

DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES DE FRUTAS DA REGIÃO NORDESTE BRASILEIRA (2000 – 2018): UMA ANÁLISE SOB A ÓTICA DO MODELO GRAVITACIONAL

FERNANDA CIGAINSKI LISBINSKI ^{*}
DANIEL ARRUDA CORONEL [†]
PAULO RICARDO FEITEL [‡]

Resumo

Este trabalho analisa os determinantes das exportações das principais frutas produzidas pelo Nordeste brasileiro para seus principais mercados de destino, compreendendo o período de 2000 a 2018. A metodologia utilizada foi o modelo gravitacional. Os resultados encontrados corroboram com trabalhos seminais da literatura econômica, os quais indicam que os fluxos comerciais se relacionam positivamente com as rendas dos países importadores e negativamente com a distância entre país importador e exportador. Ademais, observou-se que o desempenho exportador de cada fruta analisada possui características próprias, tendo em vista que as variáveis analisadas influenciam esse desempenho diferentemente, destacando-se a importância dessa análise desagregada.

Palavras-chave: Nordeste brasileiro; exportações de frutas; agronegócio; modelo gravitacional; competitividade internacional.

Abstract

This paper analyzes the exports determinants of the main fruits produced by the Brazilian Northeast region to its main destination markets, covering the period from 2000 to 2018. The methodology here uses gravity models. The results corroborate to seminal researches in the economic literature, which indicate that trade flows are positively related to the income of importing countries and negatively to the distance between importing and exporting countries. Furthermore, the export performance of each analyzed fruit has its own characteristics, considering that the variables analyzed influence this performance differently, highlighting the importance of this disaggregated analysis.

Keywords: Brazilian Northeast; fruits exports; agribusiness; gravity model; international competitiveness.

JEL classification: F11, F16, Q17

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea181211>

^{*} Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo (ESALQ-USP). E-mail: fernanda.lisbinski@usp.br

[†] Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

[‡] Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: prfeistel@gmail.com

1 Introdução

Dentre os setores do agronegócio, a fruticultura vem se destacando por apresentar crescimento de sua participação no comércio internacional, gerando divisas para o país, além de contribuir para uma maior abertura do mercado em relação ao comércio internacional. Segundo dados da [Agência Brasil \(2020\)](#), o Brasil é o terceiro maior produtor de frutas do mundo, com uma produção de cerca de 5 milhões de toneladas de frutas frescas, o que demonstra o potencial exportador desse setor. No entanto, o país exporta apenas, aproximadamente, 3% desse total. Dados da [SECEX \(2020\)](#) demonstram que, apesar do crescimento das exportações de frutas terem aumentado cerca de 15% em 2019, comparado a 2018, esse setor representou cerca de 0,4% do total de exportações brasileiras (US\$ 183,92 milhões) e cerca de 1,96% das exportações totais do agronegócio brasileiro em 2019. Entre os principais importadores desses produtos estão Países Baixos (33,37%), Estados Unidos (18,65%), Reino Unido (14,67%) e Espanha (12,49%) ([MDIC, 2020](#)).

Destaca-se que as maiores receitas das exportações brasileiras de frutas, em 2019, vieram de goiabas e mangas (24%), melões (17%), castanha de caju (12%), limões e limas (12%), uvas (10%) e mamões (5%), que ocuparam da 1ª a 6ª posições no ranking, respectivamente ([MDIC, 2020](#)). Dentre os países importadores das frutas brasileiras estão Países Baixos (32,4%), Reino Unido (15%), Estados Unidos (13%), Espanha (11%), Portugal (3,7%), Canadá (3,3%) e Alemanha (3,1%) ([MDIC, 2020](#)).

Diante do crescimento das exportações de frutas pelo Brasil, faz-se necessário analisar esse setor, destacando os seus determinantes, visto que, na literatura de comércio internacional, o fluxo comercial entre países é afetado por diversos fatores tais como localização geográfica, legislação, grau de abertura comercial, Produto Interno Bruto (PIB), barreiras sanitárias e fitossanitárias e outros. Além disso, conhecendo-se os fatores que afetam o mercado de frutas, poderão ser elaboradas ações mais eficientes que venham a fortalecer e melhorar a competitividade brasileira no mercado internacional, possibilitando aumento das exportações desse segmento e maiores oportunidades de inserção comercial.

De acordo com dados do [MDIC \(2020\)](#), no ano de 2019, os estados brasileiros que mais exportaram frutas foram Rio Grande do Norte (20,8%), Pernambuco (17,6%), Bahia (17,6%), Ceará (17,4%) e São Paulo (12%). Destaca-se, então, que a região brasileira que possui maior participação nas exportações de frutas é a Nordeste, representando cerca de 74,23% da receita de exportações brasileiras de frutas, justificando a escolha da região a ser analisada.

As exportações de frutas representam cerca de 5,5% da pauta exportadora dessa região. Destes, destacam-se limões e limas (3,77%), melão (16,20%), manga (20,55%), uva (8,19%) e a castanha de caju (14%), que, juntamente, somam cerca de 63% do total de frutas exportadas pela região, por isso a escolha dos produtos a serem analisados. Dentre os fatores que tornam a Região Nordeste como a principal produtora de frutos do país, destacam-se os decorrentes das características edafoclimáticas, a extensão territorial disponível, a localização geográfica e a sua proximidade com portos, o que permite uma ligação maior com os países que importam as frutas analisadas, que são limões e limas, manga, uva, castanha de caju e melão ([BARBOSA, 2006](#)).

Nesse sentido, o objetivo geral desta pesquisa é analisar o desempenho exportador das principais frutas produzidas no Nordeste brasileiro, já referidas,

tendo como referência o período de 2000 a 2018. A escolha do período se deve ao fato de que a análise de um período mais longo pode contribuir para entender com melhor acuidade o desempenho exportador dessas frutas, verificando como os cenários econômicos e institucionais têm afetado essas exportações ao longo dos anos.

A metodologia utilizada foi o modelo gravitacional do comércio em seu formato desagregado. Segundo [Polder e Meijeren \(2000\)](#), a utilização desse tipo de modelo de forma agregada apresenta limitações ao analisar o comércio de países que se encontram em desenvolvimento, os quais têm grande dependência de um único setor, ignorando o peso de todos os demais setores econômicos. Nesse sentido, a utilização de um modelo gravitacional desagregado ou estendido permite analisar as exportações de produtos específicos, que é o caso desta pesquisa. Destaca-se, ainda, que o modelo gravitacional supõe que o fluxo comercial entre os países está diretamente relacionado com os atributos locais do país que exporta e do país que importa (como população, PIB, grau de abertura da economia, acordos comerciais e outros) e inversamente relacionado com a distância existente entre eles.

Justifica-se a presente pesquisa pelo fato de o Brasil ser o terceiro maior produtor mundial de frutas, e, em 2018 essa produção chegou a 39.925.947 de toneladas, representando cerca de 5% da produção mundial, no entanto, no ranking de exportadores o Brasil ocupa a 23ª posição, exportando, em 2018, 877,5 mil toneladas de frutas, o que equivale a US\$ 975,4 milhões ([FAO, 2020](#)). Além disso, nos últimos anos, a exportação desses produtos tem aumentado significativamente, demonstrando o potencial exportador brasileiro com relação ao produto. Por fim, ressalta-se que os fluxos de comércio entre o Brasil e os países importadores de frutas são afetados por diferentes fatores, sendo importante estudar o seu comportamento, para, assim, formular políticas que fomentem a relação comercial do Brasil com outros países. Dessa forma, quanto maior o número de informações disponíveis, mais eficientes e eficazes serão a tomada de decisões, visando ao fortalecimento e aumento da competitividade dessas frutas no mercado internacional, possibilitando maior abertura e oportunidades de inserção comercial.

Destaca-se, ainda, que a fruticultura irrigada se localiza, principalmente, no meio do semiárido brasileiro, região que apresenta a maior concentração da parcela dos pobres rurais. Segundo o Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e estatística ([IBGE, 2010](#)), dos cerca de 16 milhões de extremamente pobres no Brasil, considerando os que auferem renda de até R\$ 70,00, cerca de 20% destes residiam na zona rural do semiárido brasileiro, o que corresponde a mais de 3 milhões de pessoas, demonstrando que a região necessita de estímulos para que o país apresente um desenvolvimento mais homogêneo e que esses problemas sejam resolvidos, melhorando a situação rural do semiárido nordestino.

Cabe ainda ressaltar que este trabalho se diferencia dos demais encontrados na literatura brasileira, pois estimam-se os modelos por *Generalized Least Square* (GLS) como uma possível solução para problemas de autocorrelação e heterocedasticidade encontradas em modelos de gravidade.

2 Referencial teórico

2.1 A Produção de Frutas no Nordeste Brasileiro

No ano de 2018, as exportações totais mundiais de frutas frescas geraram uma receita de US\$ 8,2 bilhões, apresentando um crescimento de 11,3%, comparado ao ano de 2017. Destaca-se que a China é a maior produtora mundial de frutas, seguida da Índia e do Brasil. Os principais exportadores foram Tailândia (20%), Nova Zelândia (18,66%), Vietnã (8,8%), Itália (6,6%) e Hong Kong (5,4%). E os principais compradores dessas frutas são União Europeia (53,6%), Estados Unidos (18,9%), China (13,9%), Rússia (5,1%) e Canadá (4,8%) (OEC, 2020).

Atualmente, o Brasil encontra-se na 7ª posição como maior produtor mundial de uva e na 13ª posição como maior exportador mundial. É o 3º maior exportador de manga no mercado mundial, representando 10,77% das exportações totais mundiais, e ocupa a 6ª posição como maior produtor mundial. É o 3º maior exportador de melões no mercado mundial, representando 9,8% das exportações totais mundiais, e a 6ª posição como maior produtor mundial. Ocupa a 16ª posição como exportador da castanha no mercado mundial, representando 1,5% das exportações totais mundiais, e está na 9ª posição como maior produtor mundial. Por fim, o Brasil ocupa a 9ª posição como exportador de limões e limas no mercado mundial, representando 2,8% das exportações totais mundiais, e a 5ª posição como maior produtor mundial de limão, ficando atrás de Índia, México, China e Argentina (FAO, 2020; USDA, 2020).

Em 2018, o Nordeste brasileiro exportou (incluindo nozes e castanhas) US\$ 614,2 milhões, o que representou cerca de 63% das exportações de frutas do país. O Vale do São Francisco, localizado entre os Estados de Pernambuco e da Bahia, é responsável por mais de 80% do valor das exportações de manga brasileira e por cerca de 99% da receita do Brasil decorrente das exportações de uva. Os Estados do Ceará e do Rio Grande do Norte, juntos, foram responsáveis por cerca de 98,4% das exportações nacionais de melão e, ainda, o Ceará respondeu por cerca de 81% do valor total de castanha de caju que é destinada à comercialização no mercado externo (MDIC, 2020; VIDAL; XIMENES, 2019).

A Região Nordeste apresenta a segunda maior participação na produção de uva e, em 2018, contribuiu com cerca de 31,52% da produção total do Brasil. A maior parte dessa produção concentra-se no Vale do São Francisco, com destaque para o Estado de Pernambuco (PE), que apresentou uma produção de 423.382 toneladas no ano de 2018, e um crescimento de 8,48% da produção comparada ao ano anterior; e para o Estado da Bahia (BA), com produção de 75.378 toneladas, 47,54% maior, comparada ao ano de 2017. É importante salientar que a Região Nordeste brasileira é a maior exportadora desse fruto *in natura* (MELLO, 2018).

Com relação à produção de manga, as principais regiões produtoras no Brasil são a Região Sudeste e a Nordeste, que, juntamente, somaram, em 2018, 99% do volume de produção nacional. Destaca-se que a Região Nordeste, neste ano, foi responsável por 76,3% da produção nacional. No ano de 2018, os principais produtores foram Pernambuco, com 496.937 toneladas (37,67%), Bahia, com 378.362 toneladas (28,68%), e São Paulo, com produção de 202.328 toneladas (15,33%) (IBGE, 2019).

No que concerne à produção de melão, a principal região produtora é a

Nordeste, em especial a localidade da Chapada do Apodi, que fica na divisa dos Estados do Rio Grande do Norte e do Ceará, embora haja, também, forte produção em Pernambuco e na Bahia. O maior produtor é o Rio Grande do Norte, que produziu 338.615 toneladas em 2018, seguido do Ceará, com 85.215 toneladas, ambos, juntamente, somaram cerca de 73% do volume total da produção nacional (ABRAFRUTAS, 2018; IBGE, 2019).

A Região Nordeste também é a principal produtora de castanha de caju no Brasil e detém 98,64% da produção nacional. O maior produtor é o Ceará, com 83.036 toneladas, seguido do Piauí, com 24.885 toneladas em 2018, e o Estado do Rio Grande do Norte, que produziu 17.986 toneladas. Conjuntamente, os três estados somaram cerca de 89% do volume total da produção nacional (IBGE, 2019).

Com relação à produção de limões e limas, a Região Nordeste representa 6,6% da produção nacional. Os maiores produtores da Região Nordeste são Bahia (66%), Sergipe (14,6%) e Ceará (8%) (IBGE, 2019).

Apesar do grande destaque da Região Nordeste na produção de frutas, o fruticultor nordestino ainda vê o comércio externo como um grande desafio e um objetivo difícil de ser alcançado. A principal dificuldade consiste na adequação das propriedades e da produção às exigências do mercado externo, que exige muito mais do que o mercado interno, tais como garantia de qualidade e utilização de procedimentos que provocam mudanças e adaptações significativas na sua estrutura de produção, regulamentos excessivos e protecionistas de fiscalização, gestão ambiental, processos de pós-colheita, acondicionamento, relações trabalhistas e outros procedimentos que muitas vezes são inacessíveis à grande parte desses produtores (COSTA, 2016).

Nesse sentido, é necessário criar e incentivar uma cultura exportadora dos fruticultores nordestinos e brasileiros. Para isso, é importante a ampliação dos mercados e investimentos que visem ao desenvolvimento do setor frutífero brasileiro, sobretudo na Região Nordeste, onde, mesmo diante das dificuldades climáticas enfrentadas, os produtores têm investido nesse setor com foco no mercado externo. Além disso, a facilidade de produção de várias espécies de frutas nas regiões do país, sobretudo no Nordeste brasileiro, ao longo dos anos, nos dá uma grande vantagem competitiva no mercado externo de frutas (COSTA, 2016).

Destaca-se, ainda, que o mercado de frutas apresenta grande potencial, visto que há uma tendência de saudabilidade, isto é, o aumento da preocupação com a saúde e o consumo de frutas que venham a proporcionar uma melhor qualidade de vida. Sendo assim, os principais desafios do mercado de frutas são manter a qualidade e segurança fitossanitária para aumentar o espaço e a competitividade no mercado internacional; melhorar a padronização e qualidade dos frutos destinados ao mercado interno; buscar o aumento da produção no segundo semestre, momento em que os preços são maiores; e, aumentar a competitividade e a produção, diminuindo os custos (CEPEA, 2020).

Por fim, segundo Evangelista *et al.* (2006), o Nordeste é uma das poucas regiões do mundo com vantagens comparativas e competitivas para proporcionar a elevação das exportações de frutas tropicais *in natura* para países da Europa, Estados Unidos e Ásia, no período de outubro a abril, que são os meses em que a oferta dos países do Hemisfério Norte é interrompida pelo clima de inverno, de forma que venha a aproveitar a capacidade ociosa da infraestrutura dos atacadistas (rede de frios) dos países compradores. Estima-se que

no Nordeste há uma área de cinco milhões de hectares para irrigação, sendo a fruticultura uma cultura indicada à ocupação desse espaço. Além dessas vantagens, a fruticultura destaca-se como uma opção de geração de empregos estáveis na agricultura, sendo uma das alternativas para a promoção do desenvolvimento rural e regional.

2.2 Síntese da origem e conceitos da Teoria Gravitacional

A aplicação dos modelos de gravidade nas ciências sociais teve início em 1858, quando o economista e sociólogo norte-americano Henry Charles Carey utilizou-se das leis da física Newtoniana para explicar os fenômenos da migração (CAREY, 1867). O modelo proposto por Carey foi considerado muito simples e necessitava de melhorias até chegar ao modelo utilizado atualmente. Diante disso, vários autores usaram o modelo de gravidade para explicar diversos fenômenos, tais como os fluxos migratórios (GREENWOOD, 2005; KAREMERA; OGULEDO; DAVIS, 2010); o investimento direto estrangeiro (BEVAN; ESTRIN, 2004; BELLOS; SUBASAT, 2011; BERGSTRAND; EGGER, 2007); as viagens e o turismo (GREENWOOD, 2005; DELUNA JR; JEON, 2014; MORLEY; ROSSELLÓ; SANTANA-GALLEGO, 2014); e, para analisar o fluxo do comércio (BECKERMAN, 1956; TINBERGEN, 1962; MCCALLUM, 1995; ANDERSON; VAN WINCOOP, 2004), entre outras aplicações.

Nesse contexto, os modelos gravitacionais aplicados com o objetivo de explicar o fluxo do comércio entre dois países estabelecem que esse fluxo é diretamente proporcional ao tamanho de sua renda (medida pelo PIB) e inversamente proporcional à distância entre eles, apresentando-se como uma analogia à teoria gravitacional newtoniana (AZEVEDO, 2004).

Segundo Coelho (1983, p. 01), os modelos gravitacionais foram deduzidos analogicamente da lei gravitacional de Newton e são encarados como modelos descritivos, em que se estabelece que a força de atração (F) entre dois corpos com massas m_1 e m_2 é dado por:

$$F = G \frac{m_1 m_2}{d^2} \quad (1)$$

Assim, de acordo com a lei da gravidade de Newton, a força de atração (F) entre dois corpos com massas ($m_1 m_2$) é diretamente proporcional ao produto dessas duas massas e inversamente proporcional ao quadrado da distância (d^2) entre elas.

O primeiro a fazer uso, nas ciências econômicas, foi Isard (1960) ao analisar, com foco regional, o potencial da mobilidade do fator trabalho nas regiões do Estados Unidos da América, utilizando como medida de massa o rendimento, alegando que, quanto maior fosse o produto da região, maior seria a sua atração por trabalhadores. Além disso, o autor estudou o fluxo do comércio de mercadorias dentro do país, concluindo que o fluxo comercial entre regiões é influenciado pela distância entre eles, de forma que, quanto maior for a distância entre esses dois países (produtor-consumidor), menor será o volume de comércio entre eles.

As primeiras aplicações do modelo gravitacional ao mercado internacional foram apresentadas por Tinbergen (1962) e Pöyhönen (1963). O objetivo de ambos foi explicar o volume de comércio entre dois países, afirmando que este se encontra relacionado de maneira positiva com o tamanho do país, o qual é

medido pelo PIB, e negativamente relacionado com o custo de transporte de mercadorias, que é dado pela distância entre os países.

Tinbergen (1962) constatou que o tamanho de uma economia é medido pelo seu PIB. Assim, quanto maior for o país, maior será a sua produção e o seu portfólio de produtos, de forma que, quanto maior for a sua diversificação de produtos, menor será a sua necessidade de importação, por outro lado, esse país tem uma capacidade maior de exportar. A distância apresenta impacto negativo, visto que, quanto maior a distância, maior será o custo de transporte, e, portanto, menor será o fluxo comercial entre ambos. Dessa forma, o fluxo comercial entre duas economias será diretamente proporcional ao tamanho de sua renda, representada pelo PIB, e inversamente proporcional à distância entre eles.

Assim, o fluxo comercial entre duas economias pode ser expresso pela equação proposta por Krugman e Obstfeld (2012), de forma que o valor de comércio entre países ou regiões é diretamente proporcional ao PIB de ambos e inversamente proporcional à distância entre eles, conforme:

$$T_{ij} = A \frac{Y_i Y_j}{D_{ij}} \quad (2)$$

Em que, T_{ij} = ao fluxo bilateral de comércio entre os países ou regiões i e j ;

Y = renda dos países ou regiões i e j ;

D_{ij} = a distância geográfica entre os países ou regiões i e j ; e

A = a constante do modelo.

Com base na equação apresentada, Krugman e Obstfeld (2012) destacam três fatores responsáveis pelo volume do comércio entre dois países. São eles o tamanho do PIB de ambos os países e a distância geográfica entre eles. Quanto à lógica do modelo, os autores afirmam que grandes economias possuem maior renda, e, portanto, tendem a importar mais, assim como tendem a ter grande participação na exportação mundial, pois possuem maior produtividade e diversidade no portfólio de produtos. Dessa forma, o tamanho do comércio entre dois países será proporcional ao tamanho da renda (medida pelo PIB) deles.

Ao longo do tempo, esse modelo passou por várias modificações, com a inclusão de novas variáveis que pudessem retratar a realidade encontrada da forma mais precisa possível, sem perder sua essência. Destacam-se os autores como Tinbergen (1962), que incluiu a variável tamanho populacional como meio de verificar o papel da economia de escala; Anderson (1979), que utilizou propriedades dos sistemas de despesa como hipótese de preferências homotéticas entre regiões e diferenciou os produtos de acordo com seu local de origem, verificando o impacto da renda no fluxo do comércio; Bergstrand (1985), que incluiu variáveis de preço; Bergstrand (1989), que incorporou ao modelo variáveis como renda *per capita* do país importador, relacionado à preferência e a renda *per capita* do país exportador, uma proxy do índice de dotação capital-trabalho do país exportador; Helpman (1987), o qual utilizou uma abordagem sob a ótica do modelo de Heckscher-Ohlin, trabalhando com a diferenciação de produtos (para explicar o comércio intraindústria), economias de escala e concorrência monopolística; e mais recentemente, Anderson e Van Wincoop (2004), que adicionaram variáveis de resistência multilateral, relacionando o comércio bilateral com o tamanho, as barreiras comerciais bilaterais e as variáveis de resistência multilateral, e, em 2004, os autores verificaram que os custos de comércio estão vinculados às políticas econômicas.

Tinbergen (1962) e Polder e Meijeren (2000) afirmam que os modelos gravitacionais de comércio bilateral são formados por um conjunto de fatores, ou seja, os fatores de atração do comércio, demanda e oferta dos países importadores j e exportadores i ; e os fatores de resistências, sendo elas físicas (derivadas do transporte) ou artificiais (derivadas de tarifas, políticas comerciais, restrições comerciais e outras).

Para Feenstra (2004), a equação gravitacional surgiu de forma natural, visto que os países são especializados em diferentes produtos e bens e precisam realizar trocas. Assim, eles efetuam trocas por dois motivos: diferenciação do produto, uma vez que cada país é especializado na produção de um bem de forma que produza aquilo que lhe favoreça economicamente em relação aos demais países; e, para obter economias de escala, assim o país especializado em determinado bem pode produzi-lo em grande quantidade, tornando a sua produção mais eficiente do que se tentasse produzir todos os demais bens.

Destaca-se que os modelos gravitacionais, apesar de demonstrarem pouco, pois se trata de um modelo estático e, portanto, não captam fenômenos dinâmicos, trazem um conjunto de evidências de que sua utilização é altamente sugestiva e fomentam um consenso dos principais fatores econômicos que impactam os fluxos comerciais bilaterais, apresentando grande contribuição para a compreensão do comércio internacional (DEARDORFF, 1998).

Por fim, ressalta-se que não há um modelo específico que explique o comércio internacional de maneira precisa e completa. No entanto, os modelos tentam captar e retratar empiricamente a complexidade do mundo real.

2.3 Aplicação do modelo gravitacional à literatura econômica

Na literatura econômica, o modelo gravitacional destaca-se como um instrumento utilizado para explicar os fluxos comerciais entre países ou regiões. Esse instrumento, conforme apresentado anteriormente, estabelece que o fluxo comercial ou o volume de comércio entre duas economias é determinado pela renda destas, de modo que, quanto maior a renda de um país, maior será seu poder aquisitivo, maiores serão as trocas efetuadas por ele e maior será a diversidade do portfólio de produtos; e está negativamente relacionado com a distância geográfica entre elas, pois, quanto maior for a distância, maior será o custo de transporte e logística, e, por isso, menores serão as trocas ou relações comerciais entre esses dois países. Diante disso, vários são os estudos, em nível internacional e nacional, que se utilizam do modelo gravitacional para explicar o fluxo e o volume de exportações de um país para o comércio mundial. Nesta seção, apresentam-se as contribuições de Fonseca, Xavier e Costa (2010), Almeida, Silva e Braga (2011), Silva, Ferreira e Lima (2015), Cateia, Veloso e Feistel (2018), Irandu (2019), Xu (2010) e Nunes (2019).

Fonseca, Xavier e Costa (2010) analisaram as vantagens e as barreiras (tarifárias ou não tarifárias) em relação ao comércio mundial em detrimento do mercado interno para as exportações de uvas frescas brasileiras. Para isso, utilizaram o modelo gravitacional, mais precisamente, o modelo de regressões aparentemente não relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions* – SUR), com dados de 1996 a 2009. Os resultados indicam uma relação negativa entre as exportações de uvas frescas e a distância entre o Brasil e o país importador, de modo que o aumento de 1% da distância provoca a redução da exportação dessa fruta em -1,03%. No entanto, existe uma relação positiva entre estas

exportações e a interação entre o PIB do país importador e o PIB interno, de modo que o aumento de 1% na interação dos PIBs provocaria o aumento de 0,18% nas exportações dessa fruta. Por fim, a razão de preço pago apresentou impacto significativo e positivo nas exportações de uvas frescas, de modo que o aumento de 1% nos preços pagos no Brasil provoca um aumento de 2,74% nas exportações de uvas frescas.

Almeida, Silva e Braga (2011) avaliaram os fatores determinantes dos custos de transporte das exportações brasileiras de café verde. Além disso, avaliaram os impactos que esses fatores possuem sobre as exportações dessa *commodity*. Por meio do método *Tobit* com dados em painel, referentes aos anos de 2000 a 2006, estimaram a equação. Os resultados indicaram que os gastos com transporte, nas exportações da *commodity*, são sensíveis à distância entre o Brasil e os seus pares comerciais, isto é, quanto maior for a distância, maiores serão os custos de transporte. Ao analisar as exportações, os autores constataram que a distância entre os países e a ausência de litoral nos países importadores foram os fatores que apresentaram maior impacto sobre os custos de transporte, identificados como principais barreiras às exportações do café verde.

Silva, Ferreira e Lima (2015) analisaram o desempenho exportador da manga e da uva do vale do submédio do São Francisco, no comércio internacional, para o período de 2003 a 2013. Para isso, estimaram dois modelos gravitacionais, um para cada fruta, utilizando a técnica econométrica de dados em painel com efeitos aleatórios. Ao estimar as exportações da manga, as variáveis PIB do país importador e PIB do país exportador apresentaram impacto positivo e significativo, de modo que o aumento de 1% destes provocaria um aumento de 0,77% e 0,14% no fluxo comercial desses produtos, respectivamente. As variáveis população, razão preço-pago, grau de abertura comercial também apresentaram impacto positivo e significativo, de forma que o aumento de 1% dessas variáveis provocaria o aumento de 0,33%, 2,09% e 0,46% nas exportações da fruta. Com relação à uva, ao estimar a equação, os autores verificaram que as variáveis PIB do país importador e PIB do país exportador apresentaram impacto positivo e significativo, de modo que o aumento de 1% destes provocaria um aumento de 0,88% e 0,67% no fluxo comercial desse produto, respectivamente. As variáveis população, razão preço-pago, grau de abertura comercial também apresentaram impacto positivo e significativo, de forma que o aumento de 1% dessas variáveis provocaria o aumento de 0,37%, 2,16% e 1,45%, respectivamente, nas exportações de uva. A variável distância apresenta impacto negativo e significativo para as exportações de manga e de uva, de modo que o aumento de 1% dessa variável provocaria a diminuição de 2,56% e 2,38%, respectivamente, da exportação dessas frutas.

Cateia, Veloso e Feistel (2018) analisaram os determinantes das exportações de castanha de caju da Guiné-Bissau para a Índia. Na análise, utilizaram dados referentes ao período de 1986 a 2011. O modelo gravitacional utilizado tem como base o modelo de Bergstrand (1985). Utilizando o modelo de dados em painel (MQO-*pooled*), estimaram a equação gravitacional. Os resultados apontaram que o fluxo de exportações de castanha de caju tem relação negativa com o custo de transporte e positiva com a taxa de câmbio e rendas bruta e *per capita*.

Irandu (2019) investigou os fatores que determinam as exportações do setor de horticultura do Quênia, usando o modelo de gravidade. O autor analisou dados sobre o valor de exportações hortícolas para os 10 principais mer-

cados comerciais parceiros com o Quênia, tais como o Reino Unido e membros selecionados da União Europeia. Os resultados revelaram que os valores das exportações hortícolas do Quênia são mais altos na União Europeia. Na Grã-Bretanha, o valor das exportações hortícolas também foi significativo. Verificou-se, portanto, que um aumento de 1% no valor do PIB provoca, em média, um aumento no valor das exportações hortícolas do Quênia em 1,049%. O coeficiente da variável distância implica que, quando a distância aumenta em 1% em média, o comércio bilateral diminui em 1,136%. Com relação à população, o coeficiente demonstra que um crescimento de 1% na população do Quênia aumenta seu comércio bilateral total em cerca de 0,3%. Por fim, a variável *dummy* de idioma oficial comum não foi significativo.

Xu (2010) utilizou o modelo gravitacional do comércio para analisar empiricamente os fluxos comerciais e instruções de kiwis em 9 países, por 5 anos. Os resultados demonstraram que a escala econômica (PIB) e os arranjos institucionais dos parceiros comerciais foram fatores significativos. Assim, o PIB nacional apresentou impacto significativo e positivo nas exportações de kiwis, enquanto que o volume de exportação mostrou-se negativamente correlacionado com a distância geográfica entre os parceiros comerciais. Além disso, a taxa de câmbio efetiva real encontrou-se negativamente correlacionada com o volume de exportações, mas seu resultado não foi significativo.

Nunes (2019) analisou os determinantes das exportações brasileiras de mamão, considerando países da Europa, da América do Sul e América do Norte que representaram quase 98% do total de exportações do referido fruto, no período de 2001 a 2016. Para isso, o autor utilizou o modelo gravitacional, por meio da análise de dados em painel, considerando as seguintes 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 correspondentes ao bloco econômico do qual faz parte o país importador e a presença de litoral. Os resultados apontaram que as exportações do mamão brasileiro são explicadas diretamente pelo PIB do Brasil e de seus parceiros comerciais e é inversamente proporcional à distância entre eles. Verificou-se, ainda, a presença de relação direta do fluxo comercial desse produto com os preços internacionais, e inversa com a taxa de câmbio. Além disso, constatou-se a presença de impactos negativos de países do MERCOSUL e do NAFTA sobre as exportações do mamão brasileiro.

3 Metodologia

3.1 O modelo gravitacional utilizado

O modelo a ser utilizado neste trabalho caracteriza-se por uma regressão do tipo log-log e pode ser expresso da seguinte forma:

$$\ln X_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln POP_{jt} + \beta_4 \ln D_{ijt} + \beta_5 \ln RPREC_{ijt} + \beta_6 \ln GLC_{jt} + \beta_7 \ln Segjur_{ijt} + u_{ijt} \quad (3)$$

Em que: $\ln X_{ij}$ representa o fluxo de comércio, medido em termos dos valores das exportações de limões e limas, melão, manga, uva e castanha de caju, realizadas da Região Nordeste para o país j ; α_0 representa a constante do modelo de regressão; Y_i e Y_j são os valores do Produto Interno Bruto (PIB) da região exportadora i e do país importador j , respectivamente; POP_j é a

Tabela 1: Sinais esperados pelas variáveis do modelo

Variável	Descrição	Sinal Esperado	Base Teórica
X_{ij}	Fluxo de comércio. Valor atribuído pelos valores das exportações	Variável Dependente	Tinbergen (1962), Aitken (1973), Feenstra, Markusen e Rose (2001) e Krugman e Obstfeld (2010); e outros.
Y_i e Y_j	PIB da região exportadora e do país importador, respectivamente.	(+)	Tinbergen (1962), Linnemann (1966), Feenstra, Markusen e Rose (2001) e Krugman e Obstfeld (2010); e outros.
POP_j	População do país que importa.	(+)	Linnemann (1966), Aitken (1973), Frankel, Stein e Wei (1995) e Irandu (2019); e outros.
D_{ij}	Distâncias entre a região exportadora e o país importador.	(-)	Geraci e Prewo (1977), Eichengreen e Irwin (1998), Hummels (1999) e Krugman e Obstfeld (2010); e outros.
$RPREC$	Razão entre o preço pago no país importador e preço pago no Brasil.	(+)	Fonseca, Xavier e Costa (2010) e Silva, Ferreira e Lima (2015).
GLC	Grau de Liberdade econômica dos países importadores	(+)	Silva, Ferreira e Lima (2015), Fonseca, Xavier e Costa (2010), Arevalo, Andrade e Silva (2016) e Nunes (2019).
$\ln Segjur_{ijt}$	Grau de Segurança Jurídica	(+)	Souza e Burnquist (2011), North (1995) e Coase (1960).

Fonte: Elaborado pelos autores, 2020.

população do país importador; D_{ij} é a distância geográfica entre países ou regiões; $RPREC$ é a razão entre o preço pago no país importador e preço pago no Brasil; GLC_{jt} se refere ao grau de liberdade comercial do país importador; $\ln Segjur_{ijt}$ se refere ao grau de segurança jurídica nas negociações; e, u_{ijt} representa o termo de erro da equação.

Os sinais esperados dessas variáveis, de acordo com literatura econômica, encontram-se descritos no Tabela 1.

Ressalta-se que esse modelo é estimado para cada fruta, sendo elas limões e

limas, melão, manga, uva e castanha de caju. Portanto, o modelo foi estimado em cinco configurações diferentes, cada qual tratando das exportações de uma das frutas analisadas.

Dessa forma, e considerando que o modelo econométrico se utiliza de dados em painel, no próximo tópico, discute-se a utilização desse tipo de método.

Dados em Painel

Os dados econométricos podem apresentar três formas: dados de corte transversal (*cross-section*), que consistem em uma amostra de dados em um determinado período do tempo; dados em séries temporais (*time-series*), que consistem em um conjunto de valores observados em diferentes anos ao longo de um determinado intervalo de tempo; e, os dados em painel (ou longitudinais), que são um tipo especial de dados combinados e apresentam uma série de tempo para cada integrante do corte transversal do conjunto de dados (WOOLDRIDGE, 2016). Para Greene (2008), a principal vantagem da utilização de dados em painel sob *cross-section* é que permite ao pesquisador maior flexibilidade ao modelar diferentes comportamentos entre os indivíduos. Já para Wooldridge (2016), o principal benefício é que permite múltiplas observações sobre as mesmas unidades e o controle sobre certas características não observáveis dos indivíduos. Além disso, o autor afirma que os dados em painel permitem explorar a importância das defasagens do comportamento ou resultados na tomada de decisão.

Com base nisso, e considerando os trabalhos desenvolvidos em âmbito nacional e internacional que utilizaram o modelo gravitacional, o modelo econométrico estimado seguiu uma abordagem de dados em painel, pois esse tipo de abordagem permite maior flexibilidade ao modelar as diferenças. Para Baltagi (2005), esse tipo de estrutura permite a utilização de um maior número de observações, aumentando a variabilidade dos dados, o que diminui a colinearidade, aumenta os graus de liberdade e aumenta a eficiência das estimações do modelo. A estrutura do modelo, de modo genérico, do modelo de dados em painel, $y_{it} = X_{it} + Z_{ia} + u_{it}$, apresenta n regressores em X_{it} , sem a inclusão de uma constante. A heterogeneidade é dada por Z_{ia} , e Z_i , é composto por um termo constante e um grupo de variáveis individuais e específicas (GREENE, 2008).

Segundo Greene (2008), a análise de dados em painel pode ocorrer a partir de quatro modelos básicos: a regressão *Pooled*; modelo de efeitos fixos; modelo de efeitos aleatórios e coeficientes aleatórios. O autor ainda afirma que no modelo de regressão *Pooled*, a constante e o modelo por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) irão gerar estimadores consistentes e eficientes, pois não há autocorrelação dos resíduos, considerando constante a relação entre indivíduos em um determinado período de tempo, no entanto, acaba camuflando a heterogeneidade. Conforme Greene (2008), a estrutura do modelo *pooled* é basicamente $y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$.

No modelo de efeitos fixos, os efeitos individuais podem se relacionar com os demais regressores, portanto, esse modelo é mais utilizado para prever comportamento individuais; no modelo de efeitos aleatórios, a heterogeneidade individual não observada é assumida como não correlacionada com as demais variáveis analisadas, sendo, portanto, mais utilizada para estudar a população como um todo; e a estimação dos coeficientes aleatórios pode ser

entendida como um modelo que possui um termo aleatório constante e, dependendo da base de dados, estende-se essa suposição para todos os coeficientes das unidades que compõem o cross-section (GREENE, 2008). Diante dos métodos apresentados por Greene (2008), destaca-se que os que permitem o tratamento da heterogeneidade dos dados são os modelos de efeito fixo e efeito aleatório.

Cheng e Wall (2005) afirmam que, ao se utilizar o método *pooled* para estimar um modelo de gravidade, pode-se gerar estimativas tendenciosas, visto que o comércio ou o fluxo comercial é influenciado por vários outros fatores não observados e associados a características específicas de cada país, o que não é captado por esse tipo de modelo, podendo influenciar as estimativas da equação gravitacional.

Por fim, destaca-se que os efeitos fixos são mais utilizados para a previsão de comportamento individual e os efeitos aleatórios para o estudo da população de forma geral.

Testes aplicados ao modelo

Para verificar o modelo mais apropriado para o presente estudo, utilizou-se o teste de Hausman (1978), o teste Chow (1960) e o teste LM de Breusch e Pagan (1980). De forma que no teste de Hausman, ao rejeitar-se a hipótese nula ($p < 0,05$), tem-se que o modelo de efeitos fixos é mais apropriado que o modelo de efeitos aleatórios, caso contrário, é preferível o modelo de efeitos aleatórios. No teste Chow, ao rejeitar-se a hipótese nula ($p < 0,05$), tem-se que o modelo de efeitos fixos é mais apropriado que o modelo *pooled*, caso contrário, é preferível o modelo *pooled*. E, por fim, no teste LM de Breusch-Pagan, ao rejeitar-se a hipótese nula ($p < 0,05$) tem-se que o modelo de efeitos aleatórios é mais apropriado que o modelo *pooled*, caso contrário, é preferível o modelo *pooled*. Para Maddala (2001), na escolha do modelo de dados em painel a ser estimado para o modelo gravitacional, entre painel de efeitos fixos ou efeitos aleatórios, deve-se, primeiramente, considerar o objetivo proposto pelo estudo, bem como os dados utilizados na análise.

Para verificar a presença de heterocedasticidade no modelo, foi realizado o teste de Wald, sendo a hipótese nula de homoscedasticidade (variância constante), e se rejeitada a hipótese nula, haverá heterocedasticidade. Destaca-se que a heterocedasticidade do modelo pode ser corrigida com a estimação do modelo na forma robusta ou ainda utilizando o *Generalized Least Square* (GLS), também conhecido como FGLS na literatura. Conforme Hirantha (2004) e Akhter e Ghani (2010), essa técnica é preferida diante de outras técnicas por causa de sua superioridade em lidar com os problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. Já Greenaway (2000) afirma que a possibilidade de heterocedasticidade pode ser controlada usando erros-padrão robustos, esse método aproxima os estimadores de seus resultados clássicos (aqueles obtidos pelo método clássico) ao produzir estimadores que não são afetados por pequenas variações que provocariam resultados enviesados e testes ineficientes.

Outro teste necessário em dados em painel é o de raiz unitária, pois a presença de raiz unitária pode levar uma relação econométrica estimada a ser espúria, ou seja, sem nenhum sentido. Sendo assim, foi realizado o teste de raiz unitária desenvolvido por Levin, Lin e Chu (2002), o teste LLC, com o objetivo de observar se as séries utilizadas no estudo contêm raiz unitária.

Tabela 2: Testes Realizados no Modelo

Testes realizados	Hipótese do Teste
Teste de Hausman	H ₀ : Modelo de Efeitos Aleatório H ₁ : Modelo de Efeitos Fixos
Chow	H ₀ : Modelo pooled H ₁ : Modelo de Efeitos Fixos
LM de Breusch-Pagan	H ₀ : Modelo Pooled H ₁ : Modelo Efeito Aleatório
Teste de heterocedasticidade (Teste de Wald)	H ₀ : não há heterocedasticidade H ₁ : há heterocedasticidade
Teste de Wooldridge	H ₀ : ausência de autocorrelação H ₁ : presença de autocorrelação
Teste de raiz unitária (LLC)	H ₀ : presença de raiz unitária H ₁ : ausência de raiz unitária

Fonte: Elaborado pelos autores, 2020.

O Tabela 2 apresenta a síntese das informações referentes aos testes realizados no modelo. Para a estimação do modelo e apuração dos resultados, foi utilizado o *software* STATA 16.0. Após a apresentação dos testes que serão realizados no modelo, parte-se para a definição das variáveis e fonte de dados que serão utilizados neste trabalho.

Dados e variáveis do modelo

Os dados utilizados para a estimação dos resultados do modelo são de fontes secundárias. Dessa forma, tem-se as seguintes variáveis e suas fontes de dados: PIB da região exportadora, que será obtido no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE; população e PIB dos países importadores, no Banco Mundial; exportação da região e importações dos países, no Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC; a distância entre os países em quilômetros (km) foram obtidas no *United States Department of Agriculture* (USDA); e, por fim, as variáveis grau de segurança jurídica e Grau de Liberdade Comercial, na base de dados do *Fraser Institute*.

No Tabela 3 apresenta a síntese das informações referentes às variáveis do modelo.

Dessa maneira, e conforme explanado anteriormente, a amostra utilizada é anual e compreende o período entre os anos de 2000 a 2018 (período de 19 anos), englobando-se os dez maiores países importadores de limões e limas, melão, manga, uva e castanha de caju, produzidos no Nordeste brasileiro, conforme apresentado a seguir:

Manga: Alemanha, Argentina, Canadá, Chile, Espanha, Estados Unidos, Países Baixos (Holanda), Portugal, Reino Unido, Rússia;

Melão: Alemanha, Canadá, Espanha, Estados Unidos, França, Itália, Países Baixos (Holanda), Portugal, Reino Unido, Suécia;

Uva: Alemanha, Argentina, Bélgica, Emirados Árabes Unidos, Espanha, Estados Unidos, Irlanda, Noruega, Países Baixos (Holanda), Reino Unido;

Tabela 3: Descrição das Variáveis Utilizadas

Variável	Descrição	Fonte
X_{ij}	Fluxo de comércio. Valor atribuído pelos valores das exportações em dólares	MDIC
Y_i e Y_j	PIB da região exportadora e do país importador, respectivamente.	IBGE e Banco Mundial
POP_j	População do país que importa.	Banco Mundial
D_{ij}	Distâncias entre a região exportadora e o país importador.	USDA - United States Department of Agriculture
$RPREC$	Razão entre o preço pago no país importador e preço pago no Brasil.	PAM/IBGE/MDIC/IPEA
GLC	Grau de Abertura econômica dos países importadores	Fraser Instituto
$\ln Segjur_{ijt}$	Grau de Segurança Jurídica	Fraser Instituto

Fonte: Elaborado pelos autores, 2020.

Limões e Limas: África do Sul, Alemanha, Bélgica, Canadá, Emirados Árabes, Espanha, França, Países Baixos (Holanda), Portugal, Reino Unido;

Castanha de Caju: Argentina, Canadá, Chile, Estados Unidos, França, Itália, México, Países Baixos (Holanda), Portugal, Reino Unido.

A seleção da amostra dos países analisados deu-se em razão da regularidade e intensidade do fluxo de importações desses produtos produzidos pelo Nordeste brasileiro, no período analisado. Com relação aos demais países, por não apresentarem regularidade e por apresentarem baixa intensidade no fluxo de importações no período considerado, não foram incluídos na amostra.

4 Análise e discussão dos resultados

Nesta seção, apresentam-se os resultados encontrados a partir das estimativas dos modelos de gravidade propostos neste estudo. Nesse sentido, apresentam-se e discutem-se os resultados encontrados sobre o desempenho das exportações de uva, seguido da manga, do melão, dos limões e limas e da castanha de caju produzidos e exportados pelo Nordeste brasileiro.

4.1 Análise dos resultados encontrados para a uva

Primeiramente foi necessário efetuar a realização dos testes de raiz unitária, os quais revelaram que todas as variáveis se apresentaram estacionárias ao longo do tempo. Posteriormente, verificou-se qual a melhor forma de estimação do modelo econométrico que será utilizado. Os testes realizados para a escolha do modelo definiram que o melhor estimador é o método de efeito aleatórios (3) como o mais propício para representar o modelo a ser analisado neste trabalho. No entanto, no modelo (3), foi detectada a presença de heterocedasticidade na realização do teste de Wald. Além disso, o teste de Wooldridge apontou a existência de autocorrelação dos resíduos do modelo, sendo, portanto, necessário realizar a correção deste.

Para a correção do modelo, optou-se por utilizar o teste de estimador Robusto de White e o método de *Generalized Least Square* (GLS). Sendo assim, conforme Hirantha (2004) e Akhter e Ghani (2010), o método GLS é preferido diante de outras técnicas por causa de sua superioridade em lidar com os problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. Dessa forma, neste trabalho, optou-se por apresentar os estimadores no formato *Pooled*, Efeito Fixo, Efeito Aleatório, Efeito Aleatório Corrigido (estimador Robusto de White) e GLS, para eventuais comparações. Destaca-se que nesta pesquisa apresentou-se somente a interpretação do modelo estimado pelo método GLS tendo em vista que, segundo Hirantha (2004) e Akhter e Ghani (2010), é a preferida e mais adequada na presença de autocorrelação e heterocedasticidade em modelos de gravidade.

Os resultados (conforme Tabela 4) apontaram que o coeficiente da variável PIB da região exportadora ($\ln Y_i$) foi estatisticamente significativo ao nível de 5% e apresentou sinal coerente com o indicado pela literatura, demonstrando que um aumento de 1% no PIB da região Nordeste brasileira aumenta as exportações de uva da Região em 0,50%. Da mesma forma, o coeficiente da variável PIB dos países importadores ($\ln Y_j$) também apresentou sinal positivo e foi estatisticamente significativo ao nível de 1%, de forma que um crescimento de 1% na renda dos países importadores de uva do Nordeste brasileiro faz com que o fluxo bilateral das exportações dessa fruta aumente em 1,27%. Esses resultados eram os esperados e corroboram com os trabalhos de Tinbergen (1962), Linnemann (1966), Feenstra, Markusen e Rose (2001), Krugman e Obstfeld (2010), Fonseca, Xavier e Costa (2010) e Silva, Ferreira e Lima (2015). Assim, quanto maior for a riqueza do país importador, maior será a tendência a importar produtos, neste caso a uva, e quanto maior o PIB do país produtor, maior será a diversidade do portfólio de produtos da pauta exportadora e maiores serão os fluxos comerciais bilaterais.

Com relação à variável distância ($\ln D_{ij}$), os resultados apontaram que o aumento em 1% na distância entre a região exportadora e o país importador provoca uma redução de 4,35% do fluxo bilateral das exportações de uva da Região Nordeste brasileira. Esse resultado é estatisticamente significativo ao nível de 10% e corrobora com os trabalhos de Geraci e Prewo (1977), Eichen-green e Irwin (1998), Hummels (1999), Krugman e Obstfeld (2010), Fonseca, Xavier e Costa (2010) e Silva, Ferreira e Lima (2015), os quais afirmam que essa variável funciona no modelo como uma *proxy* para o custo de transporte, de modo que, quanto maior a distância, maiores serão os custos de transporte e, conseqüentemente, do produto, afetando negativamente o fluxo de comércio.

É importante ressaltar que as frutas são produtos perecíveis, delicados e de fácil deterioração e que seus principais importadores são os países europeus, os quais se encontram distantes geograficamente, dificultando a entrega de um produto em perfeitas condições, sendo assim, o custo de transporte desses produtos é muito alto, porque envolve altas perdas e alto custo para a preservação do produto durante esse processo. Além disso, faltam investimentos essenciais para o desenvolvimento de um sistema eficaz de armazenagem e escoamento dessa produção (GONÇALVES; VIANNA; BACHA, 2007).

Destaca-se que os resultados apresentados até o momento corroboram com os estudos citados na seção 2.2 deste trabalho, onde os fluxos comerciais se relacionam positivamente com as rendas dos países importadores e negativamente com a distância entre país importador e exportador. De modo que,

Tabela 4: Resultados do modelo estimado

Variável	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Alea- tório	Efeito Alea- tório Corri- gido	GLS
$\ln Y_i$	0,970*** (0,348)	0,426 (0,302)	0,632* (0,276)	0,632* (0,343)	0,502** (0,309)
$\ln Y_j$	0,698 (0,435)	1,637*** (0,571)	1,439*** (0,542)	1,439* (0,694)	1,277*** (0,4)
$\ln segjur_j$	-2,596 (1,993)	-2,193 (1,767)	-2,358 (1,732)	-2,358 (2,762)	0,221 (1,41)
$\ln D_{ij}$	-0,761 (1,336)	- (1,336)	0,195 (6,038)	0,195 (3,631)	-4,356* (1,953)
$\ln RPREC$	1,531*** (0,555)	0,666* (0,36)	0,694* (0,357)	0,694 (0,623)	0,756*** (0,262)
$\ln GLC_j$	3,776* (1,572)	4,096*** (1,326)	4,042*** (1,3)	4,042*** (0,666)	2,878*** (0,907)
$\ln POP_j$	-0,117 (0,423)	1,211 (1,074)	-0,0453 (0,747)	-0,0453 (1,083)	-0,628 (0,408)
Const	-17,23 (12,37)	-63,78*** (17,29)	-42,12 (55,73)	-42,12 (40,62)	12,81 (17,65)
Nº Obs	166				
R ²	0,3721	-	-	-	-
Within	-	0,394	0,4848	0,4848	-
Between	-	0,2016	0,2433	0,2433	-
Overall	-	0,1706	0,2301	0,2301	-
Teste	Estatística		Prob		
Teste de Chow	10,6900		0,0000		
Breusch Pagan	439,0300		0,0000		
Hausman	8,1900		0,3160		
Wooldridge	56,9770		0,0000		
Wald Test	815,6900		0,0000		

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa, 2020.

Os valores entre parênteses são os resultados dos erros padrões, e * representa o nível de significância da variável sendo 10%: *, 5%: **, 1%: ***.

quanto maior a renda do país importador, maior será a capacidade de comércio bilateral deste, no entanto, quanto maior a distância, maior será o custo de transporte, justificando o impacto negativo dessa variável.

O coeficiente da variável razão preço pago no país importador frente aos preços pagos no Brasil ($\ln RPREC$) apresentou-se estatisticamente significativo ao nível de 1%, com sinal positivo, conforme esperado, demonstrando que uma elevação de 1% nessa variável aumenta em 0,75% as exportações de uva do Nordeste brasileiro. Esses resultados corroboram com os trabalhos de [Fonseca, Xavier e Costa \(2010\)](#), [Silva, Ferreira e Lima \(2015\)](#) e [Arevalo, Andrade e Silva \(2016\)](#), os quais afirmam que os resultados indicam que as vendas apresentam forte elasticidade diante das variações de preço.

Segundo [Evangelista et al. \(2006\)](#), o preço interno da fruta na região não é atrativo e é muito baixo, de modo que os fruticultores têm que recorrer ao mercado externo para poderem investir em suas propriedades e pagar suas dívidas junto ao banco. Sendo assim, os preços das frutas no mercado internacional, em dólar, são mais atrativos que os preços internos, mantendo a produtividade de alguns produtores com foco no mercado externo ([ADAMI et al., 2016](#)).

Com relação ao grau de liberdade da economia dos países importadores ($\ln GLC_j$), pode-se observar que essa variável também apresentou sinal positivo e foi estatisticamente significativa ao nível de 1%, indicando que um

aumento de 1% no grau de liberdade da economia dos países importadores provoca um aumento nas exportações da uva do Nordeste brasileiro em 2,87%. Esse resultado corrobora com os estudos de [Fonseca, Xavier e Costa \(2010\)](#), [Silva, Ferreira e Lima \(2015\)](#), [Arevalo, Andrade e Silva \(2016\)](#) e [Nunes \(2019\)](#), os quais afirmam que, quanto maior o grau de liberdade da economia do país importador, maiores serão as transações deste com os demais países do mundo, pois menores tendem a serem as barreiras de acesso ao mercado.

Segundo [Berggren \(2003\)](#), a liberdade econômica constitui um fator explicativo para o crescimento e a distribuição de renda dos países. Para a [Heritage Foundation \(2015\)](#), a liberdade econômica relaciona-se com a presença de barreiras tarifárias e não tarifárias que afetam as importações e exportações de bens e serviços, exercendo influência na regulamentação governamental, no preço dos produtos, ou na carga tributária imposta pelo governo do país. Sendo assim, quanto maior o grau de liberdade comercial, maior é a segurança nas relações bilaterais e, consequentemente, maiores serão o estabelecimento de contratos e de investimentos.

Por fim, as variáveis população ($\ln POP_j$) e segurança jurídica ($\ln segjur_j$) do país importador não apresentaram impactos estatisticamente significativos, nem ao menos a 10% de significância. Sendo assim, passa-se para a análise do desempenho exportador da manga produzida no Nordeste brasileiro.

4.2 Análise dos resultados encontrados para a manga

Primeiramente foi necessário efetuar a realização dos testes de raiz unitária, os quais revelaram que todas as variáveis se apresentaram estacionárias ao longo do tempo. Em seguida, realizaram-se os testes necessários para a escolha do modelo, os quais definiram como melhor estimador o método de efeitos fixos (3) como o mais propício para representar o modelo a ser analisado neste trabalho. No entanto, no modelo (3), foi detectada a presença de heterocedasticidade na realização do teste de Wald. Além disso, o teste de Wooldridge apontou a existência de autocorrelação dos resíduos do modelo, sendo, portanto, necessário realizar a correção deste.

Para a correção do modelo, optou-se por utilizar o teste de estimador Robusto de White e o método de *Generalized Least Square* (GLS). Dessa forma, na Tabela 5, apresentam-se os estimadores no formato *Pooled* (1), Efeito Aleatório (2), Efeito Fixo (3), Efeito Aleatório Corrigido (estimador Robusto de White) (4) e GLS (5), para eventuais comparações.

Os resultados (Tabela 5) apontaram que o coeficiente da variável PIB da região exportadora ($\ln Y_i$) foi estatisticamente significativo ao nível de 10% e apresentou sinal coerente com o indicado pela literatura, demonstrando que um aumento de 1% no PIB da Região Nordeste brasileira aumenta as exportações de manga produzidas pela região em 0,016%. Da mesma forma, o coeficiente da variável PIB dos países importadores ($\ln Y_j$) também apresentou sinal positivo e foi estatisticamente significante ao nível de 1%, de forma que um crescimento de 1% na renda dos países importadores de uva do Nordeste brasileiro faz com que o fluxo bilateral das exportações dessa fruta aumente em 1,78%. Esses resultados eram os esperados e corroboram com os trabalhos de [Tinbergen \(1962\)](#), [Linnemann \(1966\)](#), [Feenstra, Markusen e Rose \(2001\)](#), [Krugman e Obstfeld \(2010\)](#), [Fonseca, Xavier e Costa \(2010\)](#) e [Silva, Ferreira e Lima \(2015\)](#). Para [Krugman e Obstfeld \(2010\)](#), grandes economias possuem maior renda, e, portanto, tendem a importar mais, assim como tendem a ter

Tabela 5: Resultados do modelo estimado

Variável	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Alea- tório	Efeito Alea- tório Corri- gido	GLS
$\ln Y_i$	0,0635 (0,168)	0,281** (0,13)	0,0928 (0,153)	0,0928* (0,159)	0,016* (0,177)
$\ln Y_j$	2,058*** (0,185)	1,775*** (0,195)	1,013*** (0,269)	1,013* (0,392)	1,778*** (0,249)
$\ln segjur_j$	0,889 (0,943)	-0,037 (0,932)	0,587 (0,988)	0,587 (1,055)	0,567 (0,92)
$\ln D_{ij}$	-2,202*** (0,447)	-1,952*** (0,637)	— (—)	— (—)	-3,018*** (0,947)
$\ln RPREC$	0,00102 (0,212)	-0,271* (0,15)	-0,302** (0,122)	-0,302 (0,289)	0,0279 (0,101)
$\ln GLC_j$	-0,577 (0,685)	0,879 (0,565)	1,127** (0,496)	1,127 (1,567)	0,436 (0,534)
$\ln POP_j$	-2,276*** (0,233)	-1,836*** (0,268)	8,120*** (1,824)	8,120** (2,727)	1,793*** (0,317)
Const	15,85** (4,912)	8,015 (5,536)	-161,6*** (29,22)	-161,6** (42,53)	21,96** (8,595)
Nº Obs	182				
R ²	0,637	—	—	—	—
Within	—	0,5655	0,5655	0,4822	—
Between	—	0,0002	0,0002	0,696	—
Overall	—	0,006	0,006	0,6211	—
Teste	Estatística		Prob		
Teste de Chow	36,0100		0,0000		
Breusch Pagan	603,6400		0,0000		
Hausman	27,3700		0,0001		
Wooldridge	11,8720		0,0073		
Wald Test	1509,1400		0,0000		

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa, 2020.

Os valores entre parênteses são os resultados dos erros padrões, e * representa o nível de significância da variável sendo 10%: *, 5%: **, 1%: ***.

grande participação na exportação mundial, pois possuem maior produtividade e diversidade no portfólio de produtos.

Com relação à variável distância ($\ln D_{ij}$), os resultados apontaram que o aumento em 1% na distância entre a região exportadora e o país importador provoca uma redução de - 3,18% do fluxo bilateral das exportações de manga da Região Nordeste brasileira. Esse resultado é estatisticamente significativo ao nível de 1% e corrobora com os trabalhos de Geraci e Prew (1977), Eichen-green e Irwin (1998), Hummels (1999), Krugman e Obstfeld (2010), Fonseca, Xavier e Costa (2010) e Silva, Ferreira e Lima (2015), os quais demonstram o impacto negativo da variável no fluxo de comércio bilateral.

Destaca-se que os resultados apresentados até o momento corroboram com os estudos citados na seção 2 deste trabalho, onde os fluxos comerciais se relacionam positivamente com as rendas dos países importadores e negativamente com a distância entre país importador e exportador. De modo que, quanto maior a renda do país importador, maior será a capacidade de comércio bilateral deste, no entanto, quanto maior a distância, maior será o custo de transporte, justificando o impacto negativo dessa variável.

A variável população nesse modelo demonstrou-se estatisticamente significativa ao nível de 1%, e com sinal positivo, conforme esperado, demonstrando que uma elevação de 1% nessa variável aumenta em 1,79% as exportações de manga produzidas pelo Nordeste brasileiro. Esses resultados corro-

boram com os trabalhos de Linnemann (1966), Aitken (1973), Frankel, Stein e Wei (1995), Silva, Ferreira e Lima (2015) e Irandu (2019) que, ao tratarem de fluxos comerciais bilaterais, afirmam que a variável população do país importador é utilizada para captar o efeito relacionado ao tamanho do mercado interno desse país, sendo assim, quanto maiores os mercados internos, maiores os fluxos comerciais entre os países.

Por fim, a razão preço pago no país importador e exportador ($\ln RPREC$), grau de liberdade comercial ($\ln GLC_j$) e segurança jurídica do país importador ($\ln segjur_j$) não apresentaram impactos estatisticamente significativos, nem ao menos a 10% de significância.

4.3 Análise dos resultados encontrados para o melão

Os testes de raiz unitária revelaram que todas as variáveis se apresentaram estacionárias ao longo do tempo. Após a realização do teste de raiz unitária, realizaram-se os testes necessários para a escolha do modelo, os quais definiram como melhor estimador o método de efeitos fixos (3) como o mais propício para representar o modelo a ser analisado neste trabalho. No entanto, no modelo (3), foi detectada a presença de heterocedasticidade na realização do teste de Wald. Além disso, o teste de Wooldridge apontou a existência de autocorrelação dos resíduos do modelo, sendo, portanto, necessário realizar a correção deste.

Para a correção do modelo, optou-se por utilizar o teste de estimador Robusto de White e o método de *Generalized Least Square* (GLS). Dessa forma, na Tabela 6 apresentam-se os estimadores no formato *Pooled* (1), Efeito Aleatório (2), Efeito Fixo (3), Efeito Aleatório Corrigido (estimador Robusto de White) (4) e GLS (5), para eventuais comparações.

Os resultados (Tabela 6) apontaram que o coeficiente da variável PIB da região exportadora ($\ln Y_i$) foi estatisticamente significativo ao nível de 10% e apresentou sinal coerente com o indicado pela literatura, demonstrando que um aumento de 1% no PIB da região Nordeste brasileira aumenta as exportações de melão da região em 0,98%. Da mesma forma, o coeficiente da variável PIB do país importador ($\ln Y_j$) também apresentou sinal positivo e foi estatisticamente significativo ao nível de 1%, de forma que um crescimento de 1% na renda dos países importadores de melão do Nordeste brasileiro faz com que o fluxo bilateral das exportações dessa fruta aumente em 5,13%. Esses resultados eram os esperados e corroboram com estudos já citados ao longo deste trabalho. Assim, quanto maior for a riqueza do país importador, maior será a tendência a importar produtos, neste caso o melão, e quanto maior o PIB do país produtor, maior será a diversidade do portfólio de produtos da pauta exportadora e, portanto, maiores serão os fluxos comerciais bilaterais. Para Gräf e Azevedo (2013), o tamanho das economias é um fator indispensável na explicação do volume de comércio entre países, pois o PIB de uma economia reflete seu potencial produtivo, sua capacidade de produção e investimento em novas tecnologias que oferecem maior competitividade comercial, além de demonstrar seu potencial de consumo e sua condição financeira na aquisição de produtos.

Com relação à variável distância ($\ln D_{ij}$), os resultados apontaram que o aumento em 1% na distância entre a região exportadora e o país importador provoca uma redução de 12,70% do fluxo bilateral das exportações de melão da Região Nordeste brasileira.

Tabela 6: Resultados do modelo estimado

Variável	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Alea- tório	Efeito Alea- tório Corri- gido	GLS
$\ln Y_i$	0,473 (0,607)	1,289*** (0,402)	2,522*** (0,421)	2,522** (1,064)	0,997* (0,541)
$\ln Y_j$	4,647*** (1,165)	4,242*** (1,146)	4,172*** (1,081)	4,172** (1,464)	5,128*** (1,003)
$\ln \text{segjur}_j$	-7,048* (3,597)	-3,87 (3,535)	-1,63 (3,281)	-1,63 (3,695)	-1,169 (2,915)
$\ln D_{ij}$	-8,282*** (2,373)	-8,049 (4,89)	—	—	-12,70*** (2,855)
$\ln RPREC$	3,425*** (0,597)	1,690*** (0,412)	1,942*** (0,381)	1,942* (0,983)	1,459*** (0,34)
$\ln GLC_j$	12,66** (5,958)	-7,375 (5,534)	-8,797* (5,183)	-8,797 (5,402)	-0,73 (4,026)
$\ln POP_j$	-4,874*** (1,29)	-4,198*** (1,354)	22,43*** (4,835)	22,43** (8,466)	-5,774*** (1,103)
Const	39,96 (30,52,)	88,82** (44,69)	-425,8*** (83,2)	-425,8** (16,14)	108,6*** (29,54)
Nº Obs	171				
R ²	0,4767	—	—	—	—
Within	—	0,4585	0,4585	0,4274	—
Between	—	0,1820	0,1820	0,2063	—
Overall	—	0,1670	0,1670	0,2623	—
Teste	Estatística		Prob		
Teste de Chow	12,6500		0,0000		
Breusch Pagan	0,0000		1,0000		
Hausman	267,19		0,0000		
Wooldridge	144,6660		0,0000		
Wald Test	1800,8100		0,0000		

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa, 2020.

Os valores entre parênteses são os resultados dos erros padrões, e * representa o nível de significância da variável sendo 10%: *, 5%: **, 1%: ***.

Mais uma vez, os resultados apresentados até o momento corroboram com os estudos citados na seção 2 deste trabalho, onde os fluxos comerciais se relacionam positivamente com as rendas dos países importadores e negativamente com a distância entre país importador e exportador. De modo que, quanto maior a renda do país importador, maior será a capacidade de comércio bilateral deste, no entanto, quanto maior a distância, maior será o custo de transporte, justificando o impacto negativo dessa variável.

A variável população ($\ln POP_j$) do país importador, neste modelo, demonstrou-se estatisticamente significativa ao nível de 1%, e com sinal negativo, divergindo da teoria tradicional, demonstrando que uma elevação de 1% nessa variável diminui em 5,77% as exportações de melão do Nordeste brasileiro. Isso se deve ao fato de que países como Alemanha, Canadá, Espanha, Estados Unidos, Países Baixos (Holanda) e Reino Unido, que fizeram parte da amostra utilizada, apesar de apresentar aumento populacional ao longo dos anos, tiveram uma leve diminuição das exportações bilaterais de melão, justificando, portanto, o sinal negativo da variável (MDIC, 2020). Wang e Winters (1992) afirmam que, quanto maior a população de um país, maior será a sua produção interna e, com isso, menor será a sua dependência com relação a outros mercados, reduzindo os fluxos comerciais bilaterais.

O coeficiente da variável razão preço pago no país importador frente aos preços pagos no Brasil ($\ln RPREC$) apresentou-se estatisticamente significa-

tivo ao nível de 1%, com sinal positivo, conforme esperado, demonstrando que uma elevação de 1% nessa variável aumenta em 1,46% as exportações de melão do Nordeste brasileiro.

Por fim, as variáveis grau de liberdade comercial ($\ln GLC_j$) e segurança jurídica ($\ln segjur_j$) do país importador não apresentaram impactos estatisticamente significativos, nem ao menos a 10% de significância.

4.4 Análise dos resultados encontrados para os limões e limas

Os testes de raiz unitária realizados revelaram que todas as variáveis se apresentaram estacionárias ao longo do tempo. Os testes realizados para a escolha do modelo definiram que o melhor estimador é o método de efeito aleatórios (3) como o mais propício para representar o modelo a ser analisado neste trabalho. No entanto, no modelo (3), foi detectada a presença de heterocedasticidade na realização do teste de Wald. Além disso, o teste de Wooldridge apontou a existência de autocorrelação dos resíduos do modelo, sendo, portanto, necessário realizar a correção deste.

Para a correção do modelo, optou-se por utilizar o teste de estimador Robusto de White e o método de *Generalized Least Square* (GLS). Dessa forma, na Tabela 7, apresentam-se os estimadores no formato *Pooled* (1), Efeito Aleatório (2), Efeito Fixo (3), Efeito Aleatório Corrigido (estimador Robusto de White) (4) e GLS (5), para eventuais comparações.

Os resultados obtidos a partir da estimação dos modelos encontra-se na Tabela 7 e apontaram que o coeficiente da variável PIB da região exportadora ($\ln Y_i$) foi estatisticamente significativo ao nível de 1% e apresentou sinal coerente com o indicado pela literatura, demonstrando que um aumento de 1% no PIB da Região Nordeste brasileira aumenta as exportações de limões e limas da região em 1,51%. Da mesma forma, o coeficiente da variável PIB dos países importadores ($\ln Y_j$) também apresentou sinal positivo e foi estatisticamente significativo ao nível de 1%, de forma que um crescimento de 1% na renda dos países importadores de limões e limas do Nordeste brasileiro faz com que o fluxo bilateral das exportações dessa fruta aumente em 2,59%.

Com relação à variável distância ($\ln D_{ij}$), os resultados apontaram que o aumento em 1% na distância entre a região exportadora e o país importador provoca uma redução de 6,23% do fluxo bilateral das exportações de limões e limas da Região Nordeste brasileira. Esse resultado é estatisticamente significativo ao nível de 1% e corrobora com os trabalhos de Geraci e Prewo (1977), Eichengreen e Irwin (1998), Hummels (1999), Krugman e Obstfeld (2010), Fonseca, Xavier e Costa (2010) e Silva, Ferreira e Lima (2015).

Mais uma vez, os resultados apresentados até o momento corroboram com os estudos citados na seção 2 deste trabalho, onde os fluxos comerciais se relacionam positivamente com as rendas dos países importadores e negativamente com a distância entre país importador e exportador. De modo que, quanto maior a renda do país importador, maior será a capacidade de comércio bilateral deste, no entanto, quanto maior a distância, maior será o custo de transporte, justificando o impacto negativo dessa variável.

A variável população ($\ln POP_j$) do país importador, nesse modelo, demonstrou-se estatisticamente significativa ao nível de 1%, e com sinal negativo (conforme as estimações do modelo anterior), divergindo da teoria tradicional, demonstrando que uma elevação de 1% nessa variável diminui em 2,41% as exportações de limões e lima do Nordeste brasileiro. Isso se deve ao fato de

Tabela 7: Resultados do modelo estimado

Variável	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Alea- tório	Efeito Alea- tório Corri- gido	GLS
$\ln Y_i$	2,247*** (0,657)	0,848 (0,594)	1,583*** (0,511)	1,583*** (0,429)	1,509*** (0,576)
$\ln Y_j$	0,873 (0,856)	4,793*** (1,303)	2,493*** (0,815)	2,493*** (0,755)	2,594*** (0,738)
$\ln segjur_j$	0,419 (2,914)	3,171 (3,02)	1,172 (2,889)	1,172 (1,873)	4,594* (2,56)
$\ln D_{ij}$	-2,786 (1,903)	-	-5,504 (3,576)	-5,504* (2,819)	-6,232*** (1,794)
$\ln RPREC$	0,0816 (0,316)	-0,505** (0,245)	-0,573** (0,229)	-0,573** (0,21)	-0,101 (0,237)
$\ln GLC_j$	10,45* (6,141)	5,651 (6,344)	1,053 (5,028)	1,053 (3,43)	2,947 (5,004)
$\ln POP_j$	-0,621 (0,991)	-0,822 (2,905)	-1,822* (1,028)	-1,822 (1,174)	-2,408*** (0,872)
Const	-42,61 (29,4)	-141,0*** (48,83)	-11,6 (38,08)	-11,6 (30,06)	-6,633 (25,41)
Nº Obs	140				
R ²	0,3615	-	-	-	-
Within	-	0,4316	0,4126	0,4126	-
Between	-	0,109	0,1126	0,1126	-
Overall	-	0,0735	0,2083	0,2083	-
Teste	Estatística		Prob		
Teste de Chow	13,6100		0,0000		
Breusch Pagan	230,5200		0,0000		
Hausman	2,3300		0,9393		
Wooldridge	16,7270		0,0027		
Wald Test	1707,3700		0,0000		

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa, 2020.

Os valores entre parênteses são os resultados dos erros padrões, e * representa o nível de significância da variável sendo 10%: *, 5%: **, 1%: ***.

que países como África do Sul, Bélgica, Emirados Árabes Unidos, Países Baixos (Holanda) e Portugal, que fizeram parte da amostra utilizada, apesar de apresentar aumento populacional ao longo dos anos, tiveram uma leve diminuição das exportações bilaterais de limões e limas, justificando, portanto, o sinal negativo da variável, além disso, os demais países apresentam aumento populacional gradativo, mas oscilação ao longo do período analisado das exportações dessa fruta (MDIC, 2020).

O coeficiente da variável grau de segurança jurídica do país importador ($\ln segjur_j$) apresentou-se estatisticamente significativa ao nível de 10%, com sinal positivo, conforme esperado, demonstrando que uma elevação de 1% nessa variável aumenta em 4,59% as exportações de limões e limas do Nordeste brasileiro. Essa variável está relacionada com aspectos legais que ofereçam segurança e transparência nas ações do Estado ao realizar trocas comerciais. Esses resultados corroboram com o trabalho de Souza e Burnquist (2011), os quais afirmam que parte dos custos gerados no processo de comercialização estariam associados a atrasos portuários, ausência de transparência na aplicação de regras, ao procedimento burocrático e procedimentos aduaneiros desatualizados. Dessa forma, quanto maior o grau de transparência e segurança jurídica de um país, maiores são as trocas realizadas por este, pois ocorre aumento da facilitação do comércio. Para Coase (1960) e North (1995), quanto maior for a segurança estabelecida na relação contratual, maiores se-

ção as relações comerciais e a fixação de contratos entre duas economias, pois ocorre a diminuição da possibilidade do oportunismo.

Além disso, conforme Gonçalves, Vianna e Bacha (2007), o grande problema é a legislação brasileira, visto que o transporte da fruta se dá principalmente por meio marítimo, por isso é primordial que sejam realizados investimentos para facilitar o acesso aos terminais, e melhorias na operação portuária sejam realizadas, com a geração de maior espaço para movimentar cargas e liberação mais rápida dos contêineres vazios, evitando a demora no envio das frutas e a diminuição de perda de qualidade e descumprimento de contratos.

Por fim, as variáveis grau de liberdade comercial ($\ln GLC_j$) e razão preço pago ($\ln RPREC$) não apresentaram impactos estatisticamente significativos, nem ao menos a 10% de significância.

4.5 Análise dos resultados encontrados para a castanha

Após a realização do teste de raiz unitária, o qual indicou que todas as variáveis se apresentaram estacionárias ao longo do tempo, verificou-se qual a melhor forma de estimação do modelo econométrico a ser utilizado. Os testes realizados para a escolha do modelo definiram que o melhor estimador é o método de efeito aleatórios (3) como o mais propício para representar o modelo a ser analisado neste trabalho. No entanto, no modelo (3), foi detectada a presença de heterocedasticidade na realização do teste de Wald. Além disso, o teste de Wooldridge apontou a existência de autocorrelação dos resíduos do modelo, sendo, portanto, necessário realizar a correção deste.

Para a correção do modelo, optou-se por utilizar o teste de estimador Robusto de White e o método de *Generalized Least Square* (GLS). Dessa forma, na Tabela 8, apresentam-se os estimadores no formato *Pooled*(1), Efeito Aleatório (2), Efeito Fixo (3), Efeito Aleatório Corrigido (estimador Robusto de White) (4) e GLS (5), para eventuais comparações.

Os resultados obtidos a partir da estimação dos modelos encontram-se na Tabela 8 e apontaram que o coeficiente da variável PIB da região exportadora ($\ln Y_i$) foi estatisticamente significativo ao nível de 10% e apresentou sinal coerente com o indicado pela literatura, demonstrando que um aumento de 1% no PIB da Região Nordeste brasileira aumenta as exportações de castanha de caju da região em 0,036%. Da mesma forma, o coeficiente da variável PIB dos países importadores ($\ln Y_j$) também apresentou sinal positivo e foi estatisticamente significativo ao nível de 1%, de forma que um crescimento de 1% na renda dos países importadores de castanha de caju do Nordeste brasileiro faz com que o fluxo bilateral das exportações dessa fruta aumente em 1,08%. Segundo a OEC (2020), o consumo mundial de castanha de caju concentra-se em países de alta renda que possuem um consumo diversificado. Estados Unidos, Canadá e países europeus consomem, aproximadamente, 90% da demanda mundial de castanha de caju produzida.

Com relação à variável distância ($\ln D_{ij}$), os resultados apontaram que o aumento em 1% na distância entre a região exportadora e o país importador provoca uma redução de 1,03% do fluxo bilateral das exportações de castanha de caju da Região Nordeste brasileira.

Os resultados apresentados até o momento corroboram com os estudos citados na seção 2 deste trabalho, onde os fluxos comerciais se relacionam positivamente com as rendas dos países importadores e negativamente com

Tabela 8: Resultados do modelo estimado

Variável	Pooled	Efeito Fixo	Efeito Alea- tório	Efeito Alea- tório Corri- gido	GLS
$\ln Y_i$	0,161 (0,142)	0,0866 (0,168)	0,0818 (0,112)	0,0818* (0,229)	0,0358* (0,149)
$\ln Y_j$	1,020*** (0,137)	1,920*** (0,223)	1,773*** (0,204)	1,773*** (0,315)	1,078*** (0,162)
$\ln segjur_j$	0,556 (1,014)	-3,105*** (1,088)	-3,130** (1,008)	-3,130** (1,504)	0,519 (0,804)
$\ln D_{ij}$	1,454** (0,71)	- (0,71)	0,568 (2,53)	-0,568 (2,309)	-1,027* (0,947)
$\ln RPREC$	-0,0137 (0,254)	-0,0101 (0,151)	-0,0198 (0,151)	-0,0198 (0,0904)	-0,0428 (0,086)
$\ln GLC_j$	-1,540*** (0,561)	1,005** (0,469)	0,815 (0,458)	0,815 (0,495)	-0,152 (0,488)
$\ln POP_j$	-0,487*** (0,162)	-1,975 (1,869)	-1,115** (0,412)	-1,115** (0,451)	-0,458** (0,207)
Const	-18,39* (6,014)	-0,711* (30,22)	-16,26* (20,15)	-16,26* (15,53)	-16,93* (7,851)
Nº Obs	190				
R ²	0,6312	-	-	-	-
Within	-	0,5287	0,5274	0,5274	-
Between	-	0,2572	0,5708	0,5708	-
Overall	-	0,3081	0,5503	0,5503	-
Teste	Estatística		Prob		
Teste de Chow	32,5300		0,0000		
Breusch Pagan	516,1500		0,0000		
Hausman	5,3800		0,4959		
Wooldridge	9,3460		0,0136		
Wald Test	79,4800		0,0000		

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa, 2020.

Os valores entre parênteses são os resultados dos erros padrões, e * representa o nível de significância da variável sendo 10%: *, 5%: **, 1%: ***.

a distância entre país importador e exportador. De modo que, quanto maior a renda do país importador, maior será a capacidade de comércio bilateral deste, no entanto, quanto maior a distância, maior será o custo de transporte, justificando o impacto negativo dessa variável.

A variável população ($\ln POP_j$) do país importador, nesse modelo, demonstrou-se estatisticamente significativa ao nível de 5%, e com sinal negativo (conforme as estimações do modelo anterior), divergindo da teoria tradicional, demonstrando que uma elevação de 1% nessa variável diminui em 0,46% as exportações de castanha de caju do Nordeste brasileiro. Isso se deve ao fato de que países como Argentina, Canadá, Chile, França e Reino Unido, que fizeram parte da amostra utilizada, apesar de apresentar aumento populacional ao longo dos anos, tiveram uma leve diminuição das exportações bilaterais de castanha de caju, justificando, portanto, o sinal negativo da variável, além disso, os demais países apresentam aumento populacional gradativo, mas oscilação ao longo do período analisado das exportações dessa fruta (MDIC, 2020).

Por fim, as variáveis grau de liberdade comercial ($\ln GLC_j$), segurança jurídica ($\ln segjur_j$), e razão preço pago ($\ln RPREC$) não apresentaram impactos estatisticamente significativos, nem ao menos a 10% de significância.

5 Conclusões

Este trabalho buscou analisar o desempenho exportador das principais frutas produzidas no Nordeste brasileiro, sendo os limões e limas, o melão, a manga, a uva e a castanha de caju, tendo como referência o período de 2000 a 2018. Para isso, utilizou-se como metodologia o modelo gravitacional do comércio, o qual supõe que o fluxo comercial entre os países está diretamente relacionado com os atributos locais do país que exporta e do país que importa (como população, PIB, grau de abertura da economia, acordos comerciais e outros) e inversamente relacionado com a distância que existe entre eles.

Por meio da estimação dos modelos gravitacionais, tornou-se possível apresentar os principais fatores condicionantes das exportações brasileiras da uva, da manga, do melão, dos limões e limas e da castanha de caju. O resultado da estimação do modelo de gravidade para as cinco frutas apontou que as variáveis PIB da região exportadora ($\ln Y_i$), PIB dos países importadores ($\ln Y_j$) e distância ($\ln D_{ij}$) foram estatisticamente significativas e apresentaram sinal coerente com o indicado pela literatura, onde os fluxos comerciais se relacionam positivamente com as rendas dos países importadores e negativamente com a distância entre país importador e exportador. De modo que, quanto maior a renda do país importador, maior será a capacidade de comércio bilateral deste, no entanto, quanto maior a distância, maior será o custo de transporte, justificando o impacto negativo dessa variável.

Além disso, para o modelo estimado para a uva, as variáveis grau de liberdade da economia dos países importadores ($\ln GLC_j$) e razão preço pago no país importador frente aos preços pagos no Brasil ($\ln RPREC$) demonstraram-se estatisticamente significativas e positivamente correlacionadas ao volume das exportações da fruta. Para o modelo da manga, a variável população demonstrou-se estatisticamente significativa e positivamente correlacionada ao volume de exportações da fruta.

Para o modelo do melão, as variáveis razão preço pago no país importador frente aos preços pagos no Brasil ($\ln RPREC$) e população ($\ln POP_j$) do país importador demonstraram-se estatisticamente significativas e com sinal positivo e negativo, respectivamente. O sinal negativo da variável população contraria a teoria tradicional, no entanto, isso se justifica pelo fato de que alguns países que fizeram parte da amostra utilizada, apesar de apresentar aumento populacional ao longo dos anos, tiveram uma leve diminuição das exportações bilaterais das frutas analisadas, justificando, portanto, o sinal negativo da variável, além disso, alguns países apresentaram aumento populacional gradativo, mas oscilação ao longo do período analisado das exportações dessas frutas.

Com relação aos limões e limas, a variável população ($\ln POP_j$) do país importador, nesse modelo, demonstrou-se estatisticamente significativa e com sinal negativo e a variável grau de segurança jurídica do país importador ($\ln segjur_j$) apresentou-se estatisticamente significativa e com sinal positivo. Para o modelo da castanha de caju, a variável população ($\ln POP_j$) do país importador demonstrou-se estatisticamente significativa e com sinal negativo divergindo da teoria tradicional.

Nesse sentido, é possível observar que o desempenho exportador de cada fruta analisada possui suas próprias características, de modo que o impacto das variáveis analisadas afeta esse desempenho de maneira diferente, destacando a importância da análise destas de forma desagregada. Assim, os resul-

tados obtidos nesta pesquisa fornecem indicativos quanto aos fatores que afetam o desempenho das exportações da uva, da manga, do melão, dos limões e limas e da castanha de caju produzidas no Nordeste brasileiro, no comércio internacional, oferecendo aos produtores e aos *policy makers* um direcionamento nas decisões de exportação de sua produção, bem como na implementação de políticas públicas que venham proporcionar um melhor desenvolvimento da fruticultura na região, mediante a utilização de medidas e ações mais pontuais, buscando a adequação às exigências do mercado externo, com vistas ao aumento da competitividade e da inserção comercial internacional, pois a maior parcela da produção das frutas produzidas pelo Nordeste brasileiro é destinada ao mercado doméstico. Assim, percebe-se que existe um potencial exportador que precisa ser explorado, e isso se dá pelo aumento da qualidade dessas frutas, investimento em melhorias e facilitação de transporte e escoamento dessa produção e melhorias no que concerne à infraestrutura e armazenamento da produção.

Além disso, para que o setor brasileiro de frutas se torne mais competitivo no mercado internacional, são necessários investimentos na capacidade de inovação e adaptação às condições de ordem política, legal e econômica aos seus principais parceiros comerciais, adequando-se às exigências do mercado externo. Proporcionará, ainda, maior agilidade aos processos comerciais, pois estes também são fatores que, embora não considerados neste estudo, exercem grande influência na conquista de mercados consumidores e expansão dos mercados já existentes. Garantirá, assim, o fortalecimento e sustentabilidade dessas frutas no mercado mundial.

Diante das limitações do método utilizado neste trabalho, como a limitação de dados para compor o painel gravitacional, o caráter estático do modelo e a falta de variáveis que possam captar aspectos dinâmicos e que afetam o fluxo de exportações das frutas analisadas, sugere-se, para trabalhos futuros e aprofundamento desta análise, a ampliação do número de variáveis, incluindo, por exemplo, variáveis relacionadas a barreiras sanitárias e fitossanitárias, idiomas, de infraestrutura de transporte, eficiência dos governo, ambiente de negócios e outras, além da utilização de métodos que possam captar fatores dinâmicos, e a ampliação do número de países importadores, das regiões exportadoras e das frutas analisadas, como a melancia, o mamão, a laranja e outras.

Referências

- ADAMI, Andréia Cristina Oliveira *et al.* Oferta de exportação de frutas do Brasil: o caso da manga e do melão, no período de 2004 a 2015. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 47, n. 4, p. 63–78, 2016.
- AGÊNCIA BRASIL. *Exportação de Frutas Cresce 18,3% nos primeiros meses de 2018*. 2020. Disponível em: <https://agenciabrasil.ebc.com.br/economia/noticia/2018-04/exportacao-de-frutas-cresce-183-nos-primeiros-meses-de-2018>. Acesso em: 25 mar. 2020.
- AITKEN, Norman D. The effect of the EEC and EFTA on European trade: A temporal cross-section analysis. *American Economic Review*, v. 63, n. 5, p. 881–892, 1973.

- AKHTER, Naseem; GHANI, Ejaz. Regional integration in South Asia: An analysis of trade flows using the gravity model. *Pakistan Development Review*, p. 105–118, 2010.
- ALMEIDA, Fernanda Maria; SILVA, Orlando Monteiro; BRAGA, Marcelo José. O comércio internacional do café brasileiro: a influência dos custos de transporte. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 49, p. 323–340, 2011.
- ANDERSON, James E. A theoretical foundation for the gravity equation. *American Economic Review*, v. 69, n. 1, p. 106–116, 1979.
- ANDERSON, James E; VAN WINCOOP, Eric. Trade costs. *Journal of Economic Literature*, v. 42, n. 3, p. 691–751, 2004.
- AREVALO, Jorge Luis Sanchez; ANDRADE, Álisson Maxwell Ferreira; SILVA, Giuliano Alves Borges. Uma nota sobre modelos gravitacionais aplicados à exportação de café de Brasil, Colômbia e Peru. *Revista Brasileira de Economia*, v. 70, n. 3, p. 271–280, 2016.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS PRODUTORES EXPORTADORES DE FRUTAS E DERIVADOS — ABRAFRUTAS. *Exportação de manga e uva do Vale do São Francisco cai 30% em 2018*. 2018. Disponível em: <https://abrafrutas.org/2019/01/19/exportacao-de-manga-e-uva-do-vale-do-sao-francisco-cai-30-em-2018/>. Acesso em: 5 maio 2020.
- AZEVEDO, André Filipe Zago. O efeito do Mercosul sobre o comércio: uma análise com o modelo gravitacional. *Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)*, v. 34, n. 2, p. 307–340, 2004.
- BALTAGI, Badi Hani. *Econometric analysis of panel data*. 3. ed. Nova York: John Wiley e Sons, 2005.
- BARBOSA, Gabriela Rocha. A fruticultura irrigada no Nordeste: estímulo ao desenvolvimento sustentável. In: XXVI ENEGEP. v. 26, p. 2–4.
- BECKERMAN, Wilfred. Distance and the pattern of intra-European trade. *Review of Economics and Statistics*, v. 38, n. 1, p. 31–40, 1956.
- BELLOS, Sotirios; SUBASAT, Turan. Governance and foreign direct investment: A panel gravity model approach. *International Review of Applied Economics*, v. 26, n. 3, p. 303–328, 2011.
- BERGGREN, Niclas. The benefits of economic freedom: a survey. *The Independent Review*, v. 8, n. 2, p. 193–211, 2003.
- BERGSTRAND, Jeffrey H. The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade. *Review of Economics and Statistics*, v. 71, n. 1, p. 143–153, 1989.

- BERGSTRAND, Jeffrey H. The gravity equation in international trade: some microeconomic foundations and empirical evidence. *Review of Economics and Statistics*, v. 67, n. 3, p. 474–481, 1985.
- BERGSTRAND, Jeffrey H; EGGER, Peter. A knowledge-and-physical-capital model of international trade flows, foreign direct investment, and multinational enterprises. *Journal of International Economics*, v. 73, n. 2, p. 278–308, 2007.
- BEVAN, Alan A; ESTRIN, Saul. The determinants of foreign direct investment into European transition economies. *Journal of Comparative Economics*, v. 32, n. 4, p. 775–787, 2004.
- BREUSCH, Trevor S; PAGAN, Adrian R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, v. 47, n. 1, p. 239–253, 1980.
- CAREY, Henry Charles. *Principles of social science*. Philadelphia, PA: Lippincott, 1867. v. 3.
- CATEIA, Júlio Vicente; VELOSO, Gilberto de Oliveira; FEISTEL, Paulo Ricardo. Determinantes das Exportações de Castanha de Caju da Guiné-Bissau (1986–2011): uma análise sob a ótica do modelo de gravidade de Bergstrand. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 56, n. 4, p. 583–604, 2018.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA — CEPEA. *Lima ácida Tahiti: mercado e perspectivas para 2019*. 2020. Disponível em: <https://www.hfbrasil.org.br/upload/kceditor/files/Dia%20do%20Lima%CC%83o%20PDF.pdf>. Acesso em: 1 jun. 2020.
- CHENG, I-Hui; WALL, Howard J. Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration. *Federal Reserve Bank of St. Louis*, v. 87, n. 1, 2005.
- CHOW, Gregory C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, v. 28, n. 3, p. 591, 1960.
- COASE, Ronald H. The problem of social costs. *Journal of Law and Economics*, v. 3, p. 1–44, 1960.
- COELHO, José Dias. Formulação em Programação Matemática do Modelo Gravitacional e sua Interpretação Económica. *Working Paper*, n. 2, p. 1–45, 1983.
- COSTA, José Eduardo Brandão. *Exportação Brasileira de Frutas Frescas: Desafios e Soluções*. 2016. Disponível em: https://www.cnabrasil.org.br/assets/arquivos/artigostecnicos/artigo-27_0.80186300%201514912075.pdf. Acesso em: 30 mar. 2020.
- DEARDORFF, Alan V. Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World? In: *THE Regionalization of the World Economy*. Cam-

- bridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1998. p. 7–32. (NBER Chapters).
- DELUNA JR, Roberto; JEON, Narae. *Determinants of international tourism demand for the Philippines: an augmented gravity model approach*. 2014. Disponível em: <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/55294/>. Acesso em: 3 maio 2020.
- EICHENGREEN, Barry; IRWIN, Douglas A. The Role of History in Bilateral Trade Flows. In: *The Regionalization of the World Economy*. Organização: Jeffrey Alexander Frankel. [S. l.]: University of Chicago Press, 1998. p. 33–62.
- EVANGELISTA, Francisco Raimundo *et al.* Desempenho Dos Fruticultores Da Área De Atuação Do Banco Do Nordeste Do Brasil-BNB. In: ANAIS DO XLIV CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), “QUESTÕES AGRÁRIAS, EDUCAÇÃO NO CAMPO E DESENVOLVIMENTO”, 23–27 jul. 2006.
- FEENSTRA, Robert C. *Advanced International Trade: Theory and Evidence*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2004.
- FEENSTRA, Robert C; MARKUSEN, James R; ROSE, Andrew K. Using the gravity equation to differentiate among alternative theories of trade. *Canadian Journal of Economics*, v. 34, n. 2, p. 430–447, 2001.
- FONSECA, Henrique Veras Paiva; XAVIER, Leonardo Ferraz; COSTA, Ecio de Farias. Análise das exportações de uvas frescas brasileiras: uma estimação gravitacional a partir do modelo de regressões aparentemente não relacionadas. *Revista de Economia Agrícola*, v. 57, n. 2, p. 81–98, 2010.
- FRANKEL, Jeffrey; STEIN, Ernesto; WEI, Shang-Jin. Trading blocs and the Americas: The natural, the unnatural, and the super-natural. *Journal of Development Economics*, v. 47, n. 1, p. 61–95, 1995.
- GERACI, Vincent J; PREWO, Wilfried. Bilateral trade flows and transport costs. *The Review of Economics and Statistics*, v. 59, n. 1, p. 67–74, 1977.
- GONÇALVES, Marilson Alves; VIANNA, Nadia Wacila Hanania; BACHA, Maria Lourdes. Frutas frescas brasileiras: internacionalização e transporte. In: IV SEGET – SIMPÓSIO DE EXCELÊNCIA EM GESTÃO E TECNOLOGIA, 2007, Resende-RJ. *Anais eletrônicos*. [S. l.]: Universidade Ibirapuera – Unib. Disponível em: <https://www.aedb.br/seget/artigos2007.php?pag=32>. Acesso em: 9 jun. 2021.
- GRÄF, Claudir Olípio; AZEVEDO, André Filipe Zago. 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.
- GREENAWAY, David. Multilateralism, Minilateralism and trade expansion. *Asian Exports*, n. 223, p. 115–159, 2000.
- GREENE, William H. *Econometric analysis*. 6. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

- GREENWOOD, Michael J. Modeling Migration. In: [s. l.: s. n.], 2005. v. 2. p. 725–734.
- HAUSMAN, Jerry A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1251–1271, 1978.
- HELPMAN, Elhanan. Imperfect competition and international trade: Evidence from fourteen industrial countries. *Journal of the Japanese and International Economies*, v. 1, n. 1, p. 62–81, 1987.
- HERITAGE FOUNDATION. *Index of economic freedom*. 2015. Disponível em: <http://www.heritage.org/Index/>. Acesso em: 9 jun. 2021.
- HIRANTHA, Seekkuwa Wasam. From SAPTA to SAFTA: Gravity analysis of South Asian free trade. *European Trade Study Group (ETSG)*, 2004.
- HUMMELS, David. Toward a geography of trade costs. *Global Trade Analysis Project*, n. 17, 1999.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA — IBGE. *Produção Agrícola Municipal, Banco de dados agregados: Sistema IBGE de recuperação automática: SIDRA*. 2010. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 17 mar. 2020.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA — IBGE. *Produção Agrícola Municipal, Banco de dados agregados: Sistema IBGE de recuperação automática: SIDRA*. 2019. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 17 mar. 2020.
- IRANDU, Evaristus M. Factors influencing growth of horticultural exports in Kenya: A gravity model analysis. *GeoJournal*, v. 84, n. 4, p. 877–887, 2019.
- ISARD, Walter. *Methods of regional analyses: an introduction to regional science*. London, England: MIT Press, 1960.
- KAREMERA, David; OGULEDO, Victor Iwuagwu; DAVIS, Bobby. A gravity model analysis of international migration to North America. *Applied Economics*, v. 32, n. 13, p. 1745–1755, 2010.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTEFELD, M. *Economia Internacional: teoria e política*. 8. ed. São Paulo: Prentice Hall, 2010.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTEFELD, M. *Economia Internacional: teoria e política*. 9. ed. São Paulo: Makron Books, 2012.
- LEVIN, Andrew; LIN, Chien-Fu; CHU, Chia-Shang James. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1–24, 2002.
- LINNEMANN, Hans. *An econometric study of international trade flows*. Amsterdam: North-Holland, 1966.

- MADDALA, G. S. *Introduction to Econometrics*. 3. ed. New York: Wiley, 2001.
- MCCALLUM, John. National borders matter: Canada-US regional trade patterns. *American Economic Review*, v. 85, n. 3, p. 615–623, 1995.
- MELLO, L. M. R. *Atuação do Brasil no Mercado Vitivinícola Mundial*. [S. l.: s. n.], 2018. Disponível em: <http://www.diadecampo.com.br/zpublisher/materias/Materia.asp?id=21292&secao=Artigos%5C%20Especiais>. Acesso em: 19 maio 2020.
- MINISTÉRIO DA ECONOMIA INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS — MDIC. *comexstat*. 2020. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>. Acesso em: 17 mar. 2020.
- MORLEY, Clive; ROSSELLÓ, Jaume; SANTANA-GALLEGO, Maria. Gravity models for tourism demand: theory and use. *Annals of Tourism Research*, v. 48, p. 1–10, 2014.
- NORTH, D. C. *The new institute on al economics and the third world development*, in HARRIS, John, et al. (orgs) *The new institution al economics and the third world development*. London: Routledge, 1995.
- NUNES, Erivelton de Souza. *Ensaio sobre as exportações brasileiras de mamão*. 76 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2019.
- OBSERVATORY OF ECONOMIC COMPLEXITY — OEC. 2020. Disponível em: <https://oec.world/pt/profile/country/bra/#Exporta%5C%C3%A7%C3%A3o>. Acesso em: 30 maio 2020.
- ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A ALIMENTAÇÃO E A AGRICULTURA — FAO. *Data*. 2020. Disponível em: <http://www.fao.org/faostat/es/#data>. Acesso em: 30 maio 2020.
- POLDER, J. M.; MEIJEREN, J. V. Modeling and forecasting international trade flows. *NEA Transport Research and Training*, p. 185–198, 2000.
- PÖYHÖNEN, Pentti. A tentative model for the volume of trade between countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, v. 90, p. 93–100, 1963.
- SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR DO MINISTÉRIO DA ECONOMIA — SECEX. *Siscomex*. 2020. Disponível em: <http://siscomex.gov.br/legislacao/secex/>. Acesso em: 1 jun. 2020.
- SILVA, Tiago José Jesus; FERREIRA, M. O.; LIMA, João Ricardo Ferreira. Desempenho exportador da manga e uva brasileira no comércio internacional: uma aplicação com modelo gravitacional. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 53., 2015, João Pessoa. *Agropecuária, meio ambiente e desenvolvimento: anais*. João Pessoa: Sober, 2015.

- SOUZA, Maurício Jorge Pinto; BURNQUIST, Heloísa Lee. Facilitação de comércio e impactos sobre o comércio bilateral. *Estudos Econômicos*, v. 41, n. 1, p. 91–118, 2011.
- TINBERGEN, J. *Shaping the world economy*. New York: XXth Century fund, 1962.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE — USDA. 2020. Disponível em: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/topCountriesByCommodity#chart28>. Acesso em: 31 maio 2020.
- VIDAL, Maria de Fátima; XIMENES, Luciano Feijão. Comércio exterior do agro-negócio do Nordeste: frutas, nozes e castanhas. *Caderno setorial ETENE (Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste)*, Banco do Nordeste do Brasil, n. 73, 2019.
- WANG, Zhen Kun; WINTERS, L Alan. The trading potential of Eastern Europe. *Journal of Economic Integration*, v. 7, n. 2, p. 113–136, 1992.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Cengage Learning, 2016.
- XU, Wei. Analysis of Factors Affecting Kiwifruit Export. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON BIOFILMS, 2., 2019. *E3S Web of Conferences*. [S. l.]: EDP Sciences, 2010.

