



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL**

**ERIVELTON DE SOUZA NUNES**

**ENSAIOS SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MAMÃO**

**FORTALEZA**  
**2019**

ERIVELTON DE SOUZA NUNES

ENSAIOS SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MAMÃO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Rural. Área de concentração: Economia Aplicada ao Agronegócio.

Orientador: Prof. Dr. Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan.

Coorientadora: Prof<sup>ª</sup>. Dra. Eliane Pinheiro de Sousa.

FORTALEZA

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

N924e Nunes, Erivelton de Souza.

Ensaio sobre as exportações brasileiras de mamão / Erivelton de Souza Nunes. – 2018.  
76 f. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2018.

Orientação: Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan..

Coorientação: Prof. Dr. Eliane Pinheiro de Sousa..

1. Exportações . 2. Mamão. 3. Threshold. 4. Modelo Gravitacional. 5. Brasil. I. Título.

CDD 338.1

---

ERIVELTON DE SOUZA NUNES

ENSAIOS SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MAMÃO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Rural. Área de concentração: Economia Aplicada ao Agronegócio.

Aprovada em: \_\_\_/\_\_\_/\_\_\_\_\_.

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan (Orientador)  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof. Dra. Nagilane Parente Damasceno  
Universidade Regional do Cariri (URCA)

A Deus pai, todo poderoso.

Aos meus pais, Maria José e Edilson Ferreira.

## AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar a Deus, por sua proteção e bênçãos que sempre me concede, pela proteção cotidiana e por ter me tornado forte nos momentos mais difíceis.

Agradeço aos meus pais (Maria José e Edilson Ferreira) e ao meu irmão (Erinaldo Sousa), pela paciência e por todo suporte que sempre me deram, sem a qual não teria chegado a esse ponto importante de realização pessoal e profissional.

Ao professor Dr. Ahmad Saeed, pelo privilégio de sua orientação e por todos os seus ensinamentos e contribuições, bem como pela sua solicitude e tratamento sempre muito cortês.

À Professora Dra. Eliane Pinheiro, por ter aceitado o convite para coorientar esta dissertação e se dispor a contribuir com rapidez sempre que possível. Tenho, por você, grande admiração e respeito.

À professora Dra. Nagilane Damasceno, por sua amizade e suporte dado durante o Mestrado, bem como pelas suas contribuições a esses ensaios, como parte integrante da Banca Examinadora.

Ao professor Dr. Francisco Tabosa pelos comentários e sugestões realizadas que ajudaram na execução das pesquisas.

Aos professores e demais funcionários que fazem parte do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural.

À minha grande amiga Liana Bastos, por sua presença constante e pelas conversas relaxantes e motivacionais, importantíssimas ao longo dessa trajetória.

Aos amigos Matheus Oliveira e Rômulo Eufrosino, pela amizade estabelecida na graduação, e compartilhada ao longo do Mestrado, como colegas de turma.

Às demais amigadas conquistadas no mestrado, em especial: Lucas David, Luciane Jácome e Éverton Nogueira, por todo apoio e companheirismo.

Por fim, agradeço ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo fomento da pesquisa e apoio financeiro ao longo dos dois anos de mestrado.

## RESUMO

Em face da importância nutritiva e econômica do mamão nacional, esta dissertação tem como objetivo analisar o desempenho das exportações brasileiras desse fruto, sendo composta por dois capítulos. O primeiro intitula-se “Integração espacial dos preços de exportação do mamão brasileiro sob a ótica dos custos de transação no período de 2001 a 2017” e se propôs a analisar o processo de integração espacial entre os principais mercados brasileiros exportadores do mamão, representados pelos Estados do Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba, considerando os custos de transação. Os procedimentos metodológicos aplicados consistiram no Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC) e Modelo de Correção de Erro Vetorial com *Threshold* (TVEC), sendo consideradas as séries mensais de preços dessa commodity referentes ao período de janeiro de 2001 a dezembro de 2016. Os resultados obtidos indicam que existe cointegração entre esses mercados e apontam para a existência de custos de transação no processo de transmissão de preços, quando consideradas as relações entre os mercados do Espírito Santo e Rio Grande do Norte e Espírito Santo e Paraíba. O segundo capítulo tem como título “Determinantes das exportações brasileiras de mamão à luz do modelo gravitacional”, que teve como intuito analisar os determinantes das exportações brasileiras de mamão, considerando países da Europa, da América do Sul e América do Norte que representam quase 98% do total de exportações do referido fruto de 2001 a 2016. Para tanto, empregou-se o modelo gravitacional, que consiste na aplicação da metodologia de dados em painel, e consideraram-se como variáveis as rendas *per capita* do Brasil e dos países importadores, distância, taxa de câmbio, Índice de Liberdade de Negócios, preços internacionais e variáveis binárias que correspondem ao bloco econômico do qual faz o país importador faz parte, e a presença de litoral. Os resultados mostraram que as exportações do mamão brasileiro são explicadas diretamente pelo produto dos tamanhos econômicos do Brasil e de seus parceiros comerciais e inversamente proporcional à distância que os separam. Destaca-se, ainda, a relação direta desse fluxo comercial com os preços internacionais, e inversa com a taxa de câmbio. Ademais, evidenciam-se os impactos negativos de países do MERCOSUL e do NAFTA sobre as exportações o mamão brasileiro.

**Palavras-chave:** Exportações. Mamão. *Threshold*. Modelo Gravitacional. Brasil.

## ABSTRACT

Considering the nutritional and economic importance of the national papaya, this dissertation aims to analyze the Brazilian exports performance of this fruit, being composed of two chapters. The first is entitled “Spatial integration of export prices of Brazilian papaya, considering transaction cost, during the period of 2001 to 2017”, proposed to analyze the spatial integrated process, considering the transaction cost, among Brazilian principal papaya exporting markets named as Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba. The methodological procedures of Vector Correction Model (VEC) and Threshold Vector Correction Model (TVEC) were applied. The monthly price series data of this commodity for the period of January 2001 to December 2017 was used. The results indicate the existence of cointegration among these markets and also points out the presence of transaction cost in transmission process of prices between Espírito Santo and Paraíba, also between Espírito Santo and Rio Grande do Norte. The second chapter is entitled "Determinants of Brazilian exports of papaya in light of the gravitational model", whose purpose was to analyze the determinants of Brazilian papaya exports, considering countries in Europe, South America and North America that represent almost 98 % of the total exports of this fruit from 2001 to 2016. For this purpose, the gravitational model was used, which consists of the application of the panel data methodology, and the per capita incomes of Brazil and the importing countries, distance, exchange rate, Index of Freedom of Business, international prices and binary variables that correspond to the economic block of which the importing country is a part, and the presence of the coast. The results showed that exports of Brazilian papaya are explained directly by the product of the economic sizes of Brazil and its commercial partners and inversely proportional to the distance that separates them. It is also worth mentioning the direct relationship between this trade flow and international prices, and the opposite with the exchange rate. In addition, the negative impacts of MERCOSUR and NAFTA on Brazilian papaya exports are also evidenced.

**Keywords:** Exports. Papaya. Threshold. Gravitational model. Brazil.



## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Comportamento das séries de preços, considerando o efeito <i>threshold</i> .....	19
Figura 2 – Efeito do termo de correção do erro no processo de ajustamento de preços.	24
Figura 3 – Comportamento dos preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo (PEES), Rio Grande do Norte (PERN), Bahia (PEBA) e Paraíba (PEPB), de janeiro de 2001 a dezembro de 2017 .....	26

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resultados dos testes ADF em nível e em primeira diferença para os preços logaritmizados das exportações mensais do mamão brasileiro, conforme os estados analisados no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	27
Tabela 2 – Resultados dos testes KPSS em nível e em primeira diferença para os preços logaritmizados das exportações mensais do mamão brasileiro, conforme os estados analisados no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	27
Tabela 3 – Resultados dos testes de HEGY para identificação de raízes unitárias sazonais nos preços logaritmizados das exportações mensais do mamão brasileiro, conforme os estados analisados no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	28
Tabela 4 – Indicação do número de defasagens para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos estados considerados, de janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	29
Tabela 5 – Resultados do teste de cointegração de Johansen para os preços de exportação do mamão brasileiro, conforme os estados analisados no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	29
Tabela 6 – Resultados das estimações do VEC referentes aos preços de exportação do mamão no Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba - janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	31
Tabela 7 – Teste de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo ( $\beta$ ) do vetor de cointegração das séries mensais de preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo (LPEES), Rio Grande do Norte (LPERN), Bahia (LPEBA) e Paraíba (LPEPB) - janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	31
Tabela 8 – Teste de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo ( $\alpha$ ) do vetor de cointegração das séries mensais de preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo (LPEES), Rio Grande do Norte	

(LPERN), Bahia (LPEBA) e Paraíba (LPEPB) - janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	32
Tabela 9 – Teste de não linearidade de Hansen e Seo (2002) para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos estados considerados - janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	33
Tabela 10 – Valores de <i>threshold</i> obtidos para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos Estados do Espírito Santo, Bahia e Paraíba - janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	33
Tabela 11 – Estimativa do modelo TVEC, com dois regimes de ajustamento para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos Estados do Espírito Santo e Bahia - janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	35
Tabela 12 – Estimativa do modelo TVEC, com dois regimes de ajustamento para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos Estados do Espírito Santo e Paraíba - janeiro de 2001 a dezembro de 2017.....	36
Tabela 13 – Estatísticas descritivas das variáveis contempladas no estudo .....	55
Tabela 14 – Teste de Levin, Lin e Chu (2002) de raiz unitária para as variáveis consideradas no modelo gravitacional .....	57
Tabela 15 – Estatísticas dos testes de hipóteses .....	58
Tabela 16 – Estimativas do modelo gravitacional para os modelos <i>pooled</i> , Efeitos Fixos, Efeitos Aleatórios e PPML.....	59

## SUMÁRIO

	<b>INTRODUÇÃO GERAL.....</b>	<b>12</b>
	<b>CAPÍTULO 1: INTEGRAÇÃO ESPACIAL DOS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO MAMÃO BRASILEIRO SOB A ÓTICA DOS CUSTOS DE TRANSAÇÃO, NO PERÍODO DE 2001 A 2017.....</b>	<b>14</b>
<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>14</b>
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO .....</b>	<b>17</b>
<b>2.1</b>	<b>Integração de mercados, Lei do Preço Único e arbitragem espacial.....</b>	<b>17</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA .....</b>	<b>22</b>
<b>3.1</b>	<b>Modelo Vetorial de Correção de Erro com <i>Threshold</i>.....</b>	<b>22</b>
<b>3.2</b>	<b>Fonte de dados.....</b>	<b>25</b>
<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO.....</b>	<b>26</b>
<b>4.1</b>	<b>Testes de raiz unitária.....</b>	<b>26</b>
<b>4.2</b>	<b>Determinação do número de defasagens.....</b>	<b>28</b>
<b>4.3</b>	<b>Teste de cointegração de Johansen, Vetor de Correção de Erros (VEC) e testes de hipóteses sobre os parâmetros <math>\beta</math>.....</b>	<b>29</b>
<b>4.4</b>	<b>Modelo Autorregressivo Vetorial de Correção de Erros com <i>Threshold</i>.....</b>	<b>33</b>
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>37</b>
	<b>CAPÍTULO 2: DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MAMÃO À LUZ DO MODELO GRAVITACIONAL</b>	<b>38</b>
<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>38</b>
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO.....</b>	<b>41</b>
<b>2.1</b>	<b>Teoria do Comércio Internacional.....</b>	<b>41</b>
<b>2.2</b>	<b>Modelo gravitacional: evidências teóricas e aplicações empíricas.....</b>	<b>43</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA.....</b>	<b>51</b>
<b>3.1</b>	<b>Fontes de dados.....</b>	<b>51</b>
<b>3.2</b>	<b>Modelo gravitacional.....</b>	<b>52</b>
<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÕES.....</b>	<b>55</b>
<b>4.1</b>	<b>Análise descritiva.....</b>	<b>55</b>
<b>4.2</b>	<b>Análise do Modelo gravitacional.....</b>	<b>57</b>
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>63</b>

<b>CONCLUSÃO GERAL.....</b>	<b>64</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>66</b>

## INTRODUÇÃO GERAL

O comércio internacional é relevante para o desenvolvimento econômico de uma nação, uma vez que expande o conjunto de possibilidades de produtos para consumo e contribui para o processo de produção, proporcionando melhora da competitividade por parte dos países. Além disso, o fluxo bilateral do comércio tem papel importante sobre o crescimento econômico, já que estimula as economias de especialização, concorrência e escala, bem como a alocação mais eficiente dos recursos produtivos (OLIVEIRA, 2013; WANG, *et al.*, 2010).

Nesse cenário, a fruticultura vem se destacando como um dos setores mais fortes e promissores ao nível de comércio mundial, haja vista as transformações nos padrões de consumo, que se voltam para uma dieta mais saudável, a partir da utilização de produtos naturais. Tais transformações ocorreram pela preocupação crescente da população com aspectos referentes a problemas de saúde, especialmente os relacionados à obesidade, inerentes à má alimentação (FIORAVANCO, 2000; ZANCHI *et al.*, 2013; TOMICH, 1999).

A competitividade do setor agrícola, na visão de Cunha Filho (2005), é de suma relevância para diversos países em desenvolvimento. O referido segmento tem ajudado fortemente o aumento da produção e exportação no conjunto da economia nacional, auxiliando demasiadamente os resultados da balança comercial brasileira, especialmente no que concerne à geração de empregos no campo, principalmente no setor da fruticultura. Além disso, esse setor é responsável por parcela majoritária do valor das exportações nacionais, sendo importante instrumento para gerar divisas. Ademais, o constante crescimento das exportações brasileiras de frutas é atribuído aos avanços técnicos do setor produtivo, bem como à conquista de novos mercados consumidores.

Nesse cenário, insere-se o mamão, que, de acordo com Silva *et al.*, (2011), denota um desempenho satisfatório em relação ao desempenho da balança comercial agrícola, tendo elevado nível de competitividade, justificado pela relativa estabilidade econômica, desvalorização cambial e variáveis internas. Esse argumento é comprovado com suporte nos dados do Brasil (2018b), ao mostrarem que foram gerados aproximadamente 640 milhões de dólares com as exportações de mamão de 1997 a 2017, a partir de um volume de cerca de 604 milhões de quilogramas exportados, fazendo com que o Brasil ocupe o posto de segundo lugar no ranque mundial de exportadores de mamão, segundo a FAOSTAT (2018), ficando atrás apenas do México.

Vitti (2009) sinaliza, no entanto, para o fato de que, apesar da vantagem comparativa

que o Brasil oferece para a produção de frutas ante os demais países, a participação das frutas no mercado internacional ainda é modesta. Isso decorre de vários aspectos, dentre os quais se destacam os apresentados por Nachreiner e Santos (2002) e Passoni *et al.* (2006), que tratam-se da presença de barreiras fitossanitárias impostas pelos principais exportadores das frutas nacionais; altas cargas tributárias em todo o processo de produção e comercialização, bem como elevadas taxas de juros; inexistência de políticas que visem à defesa fitossanitária dos frutos nacionais; qualidade inapropriada da produção; ineficiência inerente ao marketing; dificuldades de infraestrutura, com problemas diversos em estradas, portos e aeroportos, prejudicando o escoamento do que é produzido, dentre outros.

Assim, considerando o forte potencial no setor frutícola brasileiro, Vitti (2009) sinaliza que é necessária uma intensificação na competitividade do setor, e isso passa pela sua maior integração, fator que de acordo com Fackler e Goodwin (2001), estimula a maior inserção dos frutos brasileiros no mercado internacional.

Desse modo, considerando o forte potencial frutícola brasileiro, e tendo em vista a importância desempenhada pelo mamão nos anos recentes, esta dissertação tem como objetivo analisar o desempenho das exportações brasileiras de mamão. Para tanto, divide-se em dois capítulos. No primeiro, procura-se analisar a integração dos preços de exportação no mercado brasileiro de mamão, considerando os custos de transação, a partir da aplicação do Modelo Vetorial de Correção de Erro com *Threshold* (TVEC). No segundo, buscam-se analisar os determinantes das exportações do mamão brasileiro, à luz do modelo gravitacional.

Conforme Mendonça *et al.* (2011) e Soares, Silva e Lima (2011) tais análises se revestem de importância, na medida em que são essenciais para o planejamento produtivo, comercialização, previsão e elaboração de políticas públicas voltadas ao setor, produzindo reflexos positivos sobre as exportações desse fruto para o mercado internacional.

## CAPÍTULO 1

### INTEGRAÇÃO ESPACIAL DOS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO MAMÃO BRASILEIRO SOB A ÓTICA DOS CUSTOS DE TRANSAÇÃO NO PERÍODO DE 2001 A 2017

#### 1 INTRODUÇÃO

A fruticultura brasileira é considerada como uma das mais diversificadas em todo o mundo. Sua área de cultivo ultrapassa dois milhões de hectares e promove resultados relevantes no que se refere à geração de emprego e renda, no âmbito do mercado interno e externo. Em termos de produção, o Brasil apresenta-se como o terceiro maior produtor de frutas no âmbito mundial, atrás apenas da China e da Índia (BRASIL, 2018a). De acordo com Matos, Ninaut e Caiado (2008), o desempenho da fruticultura brasileira faz com que o agronegócio nacional ocupe parcela importante do Produto Interno Bruto (PIB). Para Carvalho e Miranda (2009), essa posição do País em relação à dinâmica produtiva de frutas se dá graças às condições climáticas e ambientais, que contribuem para o desenvolvimento de vários tipos de cultivos.

Considerando a vasta gama de produtos frutícolas brasileiros, o mamão ocupa um papel relevante. Segundo Serrano e Cattaneo (2010), o mamão (*Carica papaya L.*), faz parte da família *Caricaceae*, sendo um dos frutos de grande importância em regiões tropicais e subtropicais, uma vez que é um dos mais cultivados e consumidos nessas regiões por ser importante fonte de cálcio e provitamina A e vitamina C (ácido ascórbico).

De acordo com Hardisson *et al.* (2001) e Wall (2006), tanto o mamão como os seus derivados apresentam-se como uma rica fonte de minerais, como magnésio, potássio, boro e cobre. Ademais, Nakasone e Paull (1998), Ahmed, Shivhare e Sandhu (2002) e Tansakul *et al.* (2012), sugerem que seu consumo pode ser realizado *in natura* ou processado de maneiras distintas, como em fatias desidratadas, saladas, sucos, néctares, sorvetes, purês, geleias ou frutas secas. Anibijuwon e Udeze (2009) reforçam a importância nutritiva do mamão, ao afirmarem que suas diferentes partes, como os frutos, sementes, casca, folhas, raízes e látex, têm sido empregadas no tratamento de várias doenças, a exemplo da icterícia, incômodos estomacais, dengue, micose, lombrigas, problemas urinários, atividade anti-hemofílica, obesidade e hipertensão arterial, gerando, portanto, benefícios medicinais, além dos benefícios nutricionais.

O mamão é produzido de maneira comercial em aproximadamente 34 países. Considerando o valor da produção para o ano de 2013, destacam-se a Índia (US\$



1.973.315.551), o Brasil (US\$ 817.102.178) e a Nigéria (US\$ 316.721.582). Os principais exportadores do fruto, para o mesmo ano e o valor das exportações, foram México, Brasil e Estados Unidos, com US\$ 65.850.000, US\$ 41.803.000 e US\$ 25.917.000, respectivamente (FAOSTAT, 2018). Nesse sentido, evidencia-se a importância do Brasil no panorama internacional da produção e exportação do mamão.

No contexto interno brasileiro, segundo dados do Brasil (2018b), de 1997 a 2017, foram exportados 604.755.514 quilogramas de mamão (papaia), capazes de gerar US\$ 640 toneladas para o agronegócio nacional. Dentre os principais importadores do mamão brasileiro, destacam-se os países europeus e os EUA, que, juntos, representam aproximadamente 96% do valor das exportações do referido fruto no período mencionado.

A exportação brasileira de mamão está concentrada nos Estados do Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba. Segundo o Brasil (2018b), parcela majoritária (89,84%) do volume de exportações nacionais desse produto é proveniente desses quatro estados, sendo que, em média, o Espírito Santo lidera o valor exportado, com 53,22% do montante total, seguido dos Estados do Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba com, 15,71%, 15,38% e 5,53%.

Apesar da importância desse produto como gerador de divisas, Black (2015) sinaliza que o Brasil possui forte dependência das exportações de produtos agrícolas, como é o caso do mamão, e estes registram grandes variações em seus preços, que, de acordo com Campos (2007), produzem instabilidades nas rendas dos produtores e, conseqüentemente, exportadores, influenciando negativamente a produção e a comercialização do produto. Além disso, Edet, Akpan e Patrick (2014) ressaltam que o mamão é caracterizado por apresentar problemas de sazonalidade, volume e elevada perecibilidade, de modo que seu manejo constitui grande desafio para os agricultores.

No que concerne à fruticultura nacional destinada à exportação, Nogueira (2011) mostra que o desconhecimento das normas de qualidade, utilização imprópria de agrotóxicos e os problemas de infraestrutura no transporte, logística, armazenagem e manuseio nos portos mostram-se como as principais dificuldades, que ensejam, conforme Edet, Akpan e Patrick (2014), variações de preços entre as regiões, áreas urbanas e rurais.

Assim, faz-se relevante compreender como se dá o processo de integração dos preços de exportação do mamão brasileiro. Segundo Mendonça *et al.* (2011), no Brasil, a análise de integração de mercados traz implicações relevantes no que concerne à obtenção de informações importantes para os partícipes dos mercados agrícolas e para o setor público. Tabosa *et al.* (2012) complementam afirmando que essas informações são essenciais para os produtores, auxiliando o crescimento (ou diminuição) das safras, estocagem da produção,

venda na entressafra; para os empresários industriais, que visam a produzir com o menor custo de transação possível, obtendo lucros mais elevados; e para o setor público, no sentido de adotar políticas que aprimorem o escoamento produtivo e possam fornecer subsídios à produção e comercialização do que é produzido. Tardelli (2012), porém, sinaliza que parcela majoritária dos estudos que tratam da integração de mercados tem contemplado relações lineares entre os mercados, estimadas via modelos tradicionais, como o Modelo Autoregressivo Vetorial (VAR) ou o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC).

Como apontam, entretanto, Alves e Lima (2010), a literatura moderna considera a ocorrência dos custos de transação como o principal fator que prejudica a integração dos mercados, uma vez que tais custos comprometem o acesso às informações e dificultam a ocorrência de transmissão de preços, problematizando as relações comerciais entre mercados distintos. Nesse contexto, Meyer (2004) recomenda a aplicação de modelos de cointegração que considerem os custos de transação, como o Modelo de Correção de Erro Vetorial com *Threshold* (TVEC).

Em face dessas considerações, este ensaio procura analisar a integração dos preços de exportação no mercado brasileiro de mamão, considerando os custos de transação, no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017. Especificamente, pretende-se analisar a integração espacial dos mercados exportadores de mamão entre os estados do Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba, por serem os principais exportadores desse fruto, aplicando-se um modelo vetorial de correção de erro (TVEC), e determinar o parâmetro *threshold* que representa o custo de transação entre esses mercados, buscando estimar o efeito dos custos de transação no processo de transmissão de preços nos referidos mercados.

Alguns estudos já procuraram incorporar os custos de transação em análises de integração de diferentes mercados por meio dos modelos TAR e M-TAR, como é o caso de Cunha, Lima e Braga (2010) e Costa Junior et al. (2015), que analisaram a integração espacial do mercado do boi gordo e mel natural, respectivamente, bem como mediante a aplicação do modelo TVEC, como é o caso de Mattos, Lima e Lírio (2009); Cunha, Silva Neto e Scalco (2015); Caixeta, Cunha e Wander (2016); e Silva (2017), que estudaram, de maneira respectiva, os mercados do boi gordo, milho, algodão e milho. Entretanto, detectou-se a ausência de estudos com ênfase no mercado exportador de mamão, sendo relevante um estudo potencial nesse sentido.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

A presente seção apresenta o conceito de integração de mercados, garantido pela arbitrariedade espacial dos agentes econômicos e a influência dos custos de transação na transmissão de preços entre diferentes mercados.

### 2.1 Integração de mercados, Lei do Preço Único e arbitragem espacial

Como indicam Alves e Lima (2010), a literatura sugere que o estudo da integração de mercados se refere à interdependência de mercados regionais espacialmente localizados em relação ao fluxo de mercadorias, informações e preços. Nesse sentido, a integração de mercados localizados em diferentes regiões corresponde à análise de como a informação inclusa nos preços das *commodities* transmite-se de um mercado para outro. Assim, um determinado mercado é considerado como integrado se este for formado por um grupo de regiões que, no longo prazo, comercializam o mesmo bem, utilizando-se das mesmas informações.

De acordo com Fackler e Goodwin (2001), o fato de mercados separados espacialmente compartilharem informações similares no longo prazo faz com que os preços de um mercado integrado sejam influenciados tanto pela dinâmica de oferta e demanda do mercado local, quanto pelas condições de mercado das demais regiões. Com efeito, pode-se observar a integração de mercados como a maneira de mensurar o grau em que os choques de demanda e oferta se transmitem entre as regiões, ou seja, há, conforme Faminow e Benson (1990), uma interdependência no mecanismo gerador de preços.

Para Costa e Ferreira Filho (2000), o fundamento teórico que se refere à integração de mercados é dado pela Lei do Preço Único (LPU), que pode se manifestar de três maneiras: fraca, diante da condição de arbitragem; agregada, mostrada em termos de índice de preço e denominada como Paridade do Poder de Compra; e forte, onde se considera que o comércio apresente continuidade e garanta a condição de arbitragem. A lógica da LPU consiste na noção de que, removidos os custos de transporte, mercados regionais que se relacionem a partir das trocas comerciais e da arbitrariedade, terão um produto com preço único e comum. A mencionada lei sugere que os preços de bens que são transacionados por mercados regionais distintos tendem, no longo prazo, a chegarem ao equilíbrio.

O elemento fundamental que proporciona a integração de mercados é, para Fackler e Goodwin (2001), a arbitragem espacial. Como salienta Rosado (2006), o conceito de

arbitragem consiste no ato de comprar um dado produto em determinado mercado em que seu preço seja mais reduzido, e, conseqüente, vender esse bem em um mercado no qual seu preço esteja mais elevado, após a compensação dos custos de transação. Assim, as ações dos arbitradores espaciais irão garantir que, considerando dois mercados distintos, a máxima diferença entre os preços de um mesmo produto será a do custo de transporte desse produto de um mercado com preço mais alto para o mercado com preço mais reduzido.

Ardeni (1989) indica que a existência da arbitrariedade faz com que o preço de um dado produto aumente, em mercados com preços reduzidos, em face do crescimento da demanda, e diminua em mercados com preços mais elevados, em função do acréscimo acometido sobre a oferta. Desse modo, a arbitragem permanece até que os preços desses mercados se equilibrem.

Matematicamente, a abordagem espacial pode ser expressa, conforme Fackler e Goodwin (2001), pela equação (1):

$$P_j - P_i \leq CT_{ij} \quad (1),$$

em que:  $P_j$  e  $P_i$  representam os preços de um determinado bem nos locais  $j$  e  $i$ , respectivamente; e  $CT_{ij}$  correspondem aos custos de se transferir o bem entre os locais  $j$  e  $i$ , podendo, conforme Rosado (2006), ser considerado como os custos de transação, embora Mattos, Lima e Lírio (2009) ressaltem que o referido termo não é bem especificado pela literatura, podendo receber outras duas denominações - custos de transporte e de transferência.

Barrett (2001) decompõe os custos de transação e os caracterizam a partir de todos os custos ligados ao processo, expressando-os por meio da expressão algébrica (2):

$$CT_{ij} = t_{ij} + v_{ij} + a_{ij} + n_{ij} \quad (2),$$

em que os custos de transação ( $CT_{ij}$ ) são formados pelos custos de transporte de um produto homogêneo entre diferentes mercados ( $t_{ij}$ ); custos variáveis ( $v_{ij}$ ) referentes às taxas, seguro de cargas, contratos, gastos financeiros, *hedging*, acolhimento de padrões sanitários e fitossanitários, impostos por meio de barreiras técnicas, dentre outros custos variáveis; tributos incidentes sobre as operações do comércio externo ( $a_{ij}$ ); e por custos que não podem ser medidos ( $n_{ij}$ ), a exemplo dos custos de oportunidade ou relacionados à procura por informações.

Tsay (1998) assegura, porém, que podem ocorrer problemas referentes à confirmação da Lei do Preço Único e conseqüente integração de mercados, haja vista a possibilidade de ocorrência de pequenos diferenciais nos preços gerados com a existência de fatores distintos,

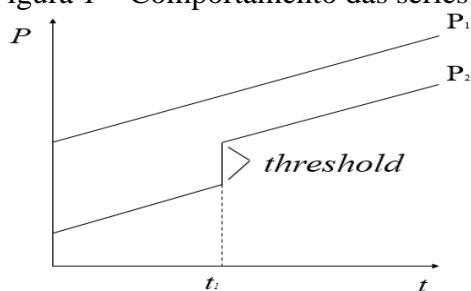
como os custos de transporte. Esse cenário desestimula os agentes econômicos a praticarem a arbitrariedade. Dessa maneira, a arbitrariedade ocorre apenas quando as diferenças nos preços são significativas ou o lucro potencial é superior aos custos de transação. Assim, Balcombe, Bailey e Brooks (2007) sinalizam que a existência de custos elevados de transporte e demais imperfeições de mercado podem influenciar a reduzida transmissão nos preços entre mercados espacialmente separados, invalidando a Lei do Preço Único e a perfeita integração de mercados, por consequência.

Além dessa limitação da LPU quanto aos possíveis problemas que podem dificultar o processo eficiente de arbitragem, Rosado (2006) evidencia que, embora a LPU tenha importância, no que se refere aos estudos de integração entre mercados, ela apresenta mais duas limitações relevantes: i) utilização dos pressupostos da concorrência perfeita, que não se verifica em grande parte dos mercados; ii) exigência de que um dos preços se determine de maneira exógena, sendo que os preços podem, em mercados distintos, determinarem-se de modo simultâneo, uma vez que os agentes são participantes em vários mercados.

Os custos de transação ocorrem, segundo Fiani (2002), quando os agentes econômicos precisam recorrer ao mercado. De acordo com González-Rivera e Helfand (2001), tais custos representam os custos legais e de negociação, bem como a realização de contratos, impostos e demais custos, como os financeiros, de transporte e de oportunidade, referentes ao tempo alocado à procura de informações.

Balke e Fomby (1997) desenvolveram o modelo de cointegração com *threshold*, ou limiares, que configura a combinação da cointegração com a não linearidade. De acordo com Costa Júnior *et al.*, (2015), a mensuração dos parâmetros de *threshold* possibilita ao pesquisador medir a intensidade da diferença existente entre o excedente e o grau de ajuste necessário para que os preços de mercados regionais separados se equilibrem no longo prazo. Assim, Siqueira (2007) expressa a não linearidade entre séries de preços de mercados espacialmente localizados, dada pela presença do efeito *threshold* em dado intervalo temporal, conforme ilustrado na Figura 1.

Figura 1 – Comportamento das séries de preços, considerando o efeito *threshold*



Fonte: Siqueira (2007, p. 34).

Ainda de acordo com Siqueira (2007), a mencionada figura sugere que, em um momento anterior e posterior ao tempo  $t$ , as duas séries de preços apresentam um comportamento comum, que se modifica quando se considera exatamente o momento  $t$ . Essa dinâmica indica que as duas séries denotam cointegração antes e depois do tempo  $t$ . Com efeito, a aplicação de um modelo de cointegração simples pode desconsiderar a ocorrência de cointegração entre séries de preços. A inclusão do efeito *threshold* na análise, no entanto, pode detectar a cointegração, mesmo em situações de não linearidade, como essa. Assim, é recomendado que se observe o efeito *threshold* quando não se nota a presença de cointegração entre as séries estudadas.

Goodwin e Piggot (2001) acentuam que os *thresholds* mensurados representam, de modo consistente, os custos de transação, e seus valores apresentam uma relação direta e positiva com a distância entre os mercados.

Balcombe, Bailey e Brooks (2007) ressaltam ainda a possibilidade de que o processo de arbitragem ocorra, considerando haver custos de transação. Para tanto, os autores incluem, em análise, o tempo para que o custo de transação aconteça de uma localidade para outra, tendo em vista seus preços, e consideram dois mercados espacialmente localizados, M e N, que transacionam o mesmo produto, com  $CT_t^{MN}$ , representando o custo de transação no tempo  $t$  entre os mercados M e N, e com os preços correntes podendo ser apresentados por  $P_t^M$  e  $P_t^N$ . Assim, as trocas comerciais entre os mercados M e N ocorrerão em caso da verificação da seguinte relação:  $P_t^M + CT_t^{MN} \leq P_t^N$ . Caso a relação observada seja  $P_t^M + CT_t^{MN} > P_t^N$ , não ocorrerão arbitragem nem barganhas de lucros, o que pode gerar a interrupção das relações comerciais entre os mercados M e N. Além disso, havendo a relação  $P_t^M + CT_t^{MN} > P_t^N$ , os mercados poderão se mostrar como integrados, desde que, no longo prazo, a relação  $P_t^M + CT_t^{MN} \leq P_t^N$  também exista, em razão da falta de comércio ou possíveis falhas de comercialização geradas a partir do relativo excesso de produtos em cada mercado.

Ademais, existe uma tendência de que os arbitradores movimentem os preços até o ponto em que as distinções nesses preços sejam equiparadas aos custos de transação, quando se trata de um mercado competitivo. Os possíveis desvios de curto prazo que podem ocorrer são de caráter transitório. A implicação desse fato consiste na ideia de que custos de transação mais elevados tendem a alavancar a possibilidade de segmentação entre os mercados. Como consequência, os mercados passarão a determinar as próprias demandas e ofertas, relacionando-se dentro da região de preços formada pelos custos de transação, formando o

que poderia ser denominado de “região neutra”, onde não ocorre integração. Embora a região possa estar integrada com o restante do mercado, é provável que o custo mais elevado de transferência de bens e de informações para ou desta localidade influencie os ajustamentos aos choques de oferta e demanda, que irão demandar um tempo maior. Assim, a suposição é de que menores custos de transação irão implicar em integrações mais elevadas de mercado (FACKLER; GOODWIN, 2001; MATTOS; LIMA; LÍRIO, 2009).

### 3 METODOLOGIA

Esta seção apresenta o instrumental metodológico empregado na pesquisa, que consiste no Modelo Vetorial de Correção de Erro com *threshold*, e traz a descrição e fonte das variáveis contempladas no estudo.

#### 3.1 Modelo vetorial de correção de erro com threshold (TVEC)

Conforme Meyer (2004), análises referentes à integração de mercados considera, de modo mais comum, a técnica de cointegração. No caso de mercados espacialmente integrados, em que não é evidente o relacionamento causal dos preços entre distintas regiões, a utilização de modelos de correção de erro vetorial (VEC) mostra-se mais apropriada, sendo muito popular em virtude da sua intuição interpretativa.

Mattos, Lima e Lírio (2009), no entanto, ressaltam que o emprego de um modelo VEC para mensurar o grau de ajuste nos preços tem uma suposição subjacente, que se trata do fato de que o nível de ajuste dos preços, ocasionado por desvios do equilíbrio de longo prazo, possuir uma relação linear e contínua com a grandeza desses desvios. Dessa forma, o ajuste dos preços nos mercados ocorrerá mesmo nos casos em que os desvios forem muito reduzidos. Essa pressuposição implícita, que consiste na desconsideração da influência dos custos de transação sobre o processo de ajustamento dos preços, leva a resultados inconsistentes e viesados.

Assim, dentre as abordagens que buscam superar essa limitação, a inclusão do efeito de limiares, ou *thresholds*, nos modelos de correção de erro vetorial (VEC) origina os chamados “Modelos Vetoriais de Correção de Erro com *Threshold* (TVEC)”, que ocupam posição de destaque na literatura especializada (GOODWIN; PIGGOTT, 2001; MATTOS; LIMA; LÍRIO, 2009).

Em sendo assim, diferentemente do modelo VEC, que pressupõe que o ajustamento de preços no longo prazo se dá com velocidade constante, e a fim de modelar distintas velocidades de ajuste de preços para o equilíbrio nos mercados exportadores de mamão no Brasil, o tradicional VEC é ampliado a um TVEC. A referida extensão, proposta em Hansen e Seo (2002) e apresentada por Meyer (2004), pode ser expressa, de acordo com Mattos, Lima e Lírio (2009), pelas equações (3) e (4):

- i) Modelo VEC (desconsiderando o efeito *threshold*):



$$\begin{bmatrix} \Delta P_t^M \\ \Delta P_t^N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{M,M} & \beta_i^{M,N} \\ \beta_i^{N,M} & \beta_i^{N,N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta P_{t-i}^M \\ \Delta P_{t-i}^N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1^M \\ \theta_1^N \end{bmatrix} [\text{TCE}_{t-1}] + \begin{bmatrix} \mu_1^M \\ \mu_1^N \end{bmatrix} \quad (3)$$

ii) Modelo TVEC<sub>2</sub> (Considerando o efeito *threshold*):

Regime 1

$$\begin{bmatrix} \Delta P_t^M \\ \Delta P_t^N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{M,M} & \beta_i^{M,N} \\ \beta_i^{N,M} & \beta_i^{N,N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta P_{t-i}^M \\ \Delta P_{t-i}^N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1^M \\ \theta_1^N \end{bmatrix} [\text{TCE}_{t-1}] + \begin{bmatrix} \mu_1^M \\ \mu_1^N \end{bmatrix}$$

Caso  $|\text{TCE}_{t-1}| \leq \gamma$

Regime 2

$$\begin{bmatrix} \Delta P_t^M \\ \Delta P_t^N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{M,M} & \beta_i^{M,N} \\ \beta_i^{N,M} & \beta_i^{N,N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta P_{t-i}^M \\ \Delta P_{t-i}^N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_2^M \\ \theta_2^N \end{bmatrix} [\text{TCE}_{t-1}] + \begin{bmatrix} \mu_1^M \\ \mu_1^N \end{bmatrix}$$

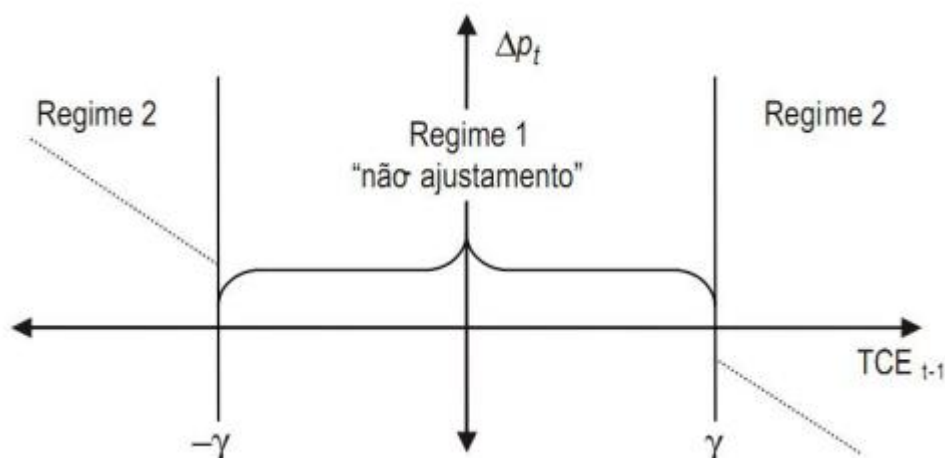
Caso  $|\text{TCE}_{t-1}| > \gamma$

(4)

em que o termo  $\Delta P_t^k$  se refere às modificações nos preços nos k mercados entre períodos subsequentes;  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  correspondem aos termos representativos do intercepto;  $\beta_i^{k,k}$  trata-se dos coeficientes das n defasagens sofridas pelo regressando, sendo i representativo das defasagens (1,2,...,n) e k relacionado aos mercados M e N;  $\theta_1^k$  e  $\theta_2^k$  associados aos coeficientes de ajustamento, que representam a parcela do equilíbrio de longo prazo, excluída em cada período;  $\text{TCE}_{t-1}$  está relacionado ao termo de correção de erro, com defasagens entre os períodos;  $\mu_1^k$  refletem os erros estocásticos; e o parâmetro *threshold* é dado pelo termo  $\gamma$ . Assim, Mattos, Lima e Lírio (2009) sugerem que o modelo TVEC com apenas um *threshold* ( $\gamma$ ), expresso em (4), considera a adoção de dois regimes diferentes no que concerne ao nível de ajuste de preços, de modo que, quando o parâmetro *threshold* ( $\gamma$ ) for menor do que o termo ( $|\text{TCE}_{t-1}|$ ), que representa o desvio de equilíbrio do longo prazo, adota-se o regime 2; quando houver o inverso, ou a igualdade entre o parâmetro  $\gamma$  e o termo  $|\text{TCE}_{t-1}|$ , aplica-se o regime 1.

A dinâmica do processo de ajustamento de preços, tendo em vista as possibilidades de adoção de um dos regimes apresentados anteriormente, é ilustrada por meio da Figura 2, elaborada por Meyer (2004). Conforme Tardelli (2012), pode-se observar que, em termos absolutos, os choques de preços menores do que o valor *threshold* ( $\gamma$ ) está no regime 1. Nesse regime, o processo de ajustamento de preços não se verifica, não ocorrendo, assim, a transmissão de preços entre os mercados. A zona de transmissão é verificada no regime 2.

Figura 2 – Efeito do termo de correção do erro no processo de ajustamento de preços



Fontes: Meyer (2004) e Mattos, Lima e LÍrio (2009).

Mattos (2008), entretanto, sinaliza que a região a compreender o regime 1, onde não ocorre o processo de ajustamento, não implica necessariamente na não integração de determinados mercados, podendo significar somente a não integração de preços, que é gerada por conta dos custos de transação, postos em questão, bem como pelo efeito da arbitragem.

De maneira geral, Meyer (2004) sugere que o modelo TVEC deve ser estimado com base em um processo que possui três fases: i) inicialmente, deve-se realizar o teste de estacionariedade das séries consideradas, por meio dos testes de raízes unitárias, como é o caso do teste de Dickey Fuller Aumentado, conhecido como teste ADF; ii) na sequência, observada a ausência de raiz unitária nas séries de preços estudadas, procede-se a verificação da cointegração sobre elas, bem como se faz a estimação de um modelo VEC padrão, com o número de defasagens sendo determinado pelo critério de Akaike; e a determinação do parâmetro  $\gamma$ , para que se torne possível a estimação do TVEC restrito; iii) por fim, deve-se identificar se o parâmetro  $\gamma$  apresenta-se estatisticamente significativo, por meio do teste de Hansen e Seo (2002), em que a hipótese nula diz respeito à cointegração linear das séries, e a hipótese alternativa refere-se à cointegração com *threshold*.

Assim, no presente estudo, optou-se, com vistas a verificar a existência de raiz unitária ou não nas séries de preços, aplicar o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF). A fim de tornar os resultados da análise mais robustos, optou-se também por aplicar o teste de Hilleberg, Engle, Granger and Yoo (HEGY) para raízes unitárias sazonais. Já no caso da verificação da existência de cointegração, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen.

O procedimento adotado por parte de Hansen e Seo (2002) possui os seguintes critérios: i) inicialmente constrói-se a chamada “grade de busca dimensional” entre os postulantes ao posto de vetor de cointegração ( $\beta$ ) e os presumíveis valores do *threshold* ( $\gamma$ );

assumindo que os erros seguem distribuição normal, independente e identicamente distribuída, para cada par de valores  $(\beta, \gamma)$ , é necessário que se adote o modelo de máxima verossimilhança para mensurar o restante dos parâmetros do modelo; iii) determinar o pareamento estimado de  $(\beta, \gamma)$ , que minimizem o termo  $\log|\Sigma(\beta, \gamma)|$ , que se refere ao determinante da matriz de covariâncias  $(\beta, \gamma)$ ; iv) dado o pareamento estimado  $(\beta, \gamma)$ , gerem-se os valores dos parâmetros do modelo.

Tardelli (2012) ressalta que a estimação do *threshold* não pode ocorrer sem a inclusão de um número mínimo de observações e, assim, seguindo a sua recomendação, será adotado um percentual mínimo de 10% de observações para cada regime. Ademais, o autor indica que se aplique *bootstrap* para o cálculo dos p-valores, haja vista a atuação exclusiva de determinados parâmetros na hipótese alternativa do teste de Hansen e Seo (2002), que o torna não convencional.

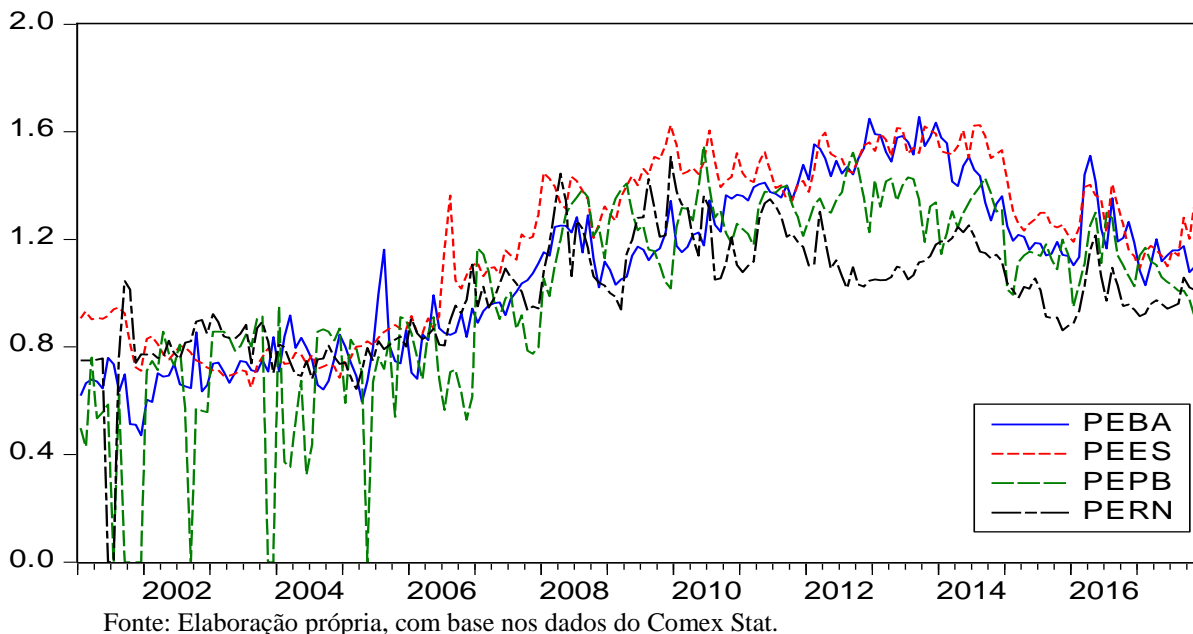
### 3.2 Fontes de dados

Para se analisar a integração espacial dos mercados exportadores de mamão no Brasil, considerando os custos de transação, são utilizadas as séries de preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo (PEES), Rio Grande do Norte (PERN), Bahia (PEBA) e Paraíba (PEPB), por serem os exportadores mais representativos dessa *commodity* em esfera nacional. Os dados são expressos em dólares por quilogramas de mamão e possuem periodicidade mensal com início em janeiro de 2001, encerrando-se em dezembro de 2017. A escolha desse período se deu graças ao fato de os estados denotarem uma disponibilidade mais consistente de dados, o que possibilita a adoção dos métodos de séries temporais. Ademais, ressalta-se que as séries de preços foram de natureza FOB (*free on board*), classificados de acordo com a Nomenclatura Comum do MERCOSUL (NCM) e coletadas por meio do Sistema de Disseminação das Estatísticas de Comércio Exterior Brasileiro do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, denominado Comex Stat, da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). A consulta dos dados se dá por meio do código NCM com oito dígitos (08072000) relacionado aos mamões (papias) frescos.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O comportamento dos preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba pode ser visualizado na Figura 1. Percebe-se que os referidos preços não esboçam, ao longo do tempo, uma tendência linear bem determinada. Ademais, pode-se notar que as séries consideradas se movimentaram predominantemente de maneira conjunta, o que pode sugerir a existência de cointegração entre elas, e, portanto, relações de equilíbrio de longo prazo. A confirmação de tal hipótese, no entanto, necessita de uma análise mais minuciosa, que pressupõe a realização de testes econométricos de cointegração, a fim de que se possa obter precisão na afirmativa.

Figura 3 – Comportamento dos preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo (PEES), Rio Grande do Norte (PERN), Bahia (PEBA) e Paraíba (PEPB), de janeiro de 2001 a dezembro de 2017



### 4.1 Testes de raiz unitária

Para confirmar se as séries de preços analisadas possuem raízes unitárias quando analisadas em nível, mas passam a mostrar estacionariedade quando observadas em primeira diferença, adotaram-se os testes de raízes unitárias de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), com defasagens baseadas no critério de AIC (Akaike Info Criterion), e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). Os resultados do teste ADF, constantes na Tabela 1, sinalizam que as séries de preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba não são estacionárias em nível, uma vez que os valores calculados da estatística  $t$  são inferiores, em módulo, aos seus respectivos valores críticos, nos três modelos

analisados, considerando 1% de significância, ou seja, não se rejeitaram as hipóteses nulas de raízes unitárias nesses casos. Entretanto, quando diferenciadas, observou-se haver estacionariedade nas referidas séries.

Tabela 1 – Resultados dos testes ADF em nível e em primeira diferença para os preços logaritmizados das exportações mensais do mamão brasileiro, conforme os estados analisados no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Séries niveladas	Modelos ADF e as respectivas estatísticas de teste*			Séries em primeira diferença	Modelos ADF e as respectivas estatísticas de teste*		
	a	B	c		a	b	C
LPEES	-0,75	-1,36	-0,88	D(LPEES)	-12,21	-12,25	-10,00
LPERN	-2,22	-2,26	-2,33	D(LPERN)	-12,02	-11,99	-11,98
LPEBA	-1,85	-2,28	-0,95	D(LPEBA)	-7,41	-7,39	-7,42
LPEPB	-1,75	-1,83	-0,66	D(LPEPB)	-7,17	-7,20	-7,18

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

\* Os valores críticos obtidos ao nível de 1% foram -2,58, -3,99 e -3,46, para os modelos a (sem intercepto e sem tendência), b (apenas com o intercepto) e c (com intercepto e tendência), respectivamente.

Conforme se verifica na Tabela 2, o teste KPSS reitera a ideia de que todas as séries possuem raízes unitárias em nível, mas são estacionárias em primeira diferença, em ambos os modelos. Ademais, destaca-se que o estudo em questão considerou apenas os modelos com intercepto, haja vista que a Figura 1 não deixa clara uma tendência linear bem definida das séries ao longo do período em análise.

Tabela 2 – Resultados dos testes KPSS em nível e em primeira diferença para os preços logaritmizados das exportações mensais do mamão brasileiro, conforme os estados analisados no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Séries niveladas	Modelos KPSS e as respectivas estatísticas de teste*		Séries em primeira diferença	Modelos KPSS e as respectivas estatísticas de teste*	
	A	b		A	B
LPEES	2,49	0,79	D(LPEES)	0,15	0,22
LPERN	1,66	0,68	D(LPERN)	0,66	0,03
LPEBA	2,87	0,76	D(LPEBA)	0,16	0,04
LPEPB	2,36	0,63	D(LPEPB)	0,14	0,02

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \* O modelo a refere-se ao modelo que incorpora apenas o intercepto, cujo valor crítico, ao nível de significância de 1%, foi de 0,74; e o modelo b diz respeito ao modelo com intercepto e tendência, e seu valor crítico, ao nível de significância de 1% foi de 0,22.

Além do teste convencional de raiz unitária, empregou-se o teste de Hilleberg, Engle,

Granger *and* Yoo (HEGY) de raiz unitária sazonal, haja vista sua maior robustez. Em sua especificação, incluiu-se o termo de intercepto e as defasagens basearam-se no critério de Schwartz. Os resultados, mostrados na Tabela 3, indicam que as séries de preços de exportação de mamão contempladas não expuseram raiz unitária sazonal, como se pode perceber pela significância estatística de  $\pi$ , bem como não foram identificadas raízes unitárias semi-anuais, tampouco raízes unitárias complexas nos pares  $\pi_i$ 's estudados.

Tabela 3 – Resultados dos testes de HEGY para identificação de raízes sazonais nos preços logaritimizados das exportações mensais do mamão brasileiro, conforme os estados analisados no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Frequência/Coefficientes	Séries			
	LPEES	LPERN	LPEBA	LPEPB
Defasagens <sup>1</sup>	0	0	0	3
$0/\pi_1$	-1,49 <sup>NR</sup>	-1,78 <sup>NR</sup>	-2,52 <sup>NR</sup>	-2,28 <sup>NR</sup>
$\pi/\pi_2$	-3,41***	-4,31***	-5,42***	-2,25*
$\frac{\pi}{2} / \pi_3 \text{ e } \pi_4$	23,57***	12,8***	23,29***	5,25**
$\frac{2\pi}{3} / \pi_5 \text{ e } \pi_6$	13,79***	15,96***	23,44***	6,36**
$\frac{\pi}{3} / \pi_7 \text{ e } \pi_8$	19,52***	15,05***	15,31***	11,60***
$\frac{5\pi}{6} / \pi_9 \text{ e } \pi_{10}$	18,26***	14,45***	15,34***	17,98***
$\frac{\pi}{6} / \pi_{11} \text{ e } \pi_{12}$	17,46***	27,91***	14,81***	11,71***
$\frac{\pi}{6}, \pi_{12}$ - complexa	85,53***	43,67***	47,92***	13,22***
$\pi_{2,\dots}, \pi_{12}$ - complexa	92,51***	66,63***	49,10***	17,18***

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Notas: (1) As defasagens foram obtidas por meio do critério de Schwarz; <sup>NR</sup> sinaliza para a não rejeição da hipótese nula; \*\*\* e \*\* indicam a rejeição de  $H_0$  a 1% e 5% de significância, respectivamente, em que os valores críticos baseiam-se em Franses e Hobijn (1997).

## 4.2 Determinação do número de defasagens

Como visto nos testes de raiz unitária, as séries de preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba foram integradas de mesma ordem, qual seja, I(1). Dessa maneira, pode-se empregar o teste de cointegração de Johansen, a fim de se analisar se as séries são cointegradas, e, por conseguinte, possuem relacionamento de longo prazo. No entanto, antes da realização do referido teste, se torna necessário

determinar o número apropriado de defasagens para estimação do modelo VAR, por meio dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan Quinn (HQ). Os resultados da Tabela 4 indicam que os critérios de SC e HQ identificaram uma defasagem em todas as séries relacionadas. Portanto, escolheu-se uma defasagem para estimar o modelo VAR.

Tabela 4 – Indicação do número de defasagens para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos estados considerados, de janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Séries pareadas	Defasagens	Schwarz (SC)	Hannan Quinn (HQ)
LPEES X LPERN	1	-1,117*	-1,123*
LPEES X LPEBA	1	-1,087*	-1,094*
	12	-1,019	-1,073
LPEES X LPEPB	1	-9,559*	-9,624*
	5	-9,352	-9,588

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Nota: \* refere-se à ordem indicada pelo critério.

### 4.3 Teste de cointegração de Johansen, Vetor de Correção de Erros (VEC) e testes de hipóteses sobre os parâmetros $\beta$

Conforme foi observado na análise gráfica das séries de preços consideradas, mostrada na seção 4.1, as séries expuseram, aparentemente, relações de equilíbrio de longo prazo, visto que se movimentaram de modo conjunto no período estudado, havendo certa estabilidade nas diferenças entre elas. Para confirmar essa afirmação, adotou-se o teste de cointegração de Johansen, por meio da aplicação das estatísticas do traço e do máximo autovalor. Os resultados são expressos na Tabela 5.

Tabela 5 - Resultados do teste de cointegração de Johansen para os preços de exportação do mamão brasileiro, conforme os estados analisados no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Séries pareadas	Teste do Traço			Teste do Máximo Autovalor		
	Hipótese nula	Estatística do teste	Valor crítico (5%)	Hipótese nula	Estatística do teste	Valor crítico (5%)
LPERN X LPEES	r=0	27,44**	19,96	r=0	25,03**	15,67
	r≤1	2,42 <sup>NR</sup>	9,24	r≤1	2,42 <sup>NR</sup>	9,24
LPEBA X LPEES	r=0	37,4**	19,96	r=0	34,82**	15,67
	r≤1	2,59 <sup>NR</sup>	9,24	r≤1	2,59 <sup>NR</sup>	9,24
LPEPB X LPEES	r=0	40,77**	19,96	r=0	38,33**	15,67
	r≤1	2,44 <sup>NR</sup>	9,24	r≤1	2,44 <sup>NR</sup>	9,24

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\* Indica a rejeição da hipótese nula a 5% de significância; <sup>NR</sup> corresponde a não rejeição da hipótese a 5% de significância.

Os resultados do teste do traço e do máximo autovalor possibilitaram, para os três pares de mercados considerados, a rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração, ao nível de 5% de significância, haja vista que as estatísticas de teste calculadas foram superiores aos valores críticos, sendo aceitas as hipóteses alternativas de existência de um só vetor de cointegração em todos os casos.

As equações de cointegração das séries de preços consideradas foram  $LPEES = -0,15 + 1,76LPERN$ ;  $LPEES = -0,07 + 1,04LPEBA$  e  $LPEES = -0,14 + 1,06LPERN$ . As mencionadas equações sugerem que, tudo o mais constante, a variação de 1% no preço de exportação do mamão capixaba promove uma variação, no longo prazo, de 1,76%, 1,04% e 1,06% nos preços do mamão potiguar, baiano e paraibano, respectivamente. Nota-se, portanto, que as elasticidades de transmissão dos pares relacionados foram superiores à unidade, indicando que tais relações foram elásticas entre os mercados contemplados.

Em relação ao vetor de correção de erros, exposto na Tabela 6, considerando a relação entre  $LPERN$  x  $LPEES$ , tem-se que 15,3% do desequilíbrio de curto prazo, relacionado à trajetória de longo prazo, corrige-se a cada mês no Rio Grande do Norte, e, assim, o tempo de remoção dos desequilíbrios, nesse caso, é de seis a sete meses. A mesma lógica pode ser empregada na relação entre  $LPEBA$  x  $LPEES$ , em que os referidos desequilíbrios na Bahia são corrigidos em pouco menos de quatro meses, e no Espírito Santo de nove a dez meses. Por fim, a relação entre  $LPEPB$  x  $LPEES$  indica que são necessários de dois a três meses para que os desequilíbrios em questão sejam corrigidos, haja vista que 37,7% dos desequilíbrios de curto prazo, relativos à trajetória de longo prazo, são corrigidos mensalmente. Ademais, os dados da Tabela 6 também deixam claro que, quando considerada a relação entre  $LPEPB$  x  $LPEES$ , tem-se que a variação de 1% no preço de exportação do mamão paraibano, no mês anterior, ocasiona uma variação de 0,05% nos preços atuais do Espírito Santo. Tendo em vista o estudo de Santos e Sousa (2017), esse resultado poderia ser justificado pela participação de cada estado em suas vendas, voltadas tanto para o mercado externo, quanto para o mercado interno.



Tabela 6 – Resultados das estimações do VEC referentes aos preços de exportação do mamão no Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba - janeiro de 2001 a dezembro de 2017

LPERN X LPEES	$\Delta$ LPERN <sub>t</sub>	$\Delta$ LPEES <sub>t</sub>
Ect	0,153*** [5,001] (0,030)	0,002 [0,062] (0,025)
$\Delta$ LPERN <sub>t-1</sub>	0,012 [0,156] (0,074)	0,003 [0,057] (0,061)
$\Delta$ LPEES <sub>t-1</sub>	0,086 [0,903] (0,095)	0,053 [0,671] (0,061)
LPEBA X LPEES	$\Delta$ LPEBA <sub>t</sub>	$\Delta$ LPEES <sub>t</sub>
Ect	0,251*** [4,695] (0,054)	-0,102*** [-2,810] (0,036)
$\Delta$ LPEBA <sub>t-1</sub>	0,011 [-0,157] (0,075)	-0,039 [-0,771] (0,051)
$\Delta$ LPEES <sub>t-1</sub>	-0,131 [-1,185] (0,117)	-0,008 [-0,112] (0,075)
LPEPB X LPEES	$\Delta$ LPEPB <sub>t</sub>	$\Delta$ LPEES <sub>t</sub>
Ect	0,377*** [6,224] (0,061)	-0,031 [-1,391] (0,022)
$\Delta$ LPEPB <sub>t-1</sub>	0,026 [0,373] (0,070)	-0,050** [-1,977] (0,025)
$\Delta$ LPEES <sub>t-1</sub>	0,005 [0,025] (0,206)	-0,026 [-0,349] (0,075)

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Notas: \*\* indica significância a 5% e \*\*\* indica significância a 1%. Os valores entre colchetes representam as estatísticas t e os valores entre parênteses representam os desvios-padrão.

Conforme a literatura econométrica, a perfeita integração de mercado não pode ser validada pela simples presença de um vetor de cointegração entre as séries, portanto, não há garantias de participação de todas as séries no equilíbrio de longo prazo. Assim, tornam-se necessárias as imposições de restrições aos coeficientes  $\beta$ , cujos resultados são reproduzidos na Tabela 7.

Tabela 7 – Teste de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo ( $\beta$ ) do vetor de cointegração das séries mensais de preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo (LPEES), Rio Grande do Norte (LPERN), Bahia (LPEBA) e Paraíba (LPEPB) - janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Relação considerada	Hipótese nula testada	Razão de Máxima Verossimilhança	Valor Crítico*
LPEES x LPERN	$\beta$ LPEES=0	26,26***	6,63
	$\beta$ LPERN=0	34,55***	6,63
	$\beta$ LPEES= $\beta$ LPERN	33,36***	6,63
LPEES x LNPEBA	$\beta$ LPEES=0	29,12***	6,63
	$\beta$ LPERN=0	33,84***	6,63
	$\beta$ LPEES= $\beta$ LPEBA	32,26***	6,63
LPEES x LNPEPB	$\beta$ LPEES=0	27,44***	6,63
	$\beta$ LPEPB=0	41,41***	6,63
	$\beta$ LPEES= $\beta$ LPEPB	37,29***	6,63

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* indica significância a 1%.

De acordo com os resultados da Tabela 7, as relações de mercado do Espírito Santo com os mercados do Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba não exibem perfeita interação, haja vista que, em todos os casos, os valores da razão de máxima verossimilhança ultrapassaram seus valores críticos, ao nível de 5% de significância, o que possibilita a rejeição da hipótese nula de que as variações dos preços de exportação do mamão do Espírito Santo não são totalmente transmitidas aos demais mercados no longo prazo. Esses resultados invalidam a Lei do Preço Único para esses mercados.

Os valores dos testes de hipótese sobre o parâmetro  $\alpha$  são expostos na Tabela 8. Considerando-se as relações entre LPEES x LPERN, LPEES x LPEPB, observa-se a não rejeição da hipótese da exogeneidade fraca na série de preços de exportação do mamão no mercado do Espírito Santo, indicando que os preços desse Estado não reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos nos preços desse produto nos mercados potiguar e paraibano; e a rejeição da referida hipótese para os casos do Rio Grande do Norte e da Paraíba, sugerindo que os preços desses estados reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos no mercado capixaba. A relação entre LPEES x LPEBA, por sua vez, evidencia que os preços de exportação do mamão nesses estados não reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos entre si, dada a rejeição da hipótese de exogeneidade fraca nos dois casos.

Tabela 8 - Teste de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo ( $\alpha$ ) do vetor de cointegração das séries mensais de preços de exportação do mamão nos Estados do Espírito Santo (LPEES), Rio Grande do Norte (LPERN), Bahia (LPEBA) e Paraíba (LPEPB) - janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Relação considerada	Hipótese nula testada	Razão de Máxima Verossimilhança	Valor Crítico (1%)
LPEES x LPERN	$\alpha$ LPEES=0	0,24 <sup>NR</sup>	6,63
	$\alpha$ LPERN=0	33,78***	6,63
	$\alpha$ LPEES= $\alpha$ LPERN	24,62***	6,63
LPEES x LPEBA	$\alpha$ LPEES=0	6,94***	6,63
	$\alpha$ LPEBA=0	20,28***	6,63
	$\alpha$ LPEES= $\alpha$ LPEBA	32,86***	6,63
LPEES x LPEPB	$\alpha$ LPEES=0	0,14 <sup>NR</sup>	6,63
	$\alpha$ LPEPB=0	41,01***	6,63
	$\alpha$ LPEES= $\alpha$ LPEPB	39,39***	6,63

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* indica significância a 1%.

Ademais, nota-se que, em todos os casos, as velocidades de resposta das variáveis a uma determinada condição de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajustamento de longo prazo não foram estatisticamente iguais, ao longo do período analisado.

#### 4.4 Modelo Autorregressivo Vetorial de Correção de Erros com Threshold

Depois de verificadas as relações de cointegração para os pares de mercados considerados, procederam-se às estimativas do modelo TVEC entre os logaritmos dos preços de exportação do mamão dos Estados do Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba, haja vista a possível ocorrência de custos de transação entre os referidos estados. Inicialmente, optou-se por realizar o teste de não linearidade de Hansen e Seo (2002) para os pares de mercados, tendo como referência o Espírito Santo, a fim de observar se existem componentes de não linearidade entre eles que justifiquem a análise da influência dos custos de transação na integração de preços desses mercados, sendo os resultados expostos na Tabela 9.

Tabela 9 - Teste de não linearidade de Hansen e Seo (2002) para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos estados considerados - janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Séries relacionadas	Estatística de Teste	P-valor
LPEES x LPERN	30,15	0,44
LPEES x LPEBA	36,00	0,08
LPEES x LPEPB	36,41	0,09

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Conforme verificado, no caso de LPEES x LPEBA e LPEES x LPEPB, têm-se a rejeição da hipótese nula de linearidade e aceitação da hipótese alternativa de não linearidade, ao nível de 10% de significância, evidenciando que o modelo TVEC é o mais adequado. Para a relação entre LPEES x LPERN, no entanto, o modelo VEC é o que melhor se ajusta, haja vista a não rejeição da hipótese de linearidade.

O próximo passo reporta-se à da estimação dos valores dos parâmetros *thresholds* ( $\gamma$ ), a fim de se obterem os valores que, conforme Meyer (2004), possam representar os custos de transação envolvidos nas regiões relacionadas, sendo os resultados expressos na Tabela 10.

Tabela 10 - Valores de *threshold* obtidos para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos estados do Espírito Santo, Bahia e Paraíba - janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Séries relacionadas	Estimativas dos parâmetros ( $\gamma$ )
LPEES* x LPEBA	0,2710
LPEES* x LPEPB	0,2602

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Nota: \* Indica o mercado de referência.

Como demonstrado na Tabela 10, por meio dos parâmetros de *threshold* estimados, verifica-se que um choque nos preços de exportação do mamão no mercado do Espírito Santo, superior a 27,10% e 26,02%, consequência, por exemplo, de uma brusca elevação da demanda, geram um ajustamento de preços nos mercados da Bahia e Paraíba, respectivamente.

Com a obtenção dos parâmetros ( $\gamma$ ), pode-se dividir os modelos TVEC em dois regimes, *down* e *up*, especificados em (7). A divisão se dá pelo produto do logaritmo natural do preço de exportação médio do mamão pelo valor do *threshold*. Salienta-se que valores positivos dos parâmetros ( $\gamma$ ) indicam que parcela majoritária da totalidade de observações localiza-se no regime *down* ou região de “não ajustamento”, e o valor negativo do parâmetro ( $\gamma$ ) sugere que maior parcela das observações totais se encontra no regime *up* ou região de “ajustamento”. Justen Junior, Vieira e Coronel (2013) ressaltam que a região *down* responde apenas por modificações de preços ocorrentes no curto prazo.

No primeiro modelo TVEC, que relaciona os mercados exportadores de mamão do Espírito Santo e Bahia, verifica-se, por meio da Tabela 11, que o valor estimado do parâmetro *threshold* foi 0,2710. As observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo, em módulo, foi menor do que o referido parâmetro, formam o regime de “não-ajustamento”, que compreende 95,4% do total dessas observações. Em termos financeiros, tendo em vista o preço médio do mamão exportado pelo Espírito Santo (R\$1,20), significa dizer que desvios inferiores a R\$ 0,32 não promovem nenhum processo de ajustamento. Ademais, observou-se que os coeficientes de ajustamento dos Estados do Espírito Santo e Bahia ( $TCE^{ES}$  e  $TCE^{BA}$ ) indicam que, ao nível de significância de 5% e 1%, respectivamente, os preços nesses mercados também respondem por desvios do equilíbrio de longo prazo e sugerem que são necessários, aproximadamente, doze meses e quatro meses, respectivamente, para que os desequilíbrios de longo prazo sejam corrigidos.

Com relação ao Regime *up*, que obteve 5,4% das observações totais, e representou as observações em que os desvios do equilíbrio de longo prazo foram superiores ao *threshold* (0,2710), verificou-se um aumento na velocidade de ajuste dos preços no Estado do Espírito Santo, haja vista que o coeficiente de ajustamento ( $TCE^{ES}$ ), significativo a 1%, indica que 180,77% das diferenças entre os preços do Espírito Santo e da Bahia são corrigidos em menos de um mês. Observou-se, ainda, que variações nos preços do Espírito Santo e da Bahia são explicadas por variações de seus próprios preços no período passado ( $\beta^{ES,ES} \beta^{BA,BA} \neq 0$ ), fato não ocorrente no Regime 1.

Tabela 11 – Estimativa do modelo TVEC, com dois regimes de ajustamento para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos Estados do Espírito Santo e Bahia - janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Regime Down (1): $ TCE_{t-1}  \leq \gamma$			Regime Up (2): $ TCE_{t-1}  > \gamma$		
Parâmetro	Coefficiente	P-valor	Parâmetro	Coefficiente	P-valor
$\alpha^{ES}$	0,0093	0,0494	$\alpha^{ES}$	0,5104	0,0000
$\alpha^{BA}$	-0,0191	0,0093	$\alpha^{BA}$	0,0848	0,5522
$\beta^{ES,ES}$	-0,0436	0,5645	$\beta^{ES,ES}$	0,6518	0,0014
$\beta^{ES,BA}$	-0,0300	0,5312	$\beta^{ES,BA}$	-0,1973	0,4855
$\beta^{BA,ES}$	-0,1022	0,3838	$\beta^{BA,ES}$	0,1564	0,6166
$\beta^{BA,BA}$	0,0543	0,4651	$\beta^{BA,BA}$	-1,7404	0,0001
$TCE^{ES}$	-0,0839	0,0357	$TCE^{ES}$	-1,8077	0,0000
$TCE^{BA}$	0,2624	0,0000	$TCE^{BA}$	-0,3093	0,5065

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

O segundo modelo TVEC, que, por sua vez, teve estimado um parâmetro ( $\gamma$ ) de 0,2602 no período em questão, é indicado na Tabela 12, e considera os mercados do Espírito Santo e da Paraíba. De posse do *threshold*, definiram-se os dois regimes. O regime *down* foi composto pelas observações em que os desvios do equilíbrio de longo prazo foram menores do que o referido parâmetro, englobando 83,3% das observações. Considerando, mais uma vez, que o preço médio de exportação do mamão no Espírito Santo foi de R\$1,20, tem-se que desvios menores do que R\$ 0,31 não promovem qualquer ajustamento de preços, haja vista que tais valores se localizam no regime *down*. Além disso, percebeu-se que as variações de curto prazo dos preços na Paraíba são explicadas tanto por suas variações no período anterior ( $\beta^{PB,PB} \neq 0$ ) quanto pelos desvios de equilíbrio de longo prazo ( $TCE^{PB} \neq 0$ ). Já as variações de curto prazo dos preços do Espírito Santo são influenciadas apenas pelos desvios de equilíbrio de longo prazo ( $TCE^{ES} \neq 0$ ).

Já o Regime *up* considera as observações em que os desvios ultrapassam o valor de 0,3654 e abrangem 16,7% do total de observações. Observa-se, nesse caso, que desvios maiores do que R\$ 0,31 influenciam o processo de ajustamento de preços. As variações de curto prazo dos preços no Espírito Santo passam a ser influenciadas pelas variações, no período anterior, dos preços da Paraíba ( $\beta^{ES,PB} \neq 0$ ), ao contrário do ocorrido no Regime 1. Quanto ao erro equilibrador da Paraíba, dada sua significância a 1%, o valor obtido foi de 0,9765, sugerindo que 97,65% da diferença entre os preços da Paraíba e Espírito Santo são corrigidos mensalmente. Assim, em pouco menos de um mês, os desequilíbrios de longo prazo seriam corrigidos, o que evidencia maior velocidade de ajustamento ante o primeiro regime.

De acordo com Mattos *et al.*, (2009), essa diferenciação na velocidade de ajustamento entre os regimes se dá pela ocorrência dos custos de transação.

Tabela 12 - Estimativa do modelo TVEC, com dois regimes de ajustamento para as séries mensais dos preços do mamão brasileiro exportado pelos Estados do Espírito Santo e Paraíba - janeiro de 2001 a dezembro de 2017

Regime Down: $ TCE_{t-1}  \leq \gamma$			Regime Up: $ TCE_{t-1}  > \gamma$		
Parâmetro	Coefficiente	P-valor	Parâmetro	Coefficiente	P-valor
$\alpha^{ES}$	0,0078	0,1521	$\alpha^{ES}$	0,0158	0,6344
$\alpha^{PB}$	-0,0404	0,0069	$\alpha^{PB}$	-0,2813	0,0021
$\beta^{ES,ES}$	-0,1321	0,1726	$\beta^{ES,ES}$	0,1948	0,1214
$\beta^{ES,PB}$	-0,0303	0,3700	$\beta^{ES,PB}$	-0,1051	0,0094
$\beta^{PB,ES}$	-0,1358	0,6050	$\beta^{PB,ES}$	-0,2549	0,4548
$\beta^{PB,PB}$	-0,1749	0,0582	$\beta^{PB,PB}$	0,2988	0,0066
$TCE^{ES}$	-0,0661	0,0831	$TCE^{ES}$	-0,0666	0,3903
$TCE^{PB}$	0,2930	0,0050	$TCE^{PB}$	0,9765	0,0000

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Em razão dos resultados expostos, verifica-se que, para os modelos analisados, há indícios da existência de custos de transação no processo de transmissão de preços no mercado exportador do mamão brasileiro. De acordo com Caixeta *et al.*, (2016), esses custos de transação podem ser consequência das dificuldades nacionais de infraestrutura e elevados custos com fretes, bem como em razão do distanciamento físico entre os mercados, o que ocasiona maiores custos associados. A ocorrência dos custos de transação compromete a integração dos mercados, ensejando baixa transmissão de preços entre os mercados.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O mamão brasileiro tem destaca-se no conjunto de produtos agrícolas exportados, sendo importante na geração de divisas e com elevado potencial nutritivo. No tocante às exportações, o Estado do Espírito Santo responde por parcela majoritária (53,22%), seguido dos Estados do Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba, responsáveis por cerca de 15,71%, 15,38% e 5,53%, do volume médio exportado pelo País.

Este capítulo teve como objetivo analisar a integração espacial dos preços de exportações do mamão brasileiro, considerando os custos de transação e tendo em vista os principais estados exportadores do referido fruto em escala nacional, a saber: Espírito Santo, Bahia e Paraíba. Para tanto aplicou o modelo vetorial de correção de erros com *threshold* (TVEC).

Com amparo na modelagem econométrica contemplada neste estudo, os referidos mercados exportadores de mamão apresentaram-se cointegrados, sugerindo que existem relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços de exportação desses mercados. Ademais, observou-se a predominância da Lei do Preço Único entre eles, no entanto, ao se aplicarem os testes de restrição sobre o parâmetro beta, observou-se que os mercados supracitados não se integram de maneira perfeita, invalidando a LPU. Os testes de restrição sobre o parâmetro alfa indicaram que os preços de exportação do mamão no mercado do Espírito Santo só reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos nos preços desse produto no mercado baiano, no entanto, os desequilíbrios transitórios ocorridos no mercado capixaba produzem reação por parte dos mercados do Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba.

Em razão das recorrentes críticas, no âmbito da literatura, às análises de integração entre os mercados que contemplam apenas as relações entre os preços das *commodities*, e que desprezam os efeitos dos custos de transação no processo de ajustamento de preços, o estudo sob relato buscou analisar a influência dos referidos custos no mercado de exportação do mamão brasileiro.

Para cumprimento do objetivo disposto, especificou-se um modelo de correção de erro vetorial com *threshold*, haja vista que tal método permite a inclusão dos efeitos dos custos de transação, sem que eles necessitem de aplicação ou mensuração direta. Os resultados obtidos sinalizam para a existência de custos de transação no processo de transmissão de preços, quando consideradas as relações entre os mercados do Espírito Santo e Rio Grande do Norte e Espírito Santo e Paraíba.

## CAPÍTULO 2

### DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MAMÃO À LUZ DO MODELO GRAVITACIONAL

#### 1 INTRODUÇÃO

De acordo com Zanchi *et al.*, (2013), as condições climáticas e a vasta dimensão territorial do Brasil privilegiam o país em termos de exploração da atividade agropecuária. Nesse sentido, a produção de frutas insere-se como boa alternativa ao reduzido dinamismo econômico de determinadas regiões do país, sendo importante maneira de se oferecer emprego e renda, bem como contribuindo para que o país tenha importância no comércio internacional, haja vista que esse segmento de mercado vem se tornando cada vez mais atrativo.

Fonseca Xavier e Costa (2010), expressam que o crescimento do comércio internacional de frutas relaciona-se à tendência de elevação do nível global de renda, junto às transformações nos hábitos de consumo, onde é propagada amplamente a relevância do consumo de alimentos saudáveis. Jaime *et al.*, (2009) reforçam a importância do consumo afirmando que a promoção do consumo de frutas é determinada pela Organização Mundial de Saúde (OMS) como prioridade nos programas e políticas voltados à nutrição e alimentação. Além desses fatores, Tomich (1999) sinaliza que o consumo de frutas reflete em redução nas doenças cardiovasculares e de câncer.

Nesse âmbito, está inserido o cultivo do mamão, que tem ocupado papel relevante na pauta de exportações brasileiras. De acordo com Serrano e Cattaneo (2010), o mamão (*Carica papaya L.*), pertencente à família *Caricaceae*, é tido como um dos frutos mais cultivados e consumidos em regiões tropicais e subtropicais do mundo, sendo importante fornecedor de cálcio, provitamina A e vitamina C (ácido ascórbico). Hardisson *et al.*, (2001) e Wall (2006) indicam que o mamão e seus derivados possuem uma rica fonte dos minerais - magnésio, potássio, boro e cobre. Conforme Nakasone e Paull (1998), Ahmed, Shivhare e Sandhu (2002) e Tansakul *et al.*, (2012), pode ser consumido *in natura* ou processado de diferentes maneiras, como em fatias desidratadas, saladas, sucos, néctares, sorvetes, purês, geleias ou frutas secas. Anibijuwon e Udeze (2009) complementam exprimindo que diferentes partes do mamão, como os frutos, sementes, casca, folhas, raízes e látex têm sido usadas para o tratamento de várias doenças como icterícia, dificuldades estomacais, dengue, micose, lombrigas, problemas urinários, atividade anti-hemofílica, obesidade e hipertensão arterial, trazendo, assim, benefícios nutricionais e medicinais.



Conforme dados da FAOSTAT (2018) o mamão é produzido comercialmente em cerca de 34 países, de modo que, ao se considerar o ano de 2013, o Brasil ocupa um posto de elevado destaque, na segunda colocação, com um valor de produção equivalente a aproximadamente 817 milhões de dólares, atrás apenas da Índia, que obteve, nesse mesmo ano, cerca de 2 bilhões, em termos de valor da produção. Além disso, o Brasil destacou-se por ser o segundo no ranque mundial de exportações desse produto, atrás apenas do México. Desse modo, é notória a relevância do Brasil no panorama internacional, tanto da produção, como da exportação do mamão.

Segundo dados do Brasil (2018b), de 2001 a 2016, cerca de 83% das exportações brasileiras de mamão foram direcionadas à Europa, enquanto o restante se distribuiu entre alguns países dos demais continentes, com destaque para os Estados Unidos, que teve alta representatividade, equivalente a cerca de 6,32%.

Zanchi (2010) acentua que, apesar da importância da fruticultura como instrumento gerador de divisas, sua importância ainda é baixa comparada ao seu potencial. Além disso, Faria *et al.*, (2008) indicam que, em razão das exigências cada vez maiores quanto às medidas técnicas e fitossanitárias, ligadas, especialmente, às dificuldades de colheita do mamão, bem como de crescentes custos de produção, de embalagem e logística para atender as tais exigências, são cada vez maiores os custos de transação gerados pelos investimentos dos produtores em determinados ativos, sendo evidentes as incertezas originadas das dificuldades de comercialização entre produtores nacionais e importadores.

Por outro lado, a logística é considerada por Zanchi *et al.*, (2013) como o grande obstáculo à competitividade, modernização e avanço do setor frutícola brasileiro. As precárias condições de produção e comercialização desencorajam diversos produtores e, assim, as relações comerciais de frutas *in natura*, especialmente direcionadas ao setor externo, não alcançam a escala necessária. Soma-se isso ao elevado nível de perecibilidade, que é responsável por tornar necessário o rápido deslocamento das frutas em direção aos consumidores, a fim de conservar suas melhores características, ou que estas sejam armazenadas em adequadas condições climáticas. Tal integração é apontada por Fackler e Goodwin (2001) como um fator que possibilita aos agentes econômicos maior competitividade no comércio internacional, haja vista que este tem maiores possibilidades de crescimento.

Vitti (2009) salienta, no entanto, que é inegável o potencial da fruticultura nacional, que necessita de maior dinamização em termos de exportação, já que consiste em um dos segmentos mais qualificados para produção, e, por consequência, ter mais importância na

geração de empregos e divisas. Ademais, o Brasil é privilegiado em termos de posição geográfica quando comparado a outros países, tendo amplo litoral e clima predominantemente tropical.

Assim, ante a crescente importância do mamão, tanto em termos nutritivos, como produto gerador de divisas, e do potencial da fruticultura nacional, este estudo se propõe a analisar os determinantes das exportações brasileiras de mamão, por meio da estimação de uma equação da oferta de exportação do referido produto à luz do modelo gravitacional, haja vista que, segundo Soares, Silva e Lima (2011), tal procedimento é fundamental para o planejamento da produção, comercialização, previsão e formulação de políticas públicas para o setor, refletindo-se em efeitos positivos sobre as exportações dessa fruta nacional.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

Nesta seção, mostram-se a base de dados e o modelo econométrico adotado na pesquisa. Utilizou-se o modelo gravitacional, estimado por meio de um painel de dados balanceado. Consideraram-se os seguintes métodos: Dados empilhados ou *pooled*, Efeitos Fixos, Efeitos Aleatórios e Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML), dada a sua maior robustez.

### 2.1 Teoria do comércio internacional

De acordo com Junqueira (2006), a teoria do comércio internacional sugere que os países realizam transações comerciais por possuírem recursos e/ou tecnologias distintas, que os conduzem a se especializarem no que produzem de maneira mais eficiente, bem como para adquirirem retornos crescentes à escala. Além disso, os ganhos comerciais obtidos pelos países ocorrem por meio de três aspectos, que se tratam do crescimento da heterogeneidade de produtos para os consumidores, que passam a ter acesso a uma maior variedade de produtos, nacionais e importados; maior eficiência produtiva, já que a alocação de recursos, com a presença de comércio, passa a ser mais eficiente; e pelo aumento da renda dos países, que pode promover maiores níveis de distribuição de renda.

Conforme Arevalo, Andrade e Silva (2016), as primeiras teorias que procuraram discutir essa temática são provenientes do princípio das vantagens absolutas de Smith e comparativas de Ricardo. Relembrando a teoria das vantagens absolutas de Smith, Santos (2013) salienta que tal teoria pregava a especialização produtiva, por parte dos países, segundo suas vantagens absolutas, tanto em termos de custos, como conforme a produtividade, exportando os bens produzidos com maiores eficiências e importando os produtos que os outros países apresentam eficiência produtivas superiores. O princípio apresentava, porém, uma limitação que se tratava da impossibilidade de países com produção ineficiente em ambos os bens de adentrarem no comércio internacional.

Nesse contexto, diante dessa problemática, se constrói o princípio das vantagens relativas ou comparativas de Ricardo, que defende que, embora um determinado país tenha ineficiência na produção de todos os bens, ainda pode inserir-se no comércio internacional e adquirir ganhos mediante a produção e exportação de bens segundo sua eficiência relativa. (SANTOS, 2013).

Como modelo alternativo ao de Ricardo, surge o modelo neoclássico de Heckscher-

Ohlin, ou modelo dois por dois por dois (dois países, duas *commodities* e dois fatores). Conforme Gonçalves (1997), as diferenças internacionais entre as dotações de fatores seriam consideradas como determinantes das vantagens comparativas. Assim, Krugman e Obstfeld (2010) salientam que os países teriam níveis equivalentes de tecnologias, diferenciando-se na disponibilidade de fatores de produção, como a terra, a mão de obra e o capital, obtendo incrementos marginais na produção do bem intensivo de maior abundância. Desta forma, cada país exportaria os bens intensivos no uso de seu fator mais abundante e importaria os bens intensivos no uso de seu fator mais escasso.

A teoria de Heckscher-Ohlin tem como base quatro teoremas: i) teorema de Heckscher-Ohlin, em que, conforme já salientado, o país exportará o bem com produção intensiva no fator cujo país destaca-se em termos de dotação, ou seja, um país com maior quantidade de capital frente à mão de obra, realizará a exportação do bem que seja relativamente mais intensivo em capital; ii) teorema da equalização dos preços dos fatores, que sugere que, sob determinadas condições, o livre comércio de bens finais conduziria a uma equalização internacional dos preços dos fatores de produção, dado que os custos das mercadorias e a tecnologia seriam idênticas; iii) teorema de Stolper-Samuelson, que relacionam os preços dos bens comercializados e os preços dos fatores, evidenciando que os preços dos fatores de produção dependem dos preços dos bens produzidos a partir desses fatores, e assim, mudanças nos preços relativos de um bem promovem alterações no retorno real do fator cujo bem seja intensivo na produção e diminuições do retorno real dos fatores não intensivos desse bem; e iv) teorema de Rybczynski, que sustenta a hipótese de que a elevação na dotação de um fator gera crescimento mais que proporcional da mercadoria que utilizasse esse fator de maneira intensiva e diminuísse a produção da outra mercadoria (JONES; NEARY, 1984; WILLIAMSON, 1989; ISTAKE, 2003).

Bado (2004) ressalta, entretanto, que embora a teoria da dotação de fatores de produção justifique a especialização produtiva entre as nações, não considera outros elementos relevantes do comércio internacional, a exemplo da ausência de concorrência perfeita e das barreiras impostas à entrada de novas empresas no comércio mundial. Apesar disso, Coronel, Sousa e Amorim (2011) afirmam que os pressupostos elucidados pelo modelo de Heckscher-Ohlin foram essenciais e tiveram grande influência nos novos modelos e teorias que versam sobre o comércio internacional que ocorreram com a intensificação do processo de globalização, com destaque para a teoria da procura de Linder, o ciclo do produto, formulada por Vernon, a ideia da defasagem técnica, desenvolvida por Posner e o conceito de vantagem competitiva de Porter.

Ademais, Martins *et al.*, (2010) afirmam que as novas teorias do comércio internacional ressaltam que, ao passo que os mercados se ampliam, ocasionam maiores complexidades. Portanto, diversos elementos passam a influenciar a dinâmica comercial entre os países, como os contratos, maiores exigências sanitárias e fitossanitárias dos produtos comercializados, possíveis barreiras comerciais e não tarifárias. Dessa forma, observa-se que a intensificação nos fluxos comerciais não se sustenta somente pelas vantagens comparativas, mas por diversos aspectos relevantes no processo de expansão de mercados. Krugman e Obstfeld (2010), ressaltam tais teorias procuram compreender como se realizam os fluxos comerciais, embasando-se, teoricamente, na concorrência imperfeita e comércio interindustrial.

As teorias do comércio internacional têm se concentrado no motivo pelo qual os países transacionam produtos distintos, porém não buscam explicar o fato de alguns países apresentarem relações comerciais mais fortes do que outros e a razão na qual alguns países passam a apresentar menores ou maiores níveis de comércio no decorrer do tempo, representando limitações na explicação da grandeza dos fluxos comerciais. Dessa forma, embora as teorias tradicionais de comércio internacional não consigam explicar a extensão dos mercados, os modelos gravitacionais surgem como exitosos nesse sentido. O modelo tem se mostrado como importante instrumento na análise dos fluxos comerciais bilaterais, sendo amplamente usado para explicar os determinantes das relações comerciais e das exportações (PAAS, 2000; HATAB *et al.*, 2010). Tal modelo, é discutido na seção seguinte.

## 2.2 Modelo Gravitacional: evidências teóricas e aplicações empíricas

Segundo Kristjánsdóttir (2005), o modelo gravitacional baseia-se no conceito de gravidade, originado da Física, e refere-se à lei de gravidade, de Newton. Abidin *et al.*, (2016) e Bampi (2017) lembram que a referida lei sustenta a existência de uma força de atração entre dois corpos, que é diretamente proporcional ao produto de suas massas e inversamente proporcional ao quadrado da distância entre elas, podendo ser representada na expressão (1):

$$F = G \frac{M_i M_j}{D^2} \quad (1),$$

em que: F representa a força gravitacional; G consiste na constante gravitacional;  $M_i, M_j$  tratam-se das massas dos corpos; e D corresponde à distância.

A estrutura lógica do modelo gravitacional parte da ideia de que, dado que o PIB de determinado país corresponde ao valor dos bens e serviços por ele comercializados, este será, por definição, equivalente à despesa total em bens e serviços que ele produz (KRUGMAN;

OBSTFELD, 2010). Com efeito, Prates e Pereira (2015) indicam que, embora o PIB represente uma medida da renda da economia, seu valor não reflete o total da participação no comércio, uma vez que diversos países despendem parcela majoritária de sua renda internamente, e existem alguns fatores que dificultam o comércio internacional. Logo, constata-se que o fluxo comercial entre os países representa apenas parcela do PIB desses países.

O ajuste da lei gravitacional de Isaac Newton às relações comerciais entre os países propõe que o comércio internacional seja diretamente proporcional às suas rendas, que representam as massas, e inversamente proporcional ao distanciamento geográfico entre eles. Desse modo, dado que as transações comerciais são relacionadas ao tamanho econômico dos países, economias mais dinamizadas tendem a registrar níveis mais intensos de comércio, enquanto a distância é expressa como um empecilho, uma vez que quanto maior o distanciamento geográfico entre os países, menores tendem a ser as suas relações comerciais, já que maiores custos de transações e demais fatores associados são evidentes nesse caso (KRUGMAN; OBSTFELD, 2010; GRÄF *et al.*, 2013).

Conforme a literatura que versa sobre o comércio internacional, as aplicações iniciais relacionadas ao uso do modelo gravitacional ocorreram em meados da década de 1960. No entanto, durante um grande espaço temporal, se procurou encontrar um embasamento teórico adequado para o modelo, ante as distintas hipóteses elaboradas sobre o comércio internacional. Desse modo, a aplicação da equação gravitacional era expressa apenas pela sua adequação às aplicações empíricas de explicação dos fluxos comerciais entre países (FRATIANNI, 2007).

Segundo Silva (2017), os primeiros trabalhos a aplicarem a lógica do modelo gravitacional ao comércio internacional como forma de explicar as relações comerciais entre países foram os de Tinbergen (1962), Poyhonen (1963) e melhorado por Linnemann (1966).

O propósito inicial de Tinbergen (1962) era avaliar os grupos de fatores que mais explicariam a magnitude dos fluxos comerciais entre os países. Tais grupos se distribuíam de três maneiras distintas. O primeiro era composto pelos fatores associados à oferta potencial total do país exportador; o segundo dizia respeito aos fatores referentes à capacidade potencial de demanda dos países importadores. Assim, esses dois fatores representavam, respectivamente, o PIB dos países exportadores e importadores. Por fim, o terceiro correspondia à resistência ao comércio, que poderia ser natural ou artificial. A barreira natural consistia em dificuldades criadas ao comércio como resultado das imposições da própria natureza, a exemplo dos custos e tempo de transporte. Já a barreira artificial era instituída pelo

governo. Posteriormente, Linnemann (1966) incluiu, nas análises de fluxos comerciais entre países exportadores e importadores, o tamanho populacional, com vistas a captar o efeito das economias de escala (CARDOSO *et al.*, 2016; SÁ PORTO; CANUTO, 2004).

Esses estudos, porém, não possuíam fundamentos teóricos que pudessem dar sustentação ao modelo especificado, cujos resultados eram obtidos de modo intuitivo, sendo essa, conforme Cardoso *et al.*, (2016), a grande deficiência do modelo gravitacional tradicional durante a década de 1960, muito embora tais estudos tenham fornecido as variáveis mais importantes e suas *proxies* úteis na literatura recente que busca determinar o comércio bilateral internacional. Neste sentido, Sá Porto e Canuto (2004) sinalizam que a forma original da equação gravitacional tradicional é expressa pela equação (2):

$$X_{ij} = a_0 (Y_i)^{\alpha_1} (Y_j)^{\alpha_2} (N_i)^{\alpha_3} (N_j)^{\alpha_4} (Dist_{ij})^{\alpha_5} e^{(Pref)^{\alpha_6}} (e_{ij}) \quad (2),$$

em que:  $X_{ij}$  representa o valor nominal das exportações do país  $i$  para o país  $j$ ;  $Y_i$  corresponde ao valor nominal do PIB do país  $i$ ;  $Y_j$  diz respeito ao valor nominal do PIB do país  $j$ ;  $N_i$  e  $N_j$  referem-se às populações dos países  $i$  e  $j$ , respectivamente;  $Dist_{ij}$  relaciona-se à distância geográfica existente entre os países que exercem a relação comercial;  $Pref$  consiste em uma variável binária, que assume valor 1 quando os dois países fizerem parte de uma determinada área de comércio preferencial, e 0, caso contrário; e  $e_{ij}$  que se trata do termo de erro estocástico e que contempla outras possíveis variáveis que possam gerar influências no modelo, mas que não estão sendo consideradas. Já os coeficientes de  $\alpha_0$  a  $\alpha_6$  devem ser estimados por meio de regressões.

Como salientam Almeida *et al.*, (2011), os escritos de Anderson (1979) e Bergstrand (1985, 1989) foram os primeiros a dar contribuições formais que pudessem sustentar teoricamente a equação gravitacional. O primeiro estudo concentrou-se na aplicação do modelo gravitacional exclusivamente para *commodities* e apresentou uma abordagem teórica, com base nas preferências da função do tipo Cobb-Douglas e elasticidade de substituição constante (CES). As suposições de sua abordagem sugerem que existe homogeneidade perfeita entre as regiões e ocorre uma diferenciação de produtos por países de origem. Considera-se, inicialmente, em seu sistema, que cada país produz um produto específico comercializável e, posteriormente, adiciona outro produto não comercializável no modelo. Como principais resultados, verificou-se que diversos produtos passam a ser transacionados, diferenciando-se apenas pelo local de onde se originam e pela distância, que se relaciona de forma inversa ao fluxo de comércio e, assim, o modelo de gravidade poderia ser obtido a

partir de propriedades de sistemas de dispêndio. Kristjánssdóttir (2005), no entanto, afirma que tais conclusões são limitadas, na medida em que são considerados, exclusivamente, países com estrutura e preferências semelhantes.

Já os estudos de Bergstrand (1985, 1989), conforme Mata e Freitas (2008) assumem as preferências do CES e testa a hipótese de diferenciação de produtos, para fornecer evidências empíricas de que as variáveis, a exemplo do preço e à taxa de câmbio influenciam de maneira significativa o fluxo agregado de comércio. Para esse autor, a equação gravitacional é uma modalidade reduzida de um subsistema parcial de um modelo de equilíbrio geral com produtos distintos em termos nacionais.

Consoante Silva e Almeida (2009) e Pereira e Almeida (2014) as contribuições teóricas concernentes ao modelo gravitacional foram reforçadas pelos estudos de Deardorff (1998), que exibiu uma possibilidade de derivação da equação gravitacional com suporte no modelo de Heckscher-Ohlin e considera um modelo com produtos homogêneos e um mercado sob concorrência perfeita; e Anderson e Van Wincoop (2003), que sugerem a possibilidade de derivação da referida equação por meio de uma função de utilidade na forma de elasticidade de substituição constante (CES) sujeita a uma restrição orçamentária, relacionada com condições de equilíbrio de mercado.

Os estudos de Anderson e Van Wincoop (2003, 2004) são considerados, de acordo com Souza e Burnquist (2011), Pereira e Almeida (2014), e Arevalo, Andrade e Silva (2016), como uma abordagem-padrão na literatura de comércio internacional recente e mostram a importância dos custos comerciais, sinalizando que eles não são dependentes exclusivamente da distância existente entre os dois países. Portanto, devem ser incorporados nos custos comerciais aspectos como a partilha de fronteiras, presença de acordos e barreiras comerciais. Sugerem, ainda, que se incorporem ao modelo fatores de custos que procurem captar o efeito dos fluxos comerciais bilaterais, como medidas técnicas e o idioma praticado.

Conforme Souza e Burnquist (2011), Pereira e Almeida (2014) e Arevalo, Andrade e Silva (2016), a especificação do modelo de Anderson e Van Wincoop (2003, 2004) pode ser representada pela expressão (3):

$$X_{ij}^k = \frac{E_j^k Y_i^k}{Y^k} \left( \frac{t_{ij}^k}{P_j^k \prod_i^k} \right)^{1-\sigma_k} \quad (3),$$

em que:  $X_{ij}^k$  refere-se às trocas comerciais do segmento k que ocorrem entre o país i e o país j;  $E_j^k$  reflete os gastos do país j em produtos do segmento k;  $Y_i^k$  e  $Y^k$  indicam, respectivamente,



a quantidade produzida de mercadorias do segmento  $k$  no país  $i$  e a produção agregada internacional de tais mercadorias;  $\Pi_i^k$  corresponde aos índices de preços representativos da resistência multilateral da relação comercial;  $t_{ij}^k$  indica as despesas ocorrentes ao se exportar  $k$ ; e  $\sigma_k$  diz respeito à elasticidade de substituição entre os produtos.

Com vistas a evidenciar a existência de uma fundamentação teórica para a equação gravitacional, Feenstra, Markusen e Rose (2001) mostram que o modelo pode ser derivado de várias teorias, desde os modelos com produtos heterogêneos e sob um mercado de concorrência imperfeita, como os estudos de Dixit-Norman (1980), Krugman (1979, 1980), Helpman e Krugman (1985); como na ótica de Armington, ou seja, considerando a distinção dos produtos de acordo com o país de onde ele se origina. Esses autores assinalam que o modelo gravitacional também pode ser obtido por meio de um modelo de *dumping* recíproco, tendo em vista a presença ou ausência de barreiras comerciais. Salientam, ainda, que diferentes teorias levam a efeitos distintos sobre o mercado doméstico, que são relevantes.

Farias e Hidalgo (2012) ressaltam que a consistência nos resultados obtidos por meio da aplicação do modelo gravitacional ao comércio internacional motivou a busca por fundamentos que pudessem dar um suporte teórico às evidências empíricas. Além disso, lembram que, embora o método tenha se mostrado adequado aos fluxos comerciais, também tem sido aplicado em diversos outros exercícios empíricos. Nesse sentido, podem ser citados os estudos de Helliwell (1997), Egger e Pfaffermayr (2004) e Zhu e Yang (2004), que realizaram análises dos fluxos migratórios, fluxos de investimentos estrangeiros diretos e contágios em crises financeiras, respectivamente.

Segundo a literatura econômica, os primeiros que adotaram o modelo gravitacional no Brasil foram Hidalgo e Vergolino (1998), que procuraram analisar o fluxo comercial do Nordeste para as demais regiões brasileiras, bem como para o mercado externo. Especificamente, consideraram o ano de 1991 e buscaram examinar a influência das fronteiras internas e externas sobre o padrão de comércio mundial e entre os estados brasileiros. Os resultados mostraram que as equações de gravidade são relevantes nas análises dos vários aspectos comerciais, tanto no mercado interno como no externo, a exemplo dos impactos da integração econômica sobre o comércio. Verificaram que existe elevada elasticidade das exportações nordestinas ante o PIB nacional; observaram uma maior dinamização do comércio interno ante o setor externo; e obtiveram, como grande contribuição à literatura internacional, o fato de a elasticidade do comércio do Nordeste, referente ao PIB regional, ter sido inferior à elasticidade do comércio frente ao PIB dos estados importadores.

Leusin Junior e Azevedo (2009), por sua vez, estudaram o efeito-fronteira do Brasil e de suas regiões, considerando o ano de 1999. Utilizaram-se do modelo gravitacional por meio de dados *cross section* para as 27 unidades federativas, bem como de 40 países. Detectaram o fato de que, apesar de o país ter intensificado a abertura comercial, como o que aconteceu no decurso dos anos de 1990, e de ter adentrado em diversos acordos comerciais e preferenciais relevantes, como o caso do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL), o Brasil e algumas de suas regiões possuem altos custos de fronteira, sendo que o comércio interestadual é 33 vezes maior do que o comércio dos estados brasileiros junto ao mercado externo. Verificaram, também, que o efeito-fronteira das regiões Norte e Nordeste é significativamente superior ao das regiões Sul e Sudeste.

De posse de um modelo gravitacional com efeitos fixos, Farias e Hidalgo (2012) avaliaram o comportamento do comércio interestadual e internacional das regiões brasileiras para o período posterior à abertura comercial do País. Os dados do estudo consideraram os fluxos comerciais, bem como de características econômicas dos estados brasileiros e dos parceiros comerciais. Os resultados demonstraram que, no período pós-abertura comercial, qual seja, a partir de 1990, continuam presentes aspectos relacionados à expansão do comércio brasileiro perante o mercado externo. Verificou-se, no entanto, que a formação do bloco do MERCOSUL expandiu o comércio das regiões brasileiras com seus parceiros comerciais.

Paula e Miranda (2017) realizaram uma investigação acerca dos fatores determinantes do padrão de comércio entre o Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul, países que compõem o BRICS. Como instrumental metodológico, adotaram equações gravitacionais, via efeitos fixos, e consideraram o período de 1997 a 2013. Os resultados indicaram que as variáveis mais importantes das equações de gravidade, a saber, renda e distância, assim como fatores culturais, influenciaram a capacidade exportadora dos referidos países. Verificaram, também, uma relação inversa entre as exportações e a dotação relativa de fatores, sugerindo que há uma possível tendência de aumento do comércio interindustrial entre os países que denotam semelhanças em termos de dotação relativa de fatores. Constataram, ainda, que quanto maiores as similaridades dos países em termos de tamanho de suas economias, maior a participação do comércio interindustrial sobre o comércio total.

Segundo a literatura econômica, considerando os fluxos comerciais de determinados produtos agrícolas com amparo na utilização do modelo gravitacional, destacam-se os estudos de Silva (2015), Zanchi *et al.*, (2013), Souza e Burnquist (2011), Mata e Freitas (2008), Arevalo *et al.*, (2016).

Silva (2015) buscou identificar os principais determinantes que influenciam o desempenho exportador da manga e da uva, considerando o período de 2003 a 2013, por meio de duas equações gravitacionais. As variáveis consideradas foram PIB e população, tanto do país exportador como do importador, distância geográfica entre os dois parceiros comerciais, relação do preço pago pelo produto no país de origem e no de destino, grau de abertura econômica, e duas variáveis binárias, que buscaram captar o efeito de possíveis crises e fronteiras marítimas. Os principais resultados demonstraram que o efeito-fronteira e a razão preço pago no país importador perante os preços pagos no Brasil foram os mais determinantes dos fluxos comerciais bilaterais, evidenciando a necessidade de investimentos em logística no país, possibilitando a redução de custos de transação, com a consequente redução no preço final do produto, o que enseja ganhos de escala.

Zanchi *et al.*, (2013) examinaram os efeitos das variáveis usuais do modelo gravitacional, como a renda e a distância geográfica, sobre o desempenho das exportações de frutas brasileiras *in natura* para os anos de 1996 a 2007. Os resultados foram de acordo com a teoria que vem sendo abordada, indicando que a distância geográfica entre os países tem impacto negativo no comércio de frutas frescas, enquanto o Produto Interno Bruto dos países que praticam relações comerciais com esses produtos apresentou efeito positivo.

Souza e Burnquist (2011), por sua vez, aplicaram o modelo de análise gravitacional, por meio de efeitos fixos e do *Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood* (PPML) para analisar os efeitos gerados pela facilitação de transações comerciais no comércio bilateral de diversos países, considerando o Brasil e alguns de seus principais parceiros comerciais durante o período de 2003 a 2006. Os autores utilizaram variáveis relacionadas à facilitação de comércio e, por meio da análise fatorial, formularam três índices, para cada país estudado, de modo que dois desses índices eram relacionados à facilitação nas importações e o outro era referente à facilitação nas exportações. Os resultados, obtidos pela equação gravitacional, puderam indicar que os três índices de facilitação de comércio geraram efeitos positivos e significativos sobre os fluxos de comércio bilaterais dos países, sugerindo que melhorias nesses indicadores podem contribuir para que esses fluxos comerciais se intensifiquem.

Por seu turno, Mata e Freitas (2008) empregaram o modelo gravitacional com a incorporação de procedimentos econométricos de efeitos fixos e aleatórios sob a abordagem do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para tratar dos determinantes das exportações de produtos agropecuários no Brasil no período compreendido de 1996 a 2001. As variáveis consideradas se referiram à distância geográfica do Brasil ante o seu parceiro comercial, PIB e população dos países importadores, parcela do setor agrícola no PIB do país

importador, parcela das exportações agropecuárias nas exportações totais do país importador, razão da população rural pela população total do país importador, taxa de câmbio, PIB *per capita* do Brasil, conjunto de países pertencentes ao G20, e foram incorporadas variáveis *dummies* para captar o efeito de países pertencentes à África, Leste da Ásia e Pacífico e América Latina. Constataram que as principais variáveis associadas às exportações agropecuárias brasileiras foram a distância entre parceiros comerciais, o PIB e o continente dos países importadores. Verificaram, também, que existem diferenças entre os determinantes das exportações agropecuárias brasileiras em face de características particulares de cada país.

Buscando investigar os fatores associados à oferta de exportação de café no Brasil, Colômbia e Peru, Arevalo, Andrade e Silva (2016) aplicaram uma equação gravitacional para cada país. O período considerado foi de 2003 a 2013. Foram adotadas diferentes abordagens econométricas, como o método de Mínimos Quadrados Ordinários *pooled*, efeitos fixos e aleatórios, obtidos por meio de um modelo de dados em painel, e o método de *Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML)*. As variáveis consideradas foram renda, preço, distância geográfica, taxa de câmbio e índice de liberdade de negócios. As evidências empíricas para as variáveis distância geográfica, preços e facilidade de negócios foram de acordo com a teórica econômica, haja vista que se apresentaram como determinantes da oferta de exportação de café nos três países analisados.

### 3 METODOLOGIA

Nesta seção, mostram-se a base de dados e o modelo econométrico adotado na pesquisa. Utilizou-se o modelo gravitacional, estimado por meio de um painel de dados balanceado. Consideraram-se os seguintes métodos: Dados empilhados ou *pooled*, Efeitos Fixos, Efeitos Aleatórios e *Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood* (PPML), dada a sua maior robustez.

#### 3.1 Fontes de dados

No que concerne à verificação dos determinantes da oferta de exportação do mamão no Brasil, tem-se que os dados para as exportações da fruta são coletados junto ao sistema de consultas e extração de dados do comércio exterior brasileiro (Comex Stat), do Brasil, Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). Como esses dados são disponibilizados em dólares, realiza-se uma conversão para reais. Os indicadores referentes ao PIB brasileiro são obtidos por meio do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Já o Produto Interno Bruto (PIB) dos países importadores é tomado junto ao Banco Mundial. A distância é coletada do Centro de Pesquisa Francês no Âmbito da Economia Internacional (CEPII), que emprega o critério de cidades principais, em que a distância entre os parceiros comerciais é mensurada em termos de quilometragem, pelas coordenadas geográficas de suas principais cidades, ou seja, latitude e longitude

Ademais, a taxa de câmbio adotada é retirada do Banco Central (BACEN), e o Índice de Liberdade de Negócios é obtido do Heritage Foundation (2018), conforme sugerido por Arevalo, Andrade e Silva (2016). Quanto aos preços internacionais do mamão, serão obtidos por meio das estatísticas da Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAOSTAT) e correspondem ao preço, em dólar, do quilograma da fruta. Ademais, foram construídas variáveis binárias, que indicam o bloco econômico do qual o país importador faz parte e se esse país tem litoral, conforme o estudo de Silva (2015). Ressalta-se que o período considerado é de 2000 a 2016, dada a disponibilidade de dados para esses anos.

Cabe destacar, o fato de que o Índice de Liberdade de Negócios (ILN) foi retirado do Heritage Foundation (2018), seguindo os estudos de Arevalo *et al.*, (2016) e Aguiar (2018), de modo que esse indicador varia de 0 a 100, expressando uma liberdade restrita (0 a 49,9), predominantemente restrita (50 a 59,9), parcialmente livre (60 a 69,9), predominante livre (70 a 79,9) e completamente livre (80 a 100).

Ademais, salienta-se que são considerados 13 países: Alemanha, Argentina, Bélgica,

Canadá, Espanha, Estados Unidos, França, Holanda, Itália, Portugal, Reino Unido, Suíça e Uruguai, que representam cerca de 98% do destino das exportações brasileiras de mamão, sendo considerado o período de 2001 a 2016, totalizando 208 observações.

### 3.2 Modelo gravitacional

A literatura que versa acerca da aplicação do modelo gravitacional sobre diferentes aspectos do comércio internacional assume várias modalidades. Nesse sentido, os métodos mais comumente adotados são os de Mínimos Quadrados Ordinários *pooled*, que se referem aos dados empilhados, os de Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA), obtidos por meio de dados em painel. O método de dados empilhados recebe recorrentemente diversas críticas pelo fato de desconsiderar os efeitos individuais dos países, o que gera problemas de viés. Os modelos obtidos com a adoção de dados em painel também tem sido objeto de críticas, já que também desconsideram as referidas características. A literatura, no entanto, demonstra que, quando se consideram os efeitos fixos, torna-se possível ter um maior controle sobre a heterogeneidade existente entre os países, ocasionada com base em diversos aspectos de natureza não observável (AREVALO *et al.*, 2016).

De acordo com Gujarati (2006), o modelo *pooled* sinaliza para o comportamento uniforme de todos os indivíduos ao longo do tempo, de modo que todas as observações apresentam homogeneidade, em que se desconsideram os efeitos relacionados a unidades de seção cruzada, bem como o espaço temporal. Já no modelo de Efeitos Fixos (EF), genericamente, o intercepto varia entre as unidades analisadas, no entanto, são constantes no decorrer do tempo, enquanto, no modelo de Efeitos Aleatórios (EA), tem-se que o intercepto de uma dada unidade consiste em elemento aleatório de um aglomerado maior, em que o intercepto reflete o valor médio de todos os interceptos de corte transversal.

Souza e Burnquist (2011) salientam, ainda, que a utilização de efeitos fixos, além de possibilitar o controle da heterocedasticidade dos países, capta o efeito de variáveis omitidas, seja por indisponibilidade de dados, seja por dificuldades de mensuração, como o caso dos índices de resistência multilateral. Já Cheng e Wall (2005) asseguram que o uso de efeitos fixos também permite que se capturem os efeitos dos custos comerciais bilaterais que não são diretamente observados, como o caso dos custos de transação, peculiaridades geográficas e contextos históricos específicos.

De acordo com Santos Silva e Tenreyro (2006), em diversas aplicações econométricas com esse enfoque, efetivam-se estimações e interpretações dos parâmetros por meio de

modelos log-lineares e tendo em vista o método de Mínimos Quadrados Ordinários, Tal procedimento, no entanto, pode ser equivocado na existência de heterocedasticidade. Além disso, os autores afirmam que a falta de observações ou valores nulos podem problematizar a adoção da forma log-linear no modelo gravitacional. Desse modo, propuseram uma equação de gravidade estimada, em sua forma multiplicativa, com suporte no chamado “ *Poisson Pseudo-Máxima Verossimilhança (PPML)* ”, haja vista que essa estimativa se adequa bem à ocorrência, tanto da heterocedasticidade, como da nulidade de observações para a variável dependente. Para esses autores, a estimativa PPML tem melhor ajuste do que a de efeitos fixos, já que não possuem problemas de viés.

Portanto, seguindo os estudos de Souza e Burnquist (2011), Pereira e Almeida (2014) e Arevalo *et al.*, (2016), foram considerados todos esses métodos supracitados, sendo estimada a seguinte regressão:

$$\text{Ln}(\text{Exp}_{ijt}) = \alpha + \beta_1 \text{Ln}(\text{Pibpc}_{xit}) + \beta_2 \text{Ln}(\text{Pibpc}_{m_{tj}}) + \beta_3 \text{Ln}(\text{Dist}_{ij}) + \beta_4 \text{Ln}(\text{PI}_t) + \beta_5 \text{Ln}(\text{ILN}_{jt}) + \beta_6 \text{Ln}(\text{TC}_{jt}) + \mu_{ijt}$$

em que:  $\text{Exp}_{ijt}$ , refere-se às exportações de mamão dos estados do Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba, representativos das exportações brasileiras de mamão;  $\text{Pibpc}_{xit}$  e  $\text{Pibpc}_{m_{tj}}$  representam, de forma respectiva, o PIB *per capita* nacional e o PIB *per capita* do país importador; Dist, diz respeito ao distanciamento geográfico entre o Brasil e os parceiros comerciais; PI corresponde aos preços internacionais do mamão no mercado internacional; ILN indica o Índice de Liberdade de Negócios dos países importadores; Tc trata-se da taxa de câmbio(US\$/R\$); e  $\mu$  simboliza o erro estocástico.

A existência de efeitos individuais foi verificada por meio do teste do multiplicador de Lagrange de Breusch e Pagan, que procura testar a possibilidade de que a variância dos termos específicos seja nula, possibilitando a escolha entre os métodos com efeitos aleatórios ou *Pooled*. Ademais, também se emprega o teste de Hausman para analisar se os coeficientes se diferenciam de forma sistemática, o que torna possível a comparação entre os modelos com efeitos fixos e aleatórios. A hipótese nula do teste de Hausman sugere que o modelo com efeitos aleatórios se adequa melhor do que o modelo com efeitos fixos. Ressalta-se, ainda, a aplicação do teste de Chow, que realiza um comparativo da Soma dos Quadrados dos Resíduos da regressão, estimada via modelo *Pooled*, contra a Soma dos Quadrados dos Resíduos da regressão por Efeitos Fixos, sendo que, a preferência pelo modelo *Pooled* é a hipótese nula (SOUZA; BURNQUIST, 2011).

Ademais, realizou-se a aplicação do teste de raiz unitária de Levin, Lin e Chun (2002)

para cada variável do painel de dados, a fim de verificar se as séries são estacionárias, haja vista que, de acordo com Machado, Sachsida e Mendonça (2005), a não estacionariedade das séries do painel poderiam gerar duas situações mutuamente excludentes: i) relação espúria na estimação obtida via utilização da metodologia convencional para dados em painel (ENTORF, 1997); ii) aplicação única de um método de co-integração como um meio de se obter uma relação consistente entre as variáveis (PEDRONI, 2000).

Além do problema anterior, Wooldridge (2010) indica que, atrelada às séries temporais, pode incidir a presença de autocorrelação, que ocorre quando não existe interdependência entre os erros de um mesmo indivíduo, mantendo correlação no decorrer do tempo. Portanto, buscando evitar esse problema, aplicou-se o teste de Wooldridge, que sugere, como hipótese nula, a ausência de correlação.

Segundo Gujarati (2006), embora o modelo de dados em painel tenha diversas vantagens frente a outros modelos, pode apresentar, como limitação, outra dificuldade de estimação, que consiste na heterocedasticidade, uma vez que no modelo de dados em painel se realiza a junção de dados de corte transversal e séries temporais. Assim, também se realizou o teste Breusch-Pagan/Cook-Weisberg, para verificar se sua hipótese nula, de variância constante, é aceita ou recusada.



## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados são apresentados nesta seção e foram subdivididos em duas partes. Na primeira, expõem-se as estatísticas descritivas das variáveis contempladas no modelo econométrico adotado no estudo, e, na segunda, são expostos os resultados da estimação da equação gravitacional, que se concentram no modelo PPML.

### 4.1 Análise Descritiva

*A priori*, conforme já mencionado, realizou-se uma análise descritiva das variáveis consideradas na pesquisa, como forma de resumir as principais características do conjunto de dados por meio do uso de medidas de dispersão (Máximo, Mínimo, Desvio Padrão e Coeficiente de Variação) e de tendência central ou de posição (Média). Utilizou-se o período compreendido dos anos de 2001 a 2016 e consideraram-se os 13 países que representaram cerca de 98% do total de importações do mamão, no tempo supracitado. Os resultados são expressados na Tabela 13.

Tabela 13 - Estatísticas descritivas das variáveis contempladas no estudo

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio-Padrão	Coeficiente de Variação (%)
Exportações de mamão (Em mil US\$)	22772,84	34975,86	43241,11	4997,89	14,29
Distância Geográfica (Km)	1566,41	7927,61	10252,27	2789,75	35,19
PIB <i>per capita</i> do Brasil (Em US\$)	3526,16	8047,22	13183,01	3140,88	39,03
PIB <i>per capita</i> dos países importadores (Em US\$)	3126,66	35968,23	85709,84	16579,92	46,10
Preços Internacionais do mamão (US\$ por Kg)	1,32	1,66	1,90	0,17	10,25
Taxa de Câmbio (US\$/R\$)	0,27	0,43	0,62	0,11	25,43
Índice de Liberdade de Negócios	52,80	79,66	96,90	9,99	12,54

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

Conforme se pode observar, no período considerado, os valores das exportações do mamão brasileiro variaram de US\$ 22.772.000,84 a US\$ 43.241.000,11, referentes aos anos de 2001 e 2014, respectivamente, com média de US\$ 34.9750.00,86 e reduzida variabilidade, haja vista o baixo coeficiente de variação contido na referida variável (14,29%). Considerando os países importadores de maneira desagregada, observou-se que o maior montante de exportação foi direcionado à Holanda em 2005, perfazendo cerca de US\$ 13.737.832,40.

Em se tratando da renda *per capita* dos países que se relacionam comercialmente, e tendo em vista o período considerado, verificou-se que, por um lado, a média do PIB *per capita* anual dos países selecionados para a amostra fez um valor de aproximadamente US\$ 35.968,23, com destaque para a Suíça, que obteve o maior montante em 2011

(US\$ 85.709,84, e Argentina, com a menor renda *per capita* (US\$ 31.26,66), em 2002. Ressalta-se, ainda, que a referida variável foi a que exibiu a maior variabilidade em seus valores, haja vista o coeficiente de variação mais expressivo dentre os demais (46,10%). Por outro lado, o PIB *per capita* do Brasil variou de US\$ 3.526,16 a US\$ 13.183,01 (2002 e 2011, respectivamente), com média de US\$ 8.047,22, e menor heterogeneidade, ainda que elevada, uma vez que seu coeficiente de variação foi de 39,03%.

Além disso, evidenciou-se o fato de que a média da distância geográfica da Brasil perante seus parceiros comerciais foi de cerca de 7927 Km, variando de aproximadamente 1.566 Km (Brasil/Uruguai) a 10252 Km (Brasil/Alemanha). O coeficiente de variação da distância geográfica também se mostrou relativamente elevado (35,19%), fato que pode ser justificado pela utilização de países da América do Sul, América do Norte e Europa na amostra.

A média da taxa de câmbio, por sua vez, foi de US\$ 0,43 para cada real comprado pelo Banco Central. A maior e a menor taxa de câmbio do período foram de US\$ 0,27 e US\$ 0,62, em 2003 e 2011, respectivamente. Já os preços do mamão no comércio internacional, medidos com base no quilograma do produto, variaram de US\$ 1,32, em 2001 a US\$ 1,90, em 2011, sendo essa a variável que apresentou a menor heterogeneidade nos dados, uma vez que expressou o menor coeficiente de variação (10,25%).

Por fim, salienta-se que o menor Índice de Liberdade de Negócios foi o da Argentina, em 2015 (52,8), enquanto o Canadá, em 2006, foi aquele que obteve o maior índice (96,9). Em média, os principais importadores do mamão brasileiro obtiveram um desempenho considerado majoritariamente livre, haja vista que o Índice de Liberdade de Negócios médio observado foi de 79,66.

## 4.2 Análise do modelo gravitacional

Antes de proceder à estimação do modelo gravitacional propriamente dito, aplicou-se o teste de raiz unitária de Levin, Lin e Chun (2002) para cada variável contemplada no estudo, como meio para observar se as séries são estacionárias e evitar o possível problema de regressão espúria, mencionado na seção metodológica. Ressalta-se que as variáveis adotadas para a análise do desempenho exportador do mamão brasileiro no comércio internacional foram estimadas na sua forma de logaritmo natural, visando à captação do efeito da elasticidade pelos respectivos coeficientes. Os resultados do referido teste são expostos na Tabela 14.

Tabela 14 – Teste de Levin, Lin e Chu (2002) de raiz unitária para as variáveis consideradas no modelo gravitacional.

Variável	Ordem de integração	Estatística do teste	P-valor
Exportações de mamão	I(0)	-3,5213	0,0002
LnPIBpcj	I(0)	-4,6912	0,0000
LnPIBpci	I(0)	-5,9942	0,0000
LnILN	I(0)	-1,6922	0,0453
LnPI	I(0)	-5,4585	0,0000
LnTC	I(0)	-3,1635	0,0008

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados contemplados na pesquisa.

Como pode ser observado, com base nos resultados do teste, ao nível de 1% de significância, pode-se rejeitar a hipótese nula de que há raiz unitária para todas as séries, sendo elas, portanto, estacionárias em nível, exceto no caso do Índice de Liberdade de Negócios, em que a hipótese nula é rejeitada a 5% de significância. Assim, torna-se possível prosseguir com o procedimento metodológico, que consiste na estimação dos determinantes das exportações do mamão brasileiro, sem incorrer nos problemas anteriormente mencionados.

Como já delineado na seção metodológica, a estimação do modelo gravitacional foi realizada via modelos *Pooled*, Efeitos Fixos, Efeitos aleatórios e *Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood* (PPML). Salienta-se que, como nos estudos de Andia, Garcia e Bacha (2011), Silva (2015) e Mazzuchett e Shikida (2017), também foram realizados os testes de Breusch Pagan e Cook/Weisberg e Wooldridge (2002) para verificar a presença de heterocedasticidade

e autocorrelação, respectivamente; bem como a aplicação dos testes de Chow, Multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch-Pagan e Hausman para a escolha do método mais adequado de estimação. Os resultados destes testes, em que são indicadas as hipóteses nulas e alternativas, são expostos na Tabela 15.

Tabela 15 – Estatísticas dos testes de hipóteses

Teste	Tipo de análise	Hipótese Nula	P-valor
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	Heterocedasticidade	Homocedasticidade	0,3596
Wooldridge	Correlação serial	Ausência de Autocorrelação	0,1381
Chow	<i>Pooled X</i> Efeitos Fixos	Modelo Pooled	0,0000
LM de Breusch-Pagan	<i>Pooled X</i> Efeitos Aleatórios	Modelo Pooled	0,0000
Hausman	Efeitos Fixos x Efeitos Aleatórios	Modelo de Efeitos Aleatórios	0,0002

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Conforme se pode verificar, o teste de heterocedasticidade de Breusch-Pagan/ Cook Weisberg sugere que não há heterocedasticidade, haja vista que a hipótese de variância constante não foi rejeitada. Já o teste de Woodridge, revela que não existem evidências de correlação serial, uma vez que não pôde rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Com efeito, não se tornou necessária a estimação do modelo gravitacional levando-se em consideração os erros-padrão robustos, como meio de atenuar a incidência dos referidos pressupostos (WOOLDRIDGE, 2002; GREENE, 2008).

O teste de Chow, que realiza o comparativo entre o modelo *pooled* e o de Efeitos Fixos, indicou, ao nível de 1% de significância, que a hipótese nula de que não há heterogeneidade entre os grupos de indivíduos no painel deve ser rejeitada, evidenciando a preferência do modelo de Efeitos Fixos perante o modelo de dados empilhados (*pooled*).

Já o teste Multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch-Pagan, que analisa os resíduos de modelo estimado por meio de Mínimos Quadrados Ordinários, possibilita analisar a estimação mais satisfatória entre os modelos *Pooled* e Efeitos Aleatórios, sugeriu que a variação ( $u$ ) é diferente de zero, portanto, a hipótese nula de que não existem efeitos aleatórios

foi rejeitada a 1% de significância, indicando que o modelo de Efeitos Aleatórios seria mais apropriado do que o *pooled*.

Por fim, o teste de Hausman, útil na tomada de decisão entre o modelo de Efeitos Fixos ou Aleatórios, não rejeitou a hipótese nula de erros não sistemáticos para o modelo, sendo preferível, nesse caso, o modelo de efeitos fixos ante o modelo de Efeitos Aleatórios, também considerando o nível de 1% de significância. De acordo com Arevalo, Andrade e Silva (2016), tal resultado é esperado, uma vez que existem efeitos individuais não observáveis determinantes nas relações comerciais entre os parceiros comerciais. A estimativa realizada por Efeitos Aleatórios, no entanto, não pode ser desprezada, haja vista que, segundo Maddala (2011), a técnica de dados em painel para o modelo gravitacional, que tem a distância como variável tradicional, e a possível inclusão de variáveis binárias, caracterizadas por serem constantes entre as unidades *cross-sections*, deve utilizar preferencialmente a estimação por efeitos aleatórios.

Nesse sentido, seguindo os estudos de Arevalo, Andrade e Silva (2016) e Agudelo (2017), e considerando as vantagens e desvantagens desses modelos e abordagem teórica do modelo gravitacional, optou-se por apresentar os resultados para todos esses modelos, com destaque para a inclusão do modelo PPML, já que, segundo Silva e Tenreyro (2006), tal modelo não produziu estimativas viesadas em suas simulações de Monte Carlo, considerando os efeitos individuais dos países, sendo mais robusto do que os demais modelos. Os resultados são expostos na Tabela 16.

Tabela 16 – Estimativas do modelo gravitacional para os modelos *pooled*, Efeitos Fixos, Efeitos Aleatórios e PPML

	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	PPML
LnDist	-7.2334* (1.5977)	-4.7436** (2.3838)	-8.0887** (3.5307)	-8.1486* (2.3259)
lnPIBpcj	1.1638* (0.3919)	1.1322* (0.2164)	1.1268* (0.2247)	1.9116** (0.8583)
lnPIBpci	0.3119 (0.4344)	0.5643* (0.1944)	0.5585* (0.2034)	0.5988** (0.2780)
LnPI	0.4317 (1.2329)	-0.5006 (0.5440)	-0.4651 (0.5695)	-1.1285* (0.4085)

Cont.

	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios	PPML
	(0.5994)	(0.2625)	(0.2749)	(0.3257)
LnILN	-0.0493 (0.9903)	1.1332** (0.5303)	1.0710*** (0.5512)	0.1822 (2.0344)
Mercosul	-13.9373* (2.4638)	-10.5211** (4.4664)	-15.1510** (6.1279)	-15.0653* (3.7290)
Nafta	-1.4407* (0.4219)	-1.0566*** (0.6088)	-1.5812*** (0.8617)	-1.9553* (0.5548)
Litoral	0.9677** (0.3913)	1.4963* (0.2102)	0.7668 (0.8784)	1.8078** (0.7606)
_cons	64.3721* (13.1043)	34.8827 (22.7714)	65.8990** (32.0560)	61.2155* (19.3771)
N	204	204	204	208
R <sup>2</sup>	0,51	0,35	0,36	0,36
Reset				0,96

Nota: Entre parênteses encontram-se os erros padrão. Os valores do R<sup>2</sup> dos Modelos de Efeitos Fixos e Aleatórios dizem respeito à classe “within groups”.

\*\*\* Reflete a significância a 10%; \*\* significância a 5%; e \* significância a 1%.

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Conforme pode ser verificado, no caso do modelo *pooled*, o PIB *per capita*, a taxa de cambio, os preços internacionais do mamão e o Índice de Liberdade de Negócios não foram significativos. Consoante assinala Weeks (2014), no entanto, dado que a variância não é nula, fato demonstrado pelo teste LM de Breusch-Pagan, seus resultados podem ser descartados. Nos demais modelos, todas as variáveis explicativas são estatisticamente significativas, exceto no caso dos preços internacionais, no modelo de efeitos fixos e aleatórios, da *dummy* que indica se o país possui saída para o mar, no caso do modelo de efeitos aleatórios, e do Índice de Liberdade de Negócios, ao se considerar o modelo PPML.

Como mencionado anteriormente, Silva e Tenreyro (2006) sinalizam que o modelo PPML possui robustez mais elevada, argumento ratificado por Weeks (2014), sendo, portanto, o modelo com os coeficientes analisados.

Desse modo, com base na Tabela 16, nota-se que, ao nível de 1% de significância, o aumento de 1% na distância entre o Brasil e seus parceiros comerciais tende a reduzir o fluxo bilateral entre eles em aproximadamente 8%. O resultado está de acordo com o preconizado pela literatura, haja vista que, conforme Silva (2015) e Arevalo, Andrade e Silva (2016), tal variável consiste em um obstáculo ao comércio entre os países, já que pode ensejar custos de

transportes expressivos, causando desestímulo às importações do produto em questão.

No que diz respeito ao coeficiente do Produto Interno Bruto *per capita* dos países importadores, evidenciou-se uma relação positiva e significativa das exportações do mamão brasileiro. Assim, dado o nível de 1% de significância, o acréscimo de 1% na renda *per capita* dos parceiros comerciais brasileiros levam a uma variação positiva de cerca de 1,91% nas exportações do referido produto nacional. Essa evidência é pertinente ao mostrado pela teoria, em que a renda e a demanda mantêm uma relação direta, podendo ser citados os estudos de Zanchi (2010), Souza e Burnquist (2011), Scheltema (2013), Silva (2015) e Arevalo, Andrade e Silva (2016). Quanto ao PIB *per capita* brasileiro, este também registrou um resultado de acordo com o esperado, uma vez que apresentou relação direta com as exportações, sugerindo que o aumento de 1% na renda *per capita* do Brasil proporciona acréscimo de algo em torno de 0,60% em suas exportações de mamão, a 5% de significância. De acordo com Silva, Justo e Magalhães (2004), isso ocorre porque quanto maior a economia nacional, maior é a tendência de que essa economia se especialize nos produtos com maior demanda doméstica, gerando ganhos de escala e levando-a, conseqüentemente, a ter maior oferta de tais bens para exportação.

Já a variável que reflete os preços internacionais do mamão demonstrou significância a 1%, entretanto, uma relação inversamente proporcional às exportações brasileiras de mamão. Assim, o crescimento de 1% nos preços internacionais desse produto leva a uma redução de cerca de 1,13% nas suas exportações nacionais. Essa inferência corrobora as pesquisas de Scheltema (2013) e Aguiar (2018), ao indicar que o crescimento do preço internacional de um dado produto proporciona uma redução nos seus valores de exportação.

A taxa de câmbio também obteve significância estatística e relação positiva com as exportações de mamão brasileiro. Dessa forma, o aumento de 1% na taxa de câmbio gera variações positivas de aproximadamente 0,94% nas exportações de mamão. Arevalo, Andrade e Silva (2016) justificam essa evidência, afirmando que desvalorizações na moeda nacional de um determinado país tendem a incentivar suas exportações. Em se tratando do Índice de Liberdade de Negócios dos importadores brasileiros selecionados, nada se pode inferir, já que tal variável não obteve significância estatística.

Com relação as variáveis binárias que indicam a qual bloco econômico pertencem os países importadores, verificou-se que em todos os modelos analisados, dadas as significâncias em suas estimativas, os países pertencentes ao MERCOSUL e NORTH AMERICAN FREE TRADE AGREEMENT (TRATADO NORTE-AMERICANO DE LIVRE COMÉRCIO) (NAFTA) reduziram o fluxo bilateral de mamão com o Brasil. Por um lado, no caso do

Mercosul, pode-se justificar esse resultado conforme Ferreira, Lírio e Mendonça (2010), ao qual sugere que a renda e a dotação de fatores de produção conduzem a um reduzido comércio de frutas intrabloco, haja vista que, embora as frutas possam ser comercializadas *in natura*, estas expressam elevado valor agregado, especialmente em razão de aspectos de logística e qualidade. Assim, dado que os países pertencentes ao MERCOSUL possuem, em média, rendas per capita inferiores aos países da União Europeia, o consumo de frutas nesses países é relativamente menor. Por outro lado, em se tratando do NAFTA, tal resultado pode ser explicado pela maior exigência sanitária, fitossanitária e técnica por parte dos países que compõem esse bloco.

Além disso, tem-se que a variável *dummy* relacionada ao fato de o país importador possuir ou não saída para o mar, também foi significativa em todos os modelos, resultado condizente com o esperado na literatura, a exemplo do estudo de Silva (2015), indicando que a existência de saída para o oceano contribui positivamente nos fluxos comerciais entre o Brasil e seus parceiros comerciais.

Por fim, pode-se observar que o percentual de 35,22% da variação da exportação do mamão brasileiro está sendo explicado pelo conjunto de variáveis independentes adotado. O baixo  $R^2$  verificado, segundo Arevalo, Andrade e Silva (2016), pode ter sido consequência da seleção dos mercados de destino. No entanto, como forma de comprovar que o modelo empregado é apropriado, aplicou-se o teste de Reset, de Ramsey (1969), em que a hipótese nula de que o modelo não apresenta variáveis omitidas foi aceita, em virtude da não rejeição dessa hipótese, evidenciando que o modelo empregado não contém erros de especificação.



## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Como se pode observar, o Brasil detém papel de destaque no comércio internacional de mamão, estando entre os principais produtores e exportadores desse fruto. De 2001 a 2016, o mamão foi responsável por gerar cerca de 550 milhões de dólares, advindos predominantemente da Europa e dos Estados Unidos, que, juntos, correspondem a aproximadamente 90% desse montante.

Este ensaio, com efeito, teve como propósito analisar os determinantes das exportações brasileiras de mamão, considerando países da Europa, da América do Sul e América do Norte, que representam quase 98% do total de exportações do referido fruto de 2001 a 2016. Para tanto, aplicou-se o modelo gravitacional, que passa pela aplicação da metodologia de dados em painel.

Na estimação da equação gravitacional aplicados ao mamão, procurou-se analisar o impacto de variáveis identificadas na teoria como relevantes para qualquer que seja o fluxo comercial, quais sejam: a renda do exportador e dos países importadores, o distanciamento geográfico entre o Brasil e seus parceiros comerciais, os preços internacionais do mamão, a taxa de câmbio e um indicador de liberdade econômico, além de variáveis binárias que representaram o bloco econômico de que o país importador faz parte, e se o país em questão algum possui território litorâneo.

Os resultados demonstraram que, assim como para outros fluxos comerciais de outros produtos, tais variáveis são importantes condicionantes das exportações do mamão brasileiro, à exceção do Índice de Liberdade de Negócios, e mostraram sinais condizentes com o preconizado pela literatura. Desse modo, observou-se, de fato, no caso do mamão, que seus fluxos no comércio são explicados diretamente pelo produto dos tamanhos econômicos do Brasil e de seus parceiros comerciais, e inversamente proporcional à distância que os separam. Além disso, pode-se destacar a relação direta das exportações do mamão brasileiro com os preços internacionais e a relação direta com a taxa de câmbio.

Ademais, ressalta-se a influência negativa de países do MERCOSUL e do NAFTA sobre as exportações do mamão brasileiro, justificado pela menor renda *per capita* e dotação de fatores dos países do MERCOSUL perante os países da União Europeia, e das imposições fitossanitárias, no caso dos países do NAFTA.

## CONCLUSÃO GERAL

Esta dissertação é constituída por dois capítulos que versam sobre o desempenho das exportações brasileiras de mamão, sendo o primeiro referente à integração espacial de mercados, e o segundo relacionado aos determinantes dessas exportações. São adotadas metodologias distintas, a fim de verificar como está a dinâmica desse mercado exportador, que compõe um segmento importante do agronegócio brasileiro.

No primeiro artigo, que recebe o título “Integração espacial dos preços de exportação do mamão brasileiro sob a ótica dos custos de transação no período de 2001 a 2017”, busca-se estudar o processo de integração entre os principais mercados exportadores brasileiros de mamão - Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Bahia e Paraíba - tendo em vista a incidência dos custos de transação, haja vista que a integração comercial do setor está diretamente relacionada a sua competitividade. Para tanto, se utilizaram dados mensais referentes aos preços de exportação do mamão de 2001 e 2017, retirados do Brasil (2018b), sendo a amostra composta por 204 observações. Como metodologias, foram aplicados o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC) e Modelo de Correção de Erro Vetorial com *Threshold* (TVEC).

Como principais resultados, o primeiro artigo evidenciou que os principais mercados exportadores do mamão brasileiro se integram, embora essa integração não seja perfeita. Ademais, percebe-se o processo de integração entre os mercados do Espírito Santo e Rio Grande do Norte, e Espírito Santo e Paraíba, são influenciados pelos custos de transação.

O segundo capítulo procurou analisar os condicionantes das exportações brasileiras de mamão, procurando observar o impacto de variáveis, como o PIB *per capita* brasileiro e dos países importadores, distância, preços internacionais, Índice de Liberdade de Negócios e taxa de câmbio sobre o valor dessas exportações. Para isso, aplicou-se o modelo gravitacional e retiraram-se informações a respeito dessas variáveis de diversas fontes, como o Brasil (2018b), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Banco Mundial, Centro de Pesquisa Francês no âmbito da Economia Internacional (CEPII), Banco Central, Heritage Foundation e Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAOSTAT), considerando-se o período de 2001 a 2016 e os 13 principais importadores desse fruto, tendo um total de 208 observações.

Os principais resultados deste ensaio sugerem que o fluxo comercial do mamão brasileiro para o comércio externo é diretamente proporcional ao produto das rendas *per capita* entre eles e inversamente proporcional à distância que os separam. Além disso, pôde-se

perceber que as exportações do mamão brasileiro foram afetadas positivamente pela taxa de câmbio e negativamente pelos preços internacionais.

## REFERÊNCIAS

- ABIDIN, I. S. Z.; HASEEB, M.; CHIAT, L. W.; ISLAM, M. R. Determinants of Malaysia – BRICS trade linkages: gravity model approach. **Investment Management and Financial Innovations**, v, 13, n. 2, p. 389-398. 2016.
- AGUDELO, A. M. A. **Impactos da volatilidade da taxa de cambio de cambio no comércio da Colômbia com seus principais parceiros comerciais mediante um modelo gravitacional período 2004-2014**. 2017. 84f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Federal do Paraná. 2017.
- AGUIAR, G. M. B. **Condicionantes da Exportação de Carne Bovina do Brasil: Uma Abordagem Gravitacional**. 2018. 47f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2018.
- AHMED, J.; SHIVHARE, U. S.; SANDHU, K. S. Thermal degradation kinetics of carotenoids and visual color of papaya puree. **Journal of Food Science**, v. 67, n. 7, p. 2692-2695, 2002.
- ALMEIDA, F. M.; SILVA, O. M.; BRAGA, M. J. O comércio internacional do café brasileiro: a influência dos custos de transporte. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 49, n. 2, p. 323-340, 2011.
- ALVES, J. S.; LIMA, R. C. Integração dos mercados de açúcar no Brasil considerando a presença de custos de transação. *In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia de Sociologia Rural*, 48, 2010. **Anais...** Campo Grande, MS: SOBER, 2010. p. 1-21.
- ANDIA, L. H.; GARCIA, R.; BACHA, C. J. C. A influência dos fatores econômicos e jurídicos sobre o desempenho das empresas do agronegócio brasileiro: período de 2003 a 2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 49, n. 4, p. 875-908, 2011.
- ANIBIJUWON, I. I.; UDEZE, A. O. Antimicrobial activity of Carica papaya (pawpaw leaf) on some pathogenic organisms of clinical origin from South-Western Nigeria. **Ethnobotanical Leaflets**, v. 2009, n. 7, p. 4, 2009.
- ARDENI, P. G. Does the Law of One Price really hold for commodity prices? **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 71, n. 3, p. 661-669, 1989.
- AREVALO, J. L. S.; ANDRADE, Á. M. F.; SILVA, G. A. B. Uma Nota Sobre Modelos Gravitacionais Aplicados à Exportação de Café de Brasil, Colômbia e Peru. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 3, p. 271-280, 2016.
- BADO, Á. L. Das vantagens comparativas à construção das vantagens competitivas: uma resenha das teorias que explicam o comércio internacional. **Revista de Economia & Relações Internacionais**, São Paulo, v. 3, n. 5, p. 5-20, julho/2004.
- BALCOMBE, K., BAILEY, A. e BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.

BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Threshold cointegration. **International Economic Review**, v. 38, p. 627-645, 1997.

BAMPI, S. L. **Uma abordagem gravitacional da evolução do comércio potencial entre o Brasil e parceiros asiáticos selecionados**. 2017. 75 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, RS, 2017.

BARRETT, C.B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.

BLACK, C. Preços de commodities, termos de troca e crescimento econômico brasileiro nos anos 2000. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 42, n. 3, p. 27-44, 2015.

BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). **Plano nacional de desenvolvimento da fruticultura**. 2018. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 22 maio 2018.

BRASIL. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. (MDIC). **Estatísticas de Comércio Exterior do Brasil**. Brasília, 2018. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>>. Acesso em: 10 out. 2018.

CAIXETA, A. C. D.; CUNHA, C. A.; WANDER, A. E. Integração de preços nos mercados brasileiro e internacional de algodão. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 47, n. 4, p. 79-90, 2016.

CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 5, n. 3, 2007.

CARDOSO, R. D; SCHNEIDER, M. B.; BECHLIN, A. R. Desenvolvimento do Mercosul: uma avaliação dos fluxos de comércio. **Redes**, Canoas, RS, v. 21, n. 1, p. 9-35. 2016.

CARVALHO, J. M.; MIRANDA, D. L. As exportações brasileiras de frutas: um panorama atual. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA DE SOCIOLOGIA RURAL, 47, 2009. **Anais...** Porto Alegre, RS: SOBER, 2009. p. 1-20.

CHENG, I.; WALL, H.J. Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, St. Louis, v. 87, n. 1, p. 49-63, 2005.

CORONEL, D. A.; SOUSA, E. P.; AMORIM, A. L. Desempenho exportador do mel natural nos estados brasileiros. **Pesquisa & Debate. Revista do Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política**, São Paulo, v. 22, n. 40. 2011.

COSTA JÚNIOR, M. P.; KHAN, A. S.; SOUSA, E. P.; LIMA, P. V. P. S. Análise de cointegração com threshold nos mercados exportadores de mel natural no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 53, n. 2, p. 305-320, 2015.

COSTA, S. M. A. L.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados de algodão, milho e arroz.

**Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 38, n. 2, p. 41-70, 2000.

CUNHA FILHO, M. H. C. **Competitividade da fruticultura brasileira no mercado internacional**. 2005. 111 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza. 2005.

CUNHA, C. A.; SILVA NETO, W. A.; SCALCO, P.R. Custos de transação nos preços do milho: o caso do Centro-Oeste. **Custos e @gronegócio on line**, v. 11, n. 4, 2015.

CUNHA, D. A.; LIMA, J. E.; BRAGA, M. J. Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com *threshold*. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 28, n. 53, p. 251-267, 2010.

EDET, G. E.; AKPAN, S. B.; PATRICK, I. V. Assessment of Price Transmission and Market Integration of Pawpaw and Leafy Telfairia in Akwa Ibom State, Nigeria. **American Journal of experimental Agriculture**, v. 4, n. 11, p. 1367 -1384, 2014.

EGGER, P.; PFAFFERMAYR, M. Distance, trade and FDI: a Hausman–Taylor SUR approach. **Journal of Applied Econometrics**, v. 19, n. 2, p. 227-246, 2004.

ENTORF, H. Random walks with drifts: Nonsense regressions and spurious fixed-effect estimation. **Journal of Econometrics**, v. 80, issue 2, p. 287-296, 1997.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. **Handbook of Agricultural Economics**. 2001. p. 971-1024. v. 1.

FAMINOW, M.; BENSON, B. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 72, p. 49-62, 1990.

FOOD and Agriculture Organization of the United Nations (FAOSTAT). **Culturas e produtos pecuários**. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/>>. Acesso em: 19 maio 2018.

FARIA, R. N.; PIAO, R. S.; VEIRA, J. G. V. V.; LIRIO, V. S. Custo de transação e exigências técnicas nas exportações de manga e de mamão. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 38, n. 5, p. 59-71, 2008.

FARIAS, J. J.; HIDALGO, Á. B. Comércio interestadual e comércio internacional das regiões brasileiras: uma análise utilizando o modelo gravitacional. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 43, n. 2, p. 251-266, 2012.

FEENSTRA, R. C.; MARKUSEN, J. R.; ROSE, A. K. Using the gravity equation to differentiate among alternative theories of trade. **The Canadian Journal of Economics**, Montreal, v.34, n.2, p.430-477, 2001.

FERREIRA, Marcelo Dias Paes; LÍRIO, Viviani Silva; DE MENDONÇA, Talles Girardi. Análise do perfil e grau de incidência de barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de frutas selecionadas. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 41, n. 4, p. 683-698, 2010.

FIANI, R. Teoria dos custos de transação. *In*: KUPFER, D.; HASENCLEVER, L.

(Org.). **Economia industrial**: fundamentos teóricos e práticos no Brasil. Rio de Janeiro: Campus, 2002. p. 267-286.

FIORAVANÇO, J. C. O mercado comunitário de frutas: participação e perspectivas para o Brasil. **Informações econômicas**, São Paulo, v. 30, n. 3, p. 17-33, 2000.

FONSECA, H. V. P.; XAVIER, L., F.; COSTA, E. F. Análise das exportações de uvas frescas brasileiras: uma estimação gravitacional a partir do modelo de regressões aparentemente não relacionadas. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 57, n. 2, p. 81-98, 2010.

FRANSES, P. H.; HOBIJN, B. Critical values for unit root tests in seasonal time series. **Journal of Applied Statistics**, v. 24, n. 1, p. 25-48, 1997.

FRATIANNI, M. The Gravity Equation in International Trade. *In*: **Handbook of Internacional Bussiness**, 2. ed., Oxford University, Università Politecnica Del Marche, 2009. p. 1-41.

GONÇALVES, R. A teoria do comércio internacional: uma resenha. **Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 12, n. 1, p. 3-20, 1997.

GONZÁLEZ-RIVERA, G; HELFAND, S. M. The extent, pattern and degree of Market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice Market. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001.

GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.

GRÄF, C. O.; AZEVEDO, A. F. Z. Comércio bilateral entre os países membros do Mercosul: uma visão do bloco através do modelo gravitacional. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 1, p. 135-158, 2013.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2007.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. São Paulo: Elsevier, 2006.

HANSEN, B. E; SEO, B. Testing for two-regimes threshold cointegration in vector error correction models. **Journal of Econometrics**, v.110, n.9, p.293-318, 2002.

HARDISSON, A.; RUBIO, C.; BAEZ A.; MARTIN, M. M.; ALVAREZ, R. Mineral composition of the papaya (Carica papaya variety sunrise) from Tenerife island. **European Food Research and Technology**, v. 212, n. 2, p. 175-181, 2001.

HATAB, A. A.; ROMSTAD, E.; HUO, X. Determinants of Egyptian Agricultural Exports: A gravity model approach. **Modern Economic**, v. 1, p.134-143, 2010.

HELLIWELL, J. F. National borders, trade and migration. **Pacific Economic Review**, v. 2, n. 3, p. 165-185, 1997.

HIDALGO, A. B.; VERGOLINO, J. R. O nordeste e o comércio inter-regional e

internacional: um teste dos impactos por meio do modelo gravitacional. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 4, p. 707-725, 1998.

ISTAKE, M. **Comércio externo e interno do Brasil e das suas macrorregiões: um teste do Teorema de Heckscher-Ohlin**. 2003. 158 f. Tese (Doutorado em Economia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

JAIME, P. C.; FIGUEIREDO, I. C. R.; MOURA, E. C.; MALTA, D. M. Fatores associados ao consumo de frutas e hortaliças no Brasil, 2006. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 43, p. 57-64, 2009.

JONES, R.; NEARY, P. The Positive Theory of International Trade. In: JONES, R.; KENEN, P. (Ed.). **Handbook of internacional economics**. Amsterdam: Elsevier, 1984.

JUNQUEIRA, B. A. Identificação e análise de barreiras não tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina. 2006. 156f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2006.

JUSTEN JUNIOR, A. A.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Eficiência dos mercados da soja no Brasil (2004-2010). **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 15, n. 2, 2013.

KRISTJÁNSDÓTTIR, H. A gravity model for exports from Iceland. **Centre for Applied Microeconomics, Department of Economics, University of Copenhagen**, 2005. Disponível em: < <https://www.econ.ku.dk/cam/wp0910/wp0406/2005-14.pdf>>. Acesso em: 20 Maio 2018.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional**. 8. ed. São Paulo: Makron Books, p. 405-430, 2010.

LEUSIN JÚNIOR, S.; DE AZEVEDO, A. F. Z. O Efeito Fronteira das Regiões Brasileiras: Uma Aplicação do Modelo Gravitacional. **Revista Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 2, p. 229-258, maio/ago. 2009.

LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic And Finite Sample Properties. **Journal of Econometrics**, 108, p.1-24, 2002.

MACHADO, J. B. B.; SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C. Abertura comercial e inflação: uma análise para dados em painel. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 35, n. 3, p. 547-567, 2005.

MADDALA, G. S. **Introdução à Econometria**. Rio de Janeiro: LTC – Livros Técnicos e Científicos. 2001. cap.5, 8 e 15.

MORATOYA, E. E.; CARVALHAES, G. C.; WANDER, AL. E.; ALMEIDA, L. M. M. C. Mudanças no padrão de consumo alimentar no Brasil e no Mundo. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 22, n. 1, p. 72-84, 2013.

MARTINS, A. P.; SILVA, F. A.; GOMES, M. F. M. G.; ROSADO, P. L. Desempenho do comércio exterior em Minas Gerais: estrutura, vantagem comparativa e comércio intraindústria. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 8, n. 2, p. 221- 250, 2010.



MATA, D.; FREITAS, R. E. Produtos agropecuários: para quem exportar? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 2, p. 257-290, 2008.

MATOS, M. A.; NINAUT, E. S.; CAIADO, R. C. A influência do câmbio na formação de preços do agronegócio. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 17, n. 4, p. 6-13, 2008.

MATTOS, L. B. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. 2008. 179 f. Tese (Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2008.

MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 47, n. 1, p. 249-274, 2009.

MAZZUCHETTI, R. N.; SHIKIDA, P. F. A. O comércio internacional do açúcar sob a perspectiva do modelo gravitacional. **Revista de Ciências Agrárias**, Lisboa, v. 40, n. 2, p. 210-220, 2017.

MENDONÇA, T. G.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S.; PEREIRA, V. F. Integração espacial no mercado brasileiro de soja em grão, no período 1994-2008. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 29, n. 55, p. 235-258, 2011.

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs—a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, v. 31, n. 2-3, p. 327-334, 2004.

NACHREINER, M. L.; SANTOS, R. R. P. Janelas de mercado: a fruticultura brasileira no mercado internacional. de frutas. In: **Revista Hortifruti Brasil**, Piracicaba, v. 1, n. 4, p. 10-13, 2002.

NAKASONE, H.Y.; PAULL, R.E. Papaya. In: PAULL, R. E; DUARTE. O, (ORGS) . **Tropical Fruits**. New York: CAB International, 1998. p. 291-327.

NOGUEIRA, J. G. A. **Proposta de plano estratégico para a fruticultura brasileira ampliar a participação no mercado internacional**. 2011. 165 f. Dissertação (Mestrado em Mercados e Estratégias) – Ribeirão Preto: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, FEAC, 2011.

OLIVEIRA, E. N. **Fluxos passados e potencial de comércio internacional do Brasil por setores, 2000 a 2011**. 2013. 70 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa. 2013.

PAAS, T. **Gravity approach for modeling trade flows between Estonia and main trading partners**. University of Tartu, Faculty of Economics and Business Administration. 2000. 48p.

PASSONI, A. C.; NEVES, M. C. M.; RODRIGUES, B. B.; BOTEON, M. Análise dos principais entraves na exportação de frutas brasileiras. In: CONGRESSO BRASILEIRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Brasília: SOBER, 2006. p. 1-10.

PAULA, J.; MIRANDA, M. I. C. Análise do padrão de comércio entre os países do BRICS. **Ensaaios FEE**, Porto Alegre, v. 37, n. 4, p. 1005, 2017.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration test in heterogeneous panels with multiple regressions. **Oxford Economic Papers**, v. 61(0), p. 653-670, Special Issue 1999.

PEREIRA, F. O.; ALMEIDA, A. N. O impacto das medidas técnicas sobre as exportações brasileiras de papel e celulose. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 12, n. 1, 2, 3, 2014.

PRATES, R. C.; PEREIRA, H. P. Análise dos fatores determinantes do comércio internacional brasileiro: uma análise do modelo gravitacional. **Reflexões Econômicas**, Santa Cruz, v. 1, n. 1, p. 105-129, 2015.

RAMSEY, J. Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, p. 350-371, 1969.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 2006. 117 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa. 2006.

SÁ PORTO, P.C.; CANUTO, O. Uma avaliação dos impactos regionais do Mercosul usando dados em painel. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 34, nº 3, p. 465-484, dez. 2004.

SANTOS, I. L. **As vantagens comparativas das exportações portuguesas: um caso prático**. 2013. 47f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia, Gestão e Engenharia Industrial, Universidade de Aveiro, Aveiro. 2013.

SANTOS SILVA, J.M.C.; TENREYRO S. The log of gravity. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 88, n. 4, 2006.

SANTOS, R. G.; SOUSA, E. P. Integração espacial dos mercados exportadores de castanha de caju entre os estados do Ceará e Rio Grande do Norte no período 1997-2015. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 1, p. 62-77, 2017.

SHELTEMA, N. **A Gravity approach to the determinants of international bovine meat trade**. MCom dissertation, University of Pretoria, Pretoria, 2013. Disponível em <<http://hdl.handle.net/2263/41257>>. Acesso em 15 dez. 2018.

SERRANO, L. A. L.; CATTANEO, L. F. O cultivo do mamoeiro no Brasil. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v. 32, n. 3, p. 657-959, 2010.

SILVA, F. A.; GOMES, M. F. M.; CORONEL, D. A.; GOMES, M. T. M. Competitividade das exportações brasileiras de mamão, 1995 a 2008. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 9, n. 3, 2011.

SILVA, J. R. P. **Exportações Brasileiras - Aplicação do Modelo Gravitacional**. 2017. 94 f. Dissertação (Mestrado em Empreendedorismo Internacional) – Programa de Pós Graduação

em Empreendedorismo e Internacionalização, Instituto Superior de Contabilidade e Administração do Porto, Porto, 2017.

SILVA, M. D. **Integração de preços no mercado brasileiro de milho sob a presença de custos de transação no período de 2009 a 2016**. 2017. 81 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Goiás, Goiás, 2017.

SILVA, M.V.B.; JUSTO, W.R.; MAGALHÃES, A.M. Comércio Interestadual e Internacional do Brasil e do Nordeste: Uma Abordagem do Modelo Gravitacional. **Anais... ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA**, 8, 2004, Fortaleza: ANPEC/BNB.

SILVA, O. M.; ALMEIDA, F. M. o viés doméstico no comércio interestadual de produtos florestais no brasil. **Rev. Árvore**, v. 33, n. 2, 2009.

SILVA, T. J. **Desempenho exportador da manga e da uva brasileira no comércio internacional: uma análise entre o período de 2003 a 2013**. 2015. 75 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Pernambuco, Recife. 2015.

SIQUEIRA, K. B. **The dynamics of farm milk price formation in Brazil**. 143 f. Tese (Doutorado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG, 2007.

SOARES, N. S.; SILVA, M. L.; LIMA, J. E. Oferta de exportação da celulose brasileira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 20, n. 2, p. 52-65, 2011.

SOUZA, M. J. P; BURNQUIST, H. L. Facilitação de comércio e impactos sobre o comércio bilateral. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v. 41, n. 1, p. 91-118, 2011.

TABOSA, F. J. S.; ARAÚJO, J. A.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D. Relacionamento de preços dos principais produtos comercializados entre o mercado produtor de Tianguá e mercados atacadistas de Fortaleza e Teresina. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 43, n. 1, p. 171-185, 2012.

TANSAKUL, A.; KANTRONG, H.; SAENGRAYUP, R.; SUR, P. Thermophysical properties of papaya puree. **International Journal of Food Properties**, v. 15, n. 5, p. 1086-1100, 2012.

TARDELLI, B. L. S. Integração espacial da soja escoada do Mato Grosso para o Porto de Santos: uma análise sob os custos de transação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 40, 2012, Porto de Galinhas. **Anais...** Porto de Galinhas – PE, 2012. p. 1-17.

TOMICH, F. A. **Competitividade das exportações brasileiras de frutas selecionadas**. 1999. 95 f. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1999.

TSAY, R. S. Testing and modeling multivariate threshold models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 93, p. 1188–1202, 1998.

VITTI, A. **Análise da competitividade das exportações brasileiras de frutas selecionadas no mercado internacional**. 2009. 107 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

WALL, M. M. Ascorbic acid, vitamin A, and mineral composition of banana (*Musa sp.*) and papaya (*Carica papaya*) cultivars grown in Hawaii. **Journal of Food Composition and analysis**, v. 19, n. 5, p. 434-445, 2006.

WANG, C., WEI, Y.; LIU, X., Determinants of Bilateral Trade Flows in OECD Countries: Evidence from Gravity Panel Data Models. **World Economy**, v. 33, n. 7, p. 894-915, jul. 2010.

WEEKS, D. V. **Determinantes do investimento estrangeiro direto bilateral: Uma abordagem do ambiente de negócios**. 2004. 56 f. Tese (Doutorado, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" - ESALQ/USP) Piracicaba. 2014. 56p.

WILLIAMSON, J. A **Economia Aberta e a Economia Mundial: Um Texto de Economia Internacional**, 3ª edição, Rio de Janeiro: Campus, 1989.

WOOLDRIDGE, J. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 4 ed. Cengage Learning, São Paulo, 725 p. 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**, Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

ZANCHI, V. V. **Determinantes das exportações brasileiras de frutas frescas *in natura*: Uma abordagem sob a ótica do modelo gravitacional**, 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) – PIMES, UFPE. 2010.

ZANCHI, V. V.; COSTA, E. F.; SCHWANTES, F.; XAVIER, L. F. Desempenho das exportações brasileiras de frutas *in natura* (1996-2007): uma análise sob a ótica do modelo gravitacional. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, v. 19, n. 41, 2013.

ZHU, L.; YANG, J. The role of psychic distance in contagion: A gravity model for contagious financial crises. **The George Washington University**, v. 9, 2004.