil) leva a um efeito acumulado negativo (-5,80%) que se estabiliza a partir do quarto período.

Figura 3.7B - Função de respostas acumuladas da quantidade exportada de arroz a choque nas variáveis: PIB nacional, taxa efetiva de câmbio, preço das exportações de arroz e na própria quantidade exportada.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

O impacto na própria quantidade exportada também é positivo, apresentando elasticidade acumulada de 0,66%. Por seu turno, o impacto imediato de um choque não antecipado de 1% no preço de exportação é de -0,40% na quantidade exportada de arroz, esse efeito embora não esperado, se mantém praticamente o mesmo ao longo do tempo (-0,42%).

O efeito de um choque não antecipado de 1% na taxa de câmbio efetiva real foi positivo sobre a quantidade exportada (4,92%). Esse efeito sobre alguma oscilação, mas se estabiliza em 4,7% a partir do sexto mês. Assim, reforça-se que desvalorizações cambiais têm forte impacto positivo sobre as vendas externas do cereal. Nesse caso, o efeito da desvalorização não se dissipa com o passar do tempo. Deste modo, o modelo com a ausência do preço interno (balizador da relação oferta e demanda interna) mostra o forte impacto da taxa de câmbio na função de oferta de exportações e que se mantém no tempo. Em resumo, o modelo que não considera o preço interno apresentou maior impacto da variável PIB brasileiro e da taxa de câmbio efetiva sobre os totais exportados, e, em ambos os casos, com o efeito preconizado pelo modelo teórico.

Conforme já ressaltado, o modelo com o preço ao produtor apresenta alguns resultados diferentes do observado nesse modelo alternativo. A inclusão do preço ao produto conseguiria, ainda que de maneira indireta, incorporar o comportamento de importantes componentes da oferta (estoques e importações). Aqui, especificamente, o caso de uma desvalorização cambial, elevaria o preço ao produtor pela redução da competição com as importações (encarecimento do produto importado) e, assim, reduziria a oferta de exportação pela preferência pelo mercado interno. Entretanto, esse efeito não é captado no modelo alternativo – na ausência do preço ao produtor – e, assim, apresenta-se apenas o efeito esperado sobre uma função de oferta.