

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA
MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E
HUMANAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES
INTERNACIONAIS
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Camila Santos da Rocha

**OS PRINCIPAIS DETERMINANTES DA EXPORTAÇÃO DE
CARNEBOVINA DO BRASIL PARA OS PAÍSES ÁRABES**

Santa Maria, RS
2021

Camila Santos da Rocha

**OS PRINCIPAIS DETERMINANTES DA EXPORTAÇÃO DE CARNE BOVINA
DO BRASIL PARA OS PAÍSES ÁRABES**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Maria, como requisito parcial para obtenção do título de **Bacharel em Ciências Econômicas**.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Ricardo Feistel

Santa Maria, RS
2021

Camila Santos da Rocha

**OS PRINCIPAIS DETERMINANTES DA EXPORTAÇÃO DE CARNE BOVINA DO
BRASIL PARA OS PAÍSES ÁRABES**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Maria, como requisito parcial para obtenção do título de **Bacharel em Ciências Econômicas**.

Aprovado em 8 de setembro de 2021:

Paulo Ricardo Feistel, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)

Daniel Arruda Coronel, Dr. (UFSM)

Elder Estevao de Mello, Me. (UFSM)

Santa Maria, RS
2021

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, à Deus, pelo dom da vida e por me abençoar todos os dias, dando-me saúde e guiando meus passos no caminho a mim destinado.

Sou eternamente grata ao meu companheiro Oraide que confiou em mim e me apoiou.

À toda minha família e, em especial, ao Antônio Renato que sempre acreditou em mim e, infelizmente, não está mais entre nós: minha eterna gratidão.

Faço agradecimento especial ao meu orientador que, em um simples gesto, mudou meu percurso nesta caminhada.

Ao amigo Lucas por todos os conselhos e aos demais amigos por torcerem e vibrarem com a minha conquista, meus mais sinceros agradecimentos.

RESUMO

OS PRINCIPAIS DETERMINANTES DA EXPORTAÇÃO DE CARNE BOVINADO BRASIL PARA OS PAÍSES ÁRABES

AUTORA: CAMILA SANTOS DA ROCHA
ORIENTADOR: PROF. DR. PAULO RICARDO FEISTEL

O objetivo deste trabalho foi analisar os determinantes das exportações de carne bovina brasileira para países árabes no período de 2000 a 2016, para isso, foi estimado modelo de Vetor de Correção de Erro (VEC) e funções de impulso-resposta e utilizada a análise de decomposição da variância do erro. No longo prazo, os resultados indicaram que a renda brasileira e a renda dos países árabes são as variáveis com impacto significativo sobre as exportações de carne. No curto prazo, as principais variáveis com impacto sobre as exportações de carne brasileira para os países árabes são os próprios valores passados das exportações do produto, o preço da carne exportada, a taxa de câmbio real e a renda dos países árabes.

Palavras-chave: Carne bovina; Co-integração. Exportações.

ABSTRACT

THE DETERMINANTS OF BRAZILIAN BEEF EXPORTS TO THE ARAB COUNTRIES

AUTHOR: CAMILA SANTOS DA ROCHA
ADVISOR: PROF. DR. PAULO RICARDO FEISTEL

The main goal of this work was to analyze the determinants of Brazilian beef exports to Arab countries in the period 2000 to 2016. For that An Vector Error Correction (VEC) model and impulse-response functions were estimated and it was used variance decomposition of forecast errors analysis. In the long term the results shown that Brazilian income and the income of Arab countries are the variables with most significant impact on meat exports. In the short term, the main variables with impact on Brazilian beef exports to the Arab countries are the past values of the product's exports, the price of exported beef, the real exchange rate and the income of the Arab countries.

Keywords: Beef; Cointegration. Exports.

LISTA DE FIGURAS

Figura 01 – Consumo e comércio no modelo-padrão	17
---	----

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 01 – Exportações de carne brasileira para países árabes em toneladas.	36
Gráfico 02 – Renda dos países árabes em bilhões de dólares	37
Gráfico 02 – Renda dos países árabes em bilhões de dólares, série dessazonalizada	37
Gráfico 04 – Renda do Brasil em bilhões de reais.....	38
Gráfico 05 – Renda do Brasil em bilhões de reais.....	39
Gráfico 06 – Índices da taxa de câmbio real e do preço da carne exportada	40
Gráfico 07 – Função de impulso-resposta de $\ln Exp$ a choques na variável $\ln P$...	46
Gráfico 08 – Função de impulso-resposta de $\ln Exp$ a choques na variável $\ln TCR_{47}$	
Gráfico 09 – Função de impulso-resposta de $\ln Exp$ a choques na variável $\ln R_{BR48}$	
Gráfico 10 – Função de impulso-resposta de $\ln Exp$ a choques na variável $\ln R_{Arab}$	49

LISTA DE QUADROS

Quadro 01 – Sinais esperados dos coeficientes estimados de cada variável conforme os resultados obtidos em trabalhos revisados	33
---	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 01 – Estatísticas descritiva das séries de dados utilizadas	35
Tabela 02 – Teste de Dickey-Fuller Aumentado	41
Tabela 03 – Critérios de informação para defasagens	41
Tabela 04 – Testes de cointegração	42
Tabela 05 – Modelo de correção de erro (variável dependente $\Delta \ln Expt$)	44
Tabela 06 – Decomposição da variância do erro da série $\ln Exp$	50

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
2 REFERENCIAL TEÓRICO	15
3 REVISÃO DE LITERATURA	19
4 METODOLOGIA	25
4.1 Modelo e sinais esperados	31
4.2 Funções de impulso-resposta e decomposição da varância.....	32
4.3 Fontes de dados	33
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	35
6 CONCLUSÕES	51
REFERÊNCIAS	53

1 INTRODUÇÃO

O presente capítulo é destinado a apresentação do problema aborda, para isso, apresentou-se, inicialmente, o histórico recente do mercado de carne bovina e os dados relativos a exportação desse produto que indicam a importância do mercado árabe como destino dessas exportações brasileiras. Encerra-se o capítulo apresentando os objetivos da pesquisa.

A importância dos produtos agropecuários para o Brasil não é algo recente, desde o período colonial, o setor é a principal fonte de renda e dinamismo para economia. Mas, no período recente, ocorreu o fato notável do país passar a ser não só um dos maiores produtores do mundo, mas também um dos principais exportadores de diversos produtos do setor que, antes, não apresentavam grande peso na sua pauta de exportação. (LIMA, 2018).

Isso ocorreu após a abertura econômica brasileira na década de 1990, mas, conforme dados da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO, 2019), foi no final dessa década que o país passou a ter um crescimento mais acentuado das exportações de carne bovina, firmando-se como um dos principais exportadores de carne bovina, sendo, em 2016, o maior exportador do produto. Juntos, Austrália, Brasil, Estados Unidos e Índia, responderam por 45,55% das exportações no mercado mundial em 2016, sendo o Brasil responsável por 13,30% do total das exportações nesse ano (FAOSTAT, 2019).

Segundo Melz et al (2014) e Silva et al (2008), na década de 1990, o mercado internacional da carne bovina sofreu um grande abalo com a crise da “vaca louca”, a lopatia espongiiforme bovina é uma doença bovina que está ligada ao desenvolvimento doentade Creutzfeldt-Jakob em humanos que consomem a carne contaminada; a doença bovina está ligada ao uso de ração de base animal para a dieta dos bovinos. Assim, o Brasil acabou se beneficiando da crise porque a criação bovina no país é predominantemente extensiva, o que, dispensando a utilização de ração e de confinamento, tornou o consumo da carne brasileira mais seguro e demandado.

Lima (2018) e Machado et al (2006) apontam que a crise foi responsável por uma redução drástica do rebanho europeu do gado e, assim, da produção de carne

nesse continente entre os anos de 1994 e 2002. Junto a isso, conforme destaca Machado et al (2006), em 2004 o Brasil já havia alcançado a marca de possuir o maior rebanho do mundo.

Não foi apenas o fato do país possuir o maior rebanho do mundo que determinou sua liderança no comércio do produto, o setor agropecuário brasileiro foi fortemente impulsionado, durante a década de 2000, pelas altas nos preços internacionais das commodities e a desvalorização da taxa de câmbio do país (BACHA, 2012). Conforme dados do IPEA (2019), no caso do mercado de carnes, após um preço relativamente estável durante a década de 1990, ocorreu um acentuado crescimento nos preços durante os anos 2000; possivelmente um dos incentivos ao crescimento da produção e exportação brasileira do produto.

Também podemos ver que, durante a década de 2000 – mais precisamente, após 2002 – a taxa de câmbio real do setor agropecuário apresentou uma forte tendência de desvalorização (IPEA, 2019), tendência apontada por Bacha (2012) como um estímulo para o setor. Corroborando com o apontamento de Bacha (2012), Moraes et al (2016) aponta essa desvalorização da taxa de câmbio foi um estímulo relevante para o desenvolvimento das exportações de carne bovina brasileira no período.

Os principais importadores de carne bovina são países emergentes, sendo os principais parceiros brasileiros no mercado China (considerada junto com Hong Kong), Egito, Rússia, Irã e Chile, cada um desses países foi responsável, em 2016 segundo dados da FAO (2019), por importar, respectivamente, 29,4%, 14,3%, 11,1%, 8,2% e 6% do total do produto exportado pelo Brasil.

Outro apontamento importante sobre o destino das exportações de carne brasileira muito frisado por economistas e analistas da área é que grande parte da demanda pelo produto brasileiro vem de países árabes (INFOMONEY, 2018a, 2018b). Considerando-se apenas os 22 países membros da Liga das Nações Árabes - Arábia Saudita, Argélia, Bahrein, Catar, Comores, Djibouti, Egito, Emirados Árabes Unidos, Iêmen, Iraque, Jordânia, Kuwait, Líbano, Líbia, Marrocos, Mauritânia, Palestina, Síria, Omã, Somália, Sudão e Tunísia (MINISTÉRIO DAS RELAÇÕES EXTERIORES, 2019) – os países árabes foram responsáveis por 23,2% da demanda por carne bovina exportada brasileira em 2016; considerando-se junto a esses países o Irã (país de forte tradição islâmica que, por questões religiosas diverge dos demais e não faz parte da liga árabe), os países árabes foram

responsáveis por 31,3% das exportações do produto brasileiro em 2016. Assim, não há como negar a importância estratégica desses países para esse setor produtivo brasileiro.

Como visto, a carne bovina figura como um dos principais produtos da pauta de exportação do Brasil, tendo importante peso para geração de renda e de divisas; e, dentre os principais destinos do produto brasileiro, os países árabes respondem por uma parcela significativa da importação. Dada a sua importância para a economia brasileira, a presente pesquisa buscará analisar os determinantes das exportações de carne bovina brasileira para os países árabes, quais são as principais variáveis determinantes e como elas impactam essas exportações. Esta pesquisa trará uma contribuição ímpar para os estudos da área, pois fará uma análise específica do comércio da carne bovina brasileira com países árabes – análise não realizada até então.

O objetivo da presente pesquisa foi verificar quais os principais determinantes das exportações de carne bovina brasileira para países árabes no período de 2000 a 2016 e de que forma esses determinantes às afetam. Como objetivos específicos, o estudo procurou: i) analisar a relação entre a taxa de câmbio e as exportações de carne bovina para países árabes; ii) verificar a relação entre o preço internacional da arroba de carne bovina e as exportações brasileiras da mesma para países árabes; iii) como se comporta a relação entre o PIB mundial e as exportações brasileiras de carne bovina para países árabes.

Para isso, foi utilizado o modelo-padrão de comércio de Krugman e Obstfeld (2010) como referencial teórico de análise e foi estimado um modelo de Vetor de Correção de Erros utilizando-se uma base de dados mensais das exportações de carne bovina brasileira para países árabes, do PIB brasileiro, do PIB dos países árabes, dos preços das exportações de carne bovina brasileira e da taxa de câmbio efetiva do Brasil.

Esta pesquisa estrutura-se em cinco capítulos, sendo o primeiro esta introdução ao problema e apresentação dos objetivos, o segundo capítulo destinado a apresentação do referencial teórico utilizado na pesquisa, o terceiro destinado a uma revisão da literatura na área temática e da literatura que utiliza metodologia semelhante a desta pesquisa, o quarto capítulo destinado a apresentação das técnicas metodológicas e das fontes de dados que foram utilizadas, o quinto capítulo

destinado a apresentação dos resultados obtidos e o sexto capítulo destina ao resumo e conclusão da pesquisa.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Neste capítulo, são apresentadas as teorias de comércio que embasaram o modelo funcional adotado para análise na presente pesquisa. O principal modelo adotado é o modelo-padrão de comércio, conforme opção dos autores Silva et al (2011).

Conforme Silva et al (2011), na literatura, um dos modelos econômicos mais adequados para explicar as exportações ou importações de determinado bem é o modelo-padrão de comércio desenvolvido por Krugman e Obstfeld (2010). Por este modelo, as exportações de bens surgem, por um lado, como excesso de produção doméstica em um país e, por outro, como excesso de demanda doméstica em um segundo país; o equilíbrio de mercado ocorre levando-se em conta esses excessos, pois é o meio para os indivíduos dos países envolvidos no comércio alcançarem curvas de indiferença mais elevadas.

O desenvolvimento do modelo-padrão de comércio vem da teoria microeconômica do consumidor. Conforme Pindyck e Rubinfeld (2006), a utilidade que um consumidor é dada por uma função dos bens consumidos, assim temos:

$$U = f(x_5, x_4, x_3, \dots x_n) \quad (1)$$

Em que U é a utilidade e x_n são os bens consumidos. Diferentes combinações de quantidades consumidas dos bens, cestas de consumo, que dão ao consumidor um mesmo valor de utilidade, combinadas, são o que é chamado de curva de indiferença (PINDYCK, RUBINFELD, 2006). Assim, o consumidor buscará consumir cestas de consumo de curvas de indiferença com utilidade mais elevada, dadas a sua renda e os preços dos bens disponíveis.

Esse desenvolvimento para o caso de um consumidor individual é facilmente estendido para o caso do consumo de um país, nesse caso, a utilidade de todos os indivíduos do país será maximizada quando eles consumirem combinações de quantidades de bens pertencentes a uma curva de indiferença mais elevada. Mas, no caso de um indivíduo, por este ser irrelevante frente ao tamanho do mercado, não se apresenta ao indivíduo uma restrição quanto ao limite de bens disponíveis

que ele poderá consumir (o consumo do indivíduo não será uma parcela significativa de toda a produção), a única restrição que se apresenta ao indivíduo é o seu orçamento frente aos preços dados (KRUGMAN e OBSTFELD, 2010).

No caso de considerar-se todo o consumo doméstico buscando uma maximização de utilidade, o país defronta-se com a fronteira de possibilidades de produção (KRUGMAN, OBSTFELD, 2010) além da restrição de renda do país. A curva de possibilidades de produção dá a quantidade de determinados bens que podem ser produzidos como função dos fatores disponíveis para a economia e dos custos de produção com que essa economia se depara.

No caso de uma economia fechada, a nação como um todo alcançará a curva de indiferença com maior nível de utilidade com uma combinação de produção e consumo de bens dada pela tangência entre a restrição de renda e a curva de possibilidades de produção da economia. Entretanto, tendo acesso ao comércio internacional, essa economia pode alcançar curvas de indiferença mais elevadas que atendam a sua restrição orçamentária, como pode ser visto na Figura 01.

Como pode-se ver na Figura 01, a produção da economia, dada pelo ponto Q, e o consumo da economia, dado pelo ponto D, estão sobre a mesma linha de isovalor, o que significa que elas atendem a mesma renda disponível à economia. Vale notar que o nível de produção da economia, é dado por um ponto em que a linha de isovalor tangencia a curva de possibilidades de produção, representada na figura por TT. Mas, o consumo da economia se dá no ponto D, em que é consumida uma quantidade maior do bem B do que a produzida e é consumida uma quantidade menor do bem A do que a que é produzida, essas diferenças se tornam, respectivamente, importação e exportação dos bens B e A.

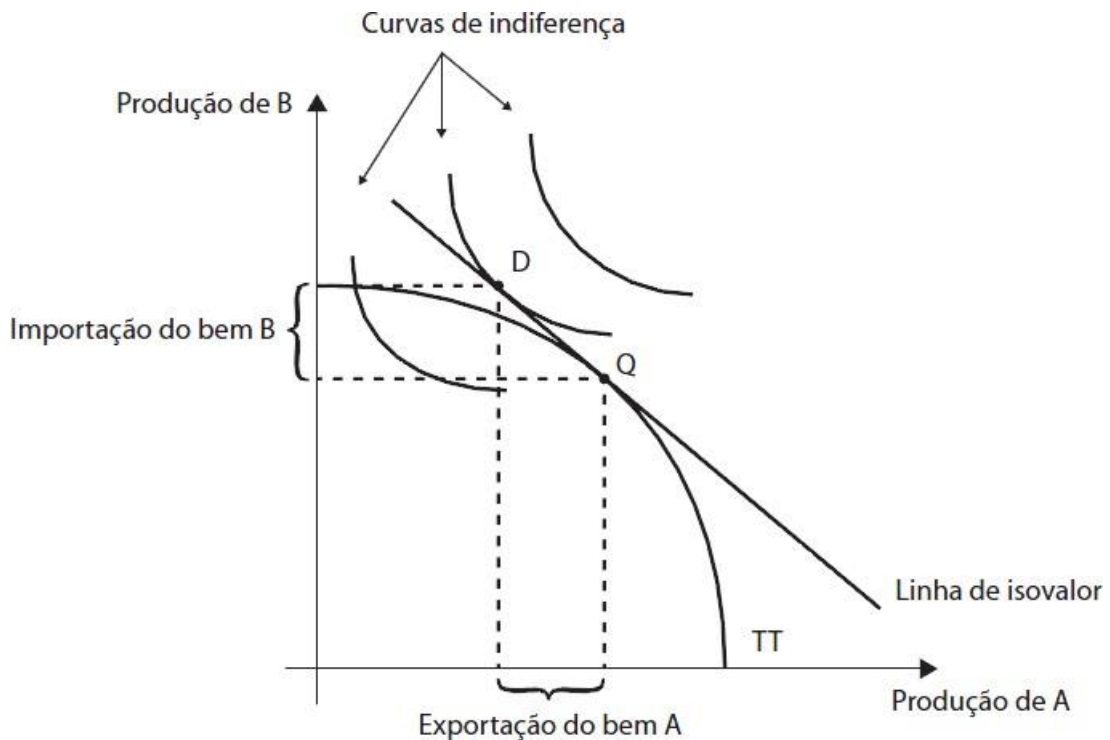


Figura 01 – Consumo e comércio no modelo-padrão

Fonte: Krugman e Obstfeld (2005, p. 7) apud Silva et al (2011).

Assim, no modelo-padrão de comércio, as exportações de um bem são reflexo de um excesso de produção pela ótica do país exportador, e pelo excesso de demanda pela ótica de um país importador. (KRUGMAN, OBSTFELD, 2010). A partir dessa constatação, pode-se derivar as curvas de demanda por exportação e demanda por importação de maneira semelhante às curvas de demanda domésticas.

Conforme Varian (2003), a demanda por um produto é influenciada pela renda dos consumidores, o preço do produto, o preço de produtos relacionados, gostos e expectativas dos consumidores. Assim, no caso das curvas de exportação, pode-se tomar como principais variáveis determinantes da demanda por exportação os preços internacionais, a taxa de câmbio real do país exportador, a renda exterior e a renda doméstica da economia.

A taxa de câmbio nominal de um país, conforme Blanchard (2017), é dada pela quantidade de moeda estrangeira que pode ser comprada com 1 unidade da

moeda doméstica, já a taxa de câmbio real de um país é dada pela multiplicação da taxa de câmbio nominal pela razão entre os preços externos e os preços internos. Assim, a taxa de câmbio real se apresenta como uma variável relevante para o modelo por acrescentar a relação entre os preços dos países importadores do bem (SILVA et al, 2011).

Já a renda doméstica do país se torna relevante para o modelo para refletir a influência da demanda interna pela produção sobre a disponibilidade do bem para ser exportado.

Baseado nas teorias apresentadas a respeito do comércio internacional e da demanda por um bem, um modelo para os determinantes da exportação de um bem tenha como variáveis explicativas dessa demanda a renda interna do país exportador, a renda externa, a taxa de câmbio e o preço do bem (colocar alguma citação). Dessa maneira, o modelo de análise utilizado na presente pesquisa pode ser expresso pela seguinte função:

$$X = f(Y, Y^*, e, P) \quad (2)$$

Em que X são as exportações do bem em questão, Y é a renda doméstica, Y^* é a renda externa, e é a taxa de câmbio efetiva do país exportador e P é o preço do bem exportado. A utilização desse modelo como base para o presente trabalho vai ao encontro de outros trabalhos que investigaram tema semelhante conforme é apresentado no próximo capítulo.

3 REVISÃO DE LITERATURA

Neste capítulo, é apresentado um apanhado dos principais trabalhos realizadas sobre o tema de exportações, quais métodos foram utilizados e quais resultados obtidos. Os principais trabalhos levantados que analisaram as exportações de produtos consideram as exportações como, principalmente, provenientes do excesso de produção doméstica do bem analisado.

O trabalho de Barros et al (2002) apresentou estimativas para curvas de oferta de exportação de diversos produtos agrícolas brasileiros, o trabalho utilizou como variáveis explicativas nas estimativas PIB real do Brasil, o índice da taxa de câmbio efetiva, o preço interno do produto e o preço do produto recebido pelas exportações, além dessas variáveis, os autores também utilizaram dummies sazonais de meses e dummies para os anos da amostra, o modelo utilizado, em todos os casos, foi o de regressão cointegrante de Engel-Granger. No geral, as estimações apresentaram ajuste fraco das variáveis e coeficientes não significativos, a variável explicativa que apresentou significância estatística na maioria das estimativas e sinal conforme o esperado foi a renda do Brasil, indicando que, no geral, as exportações de produtos agrícolas brasileiros são reflexo do excesso de oferta interna.

Maia (2003), em sua pesquisa, buscou analisar a influência das políticas monetárias e das políticas cambiais sobre as exportações agrícolas, o autor analisou separadamente dois períodos: de 1980 a 1990 e de 1990 a 2001 com o objetivo de verificar modificação na dinâmica dos impactos das políticas. A pesquisa utilizou um modelo de vetores auto regressivos estrutural (structural-VAR) com cointegração entre as séries, além das exportações agrícolas, o modelo incluiu também as variáveis taxa de juros, produto interno bruto, taxa de câmbio e estoque agregado de moeda. Os resultados mostraram que os choques na taxa de câmbio e na taxa de juros se estabilizaram mais rápido no período de 1990 a 2001 do que no período da década de 80, resultado em conformidade com o modelo de Mundell-Fleming que foi utilizado como base teórica da pesquisa, uma consequência direta da maior mobilidade de capital possibilitada pela liberalização econômica que ocorreu na década de 1990. Pelas funções de impulso a resposta calculadas, os efeitos dos

choques nas variáveis sobre as exportações agrícolas se estabilizaram em até 10 meses após o choque no período mais recente considerado na pesquisa, já no período da década de 1980 o efeito dos choques estabilizou-se somente após 24 meses.

Narayan e Narayan (2004), buscaram analisar os determinantes das exportações de Fiji, o trabalho utilizou dados anuais e teve como variáveis explicativas das exportações a renda ponderada dos principais importadores de produtos de Fiji, o índice de preços das exportações de Fiji e o índice de preços das exportações concorrentes. Como a amostra obtida pelos autores possuía uma quantidade de observações pequenas, os autores utilizaram métodos alternativos aos modelos de autoregressões vetoriais (VAR) – modelos mais populares em análises dessa temática – foi identificada cointegração entre as variáveis e, para estimar as relações de longo prazo, foram utilizados o modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ARDL), o modelo de mínimos quadrados ordinários dinâmicos (DOLS) e o modelo de mínimos quadrados ordinários totalmente modificados (FMOLS) de Phillips e Hansen. Os resultados obtidos indicaram que a renda dos importadores tem efeito positivo e inelástico sobre o valor das exportações de Fiji, que o preço das exportações de Fiji tem efeito negativo e elástico sobre o valor exportado e que o preço das exportações dos países concorrentes de Fiji tem efeito positivo e elástico sobre o valor exportado por Fiji. Para as relações de curto prazo, os autores utilizaram o mecanismo de correção de erros estimado em duas etapas popularizado Engle e Granger (GUJARATI, PORTER, 2011), a estimativa indicou que os desequilíbrios de curto prazo entre as variáveis são corrigidos com uma velocidade de 63% por ano.

Alves e Bacchi (2004), em seu trabalho, buscaram analisar os determinantes da exportação de açúcar brasileiro, os pesquisadores verificaram que havia uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as exportações do produto e as variáveis explicativas e, assim, utilizou um modelo de vetores autorregressivos com correção de erro (VEC). Os resultados obtidos indicaram que aumentos do preço do açúcar e a desvalorização cambial tem impactos positivos sobre a quantidade exportada de açúcar e, por outro lado, elevação da renda interna e do preço doméstico tem reflexos negativos sobre a quantidade exportada, sendo a principal variável a determinar as exportações do produto a renda interna.

Rocha et al (2006) buscou, em sua pesquisa, analisar os fatores determinantes das receitas de exportações de carne suína brasileira no período de 1999 a 2005, período no qual o Brasil se consolidou como um dos principais, a pesquisa tomou como variáveis explicativas o preço das exportações da carne suína, a produção interna desta carne, a taxa de câmbio real e a renda externa. A pesquisa utilizou um modelo de regressão de mínimos quadrados ordinários (MQO) e incluiu variáveis *dummies* pra testar quebras estruturais no período e uma variável de tendência, como as variáveis utilizadas apresentaram cointegração, está estimativa por MQO consistiu numa estimativa do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (GUJARATI, PORTER, 2011). Os resultados indicaram que houve uma quebra estrutural no modelo analisado a partir de agosto de 2004 até outubro de 2005, período em que houve mudança significativa na quantidade recebido pela exportação da carne suína; com relação as variáveis explicativas, a produção interna foi a variável explicativa com maior impacto positivo sobre as receitas de exportações de carne suína brasileira, sendo estas elásticas em relação a produção interna, o preço da exportação de carne e a renda externa apresentaram significância e efeito direto sobre as exportações, mas relação inelásticas, já a taxa de câmbio não apresentou significância sobre as exportações do bem.

Silva et al (2011) buscaram em seu trabalho analisar os determinantes da oferta de exportação de carne de frango do Brasil, para isso, após verificarem a existência de cointegração entre as séries de dados utilizados, estimaram um modelo VEC. Assim como Alves e Bacchi (2004), Silva et al (2011) utilizaram como variáveis explicativas da quantidade exportada de carne de frango as variáveis renda interna (PIB brasileiro), preço interno, preço das exportações e índice da taxa de câmbio efetiva real; os resultados obtidos dos dois trabalhos foram semelhantes: Silva et al (2011) encontraram que o preço doméstico e a renda interna têm negativo significativo nas exportações de carne de frango brasileira, enquanto o preço externo apresentou impacto significativo e positivo na quantidade exportada.

Costa et al (2012) buscou analisar a demanda por exportações brasileiras, separadamente, de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados no período de 1995 a 2010 e verificar qual o impacto da crise internacional de 2008 sobre essas. Para o objetivo proposto, os pesquisadores estimaram um modelo VEC para cada um dos grupos de produtos tendo incluindo, além do valor real exportado (variável de interesse), a renda mundial, a renda do Brasil e a razão entre o preço de

exportação brasileiro do grupo de produtos e o preço de internacional desses produtos, também foi incluída nos modelos uma variável *dummy* para representar o efeito da crise internacional. Os resultados indicaram que a crise internacional não teve impacto significativo sobre as exportações brasileiras de nenhum dos grupos de produtos. A análise das funções de impulso-resposta e da decomposição da variância do erro das variáveis de interesse indicaram que exportações de produtos básicos são afetadas, positivamente, pelo aumento da renda do Brasil e pelo aumento relativo dos preços das exportações brasileiras. As exportações de produtos semimanufaturados são afetadas negativamente por aumentos da renda brasileira, já a renda dos Estados Unidos afeta de maneira positiva as exportações desses produtos brasileiros. Por último, as exportações brasileiras de produtos manufaturados, segundo os resultados, são afetadas negativamente pela elevação relativa dos preços de exportação e positivamente por aumentos tanto na renda brasileira quanto na renda externa.

Jaussaud e Rey (2012) analisaram os determinantes de longo prazo das exportações do Japão, separadas por setor, para a China e para os Estados Unidos, os principais parceiros comerciais do Japão no período recente. A pesquisa separou as exportações japonesas entre produtos alimentícios, produtos têxteis, produtos da indústria química, indústria metalúrgica, produtos não-metálicos e produtos de maquinário e equipamentos e estimou uma equação de exportação para cada um desses setores separadamente para a China e para os Estados Unidos, como variáveis explicativas foram utilizadas e renda do país importador, a taxa de câmbio real do setor e a volatilidade da taxa de câmbio, os pesquisadores também incluíram variáveis binárias nas equações de exportações com destino para a China para verificar se houve mudança causada pela abertura chinesa a capital estrangeiro em 1979 e pela entrada da China na Organização Mundial do Comércio em 2001, os dados utilizados foram anuais e as equações foram estimadas com o modelo VEC. Os resultados, no geral, mostraram que as exportações de todos os setores japoneses para os dois países considerados foram principalmente explicadas pela renda externa e pela taxa de câmbio real, os únicos casos em que não foi assim foram as exportações de produtos não-metálicos para os Estados Unidos e as exportações de produtos não-metálicos e têxteis para a China, nesses casos, a taxa de câmbio apresentou sinal contrário ao esperado, indicando que desvalorizações na taxa de câmbio desfavoreciam as exportações do setor. Também destacou-se

que as exportações de todos os setores se apresentaram como renda-elásticas tanto para a China quanto para os Estados Unidos.

Feistel et al (2015) buscaram analisar os determinantes das exportações de soja brasileira para a China, diferente de outros trabalhos anteriormente citados, essa pesquisa utilizou como variáveis explicativas das exportações o PIB chinês, o preço das exportações de soja, o índice da taxa de câmbio efetiva real, utilizou tanto variáveis do lado da demanda quanto da oferta, o modelo estimado para a análise foi VEC, pois constatou-se a existência de uma relação estável de longo prazo entre as variáveis. Os resultados mostraram que a quantidade exportada de soja brasileira para a China é significativamente afetada pelo nível de renda chinês e, em menor proporção, pela taxa de câmbio real.

Monte (2015) buscou estimar os impactos de choques na taxa de câmbio e na renda mundial sobre as exportações do Espírito Santo, para isso, estimou as funções de impulso a respostas por meio de um modelo VEC. Os resultados indicaram que a taxa de câmbio não foi relevante, estatisticamente, para a explicação das exportações do Espírito Santo, a função de impulso a resposta das exportações a um choque na taxa de câmbio indicou uma resposta negativa da variável de interesse, mas não significativa estatisticamente. Já com relação a renda mundial, a função de impulso-resposta mostrou que as exportações do estado reagem positivamente a choques que levem a aumento nessa variável.

Zanin e Bacchi (2017), em seu trabalho, tiveram como objetivo investigar os determinantes das exportações brasileiras de arroz no período de 2009 a 2016, os pesquisadores utilizaram um modelo VAR estrutural para a análise e incluíram, além da quantidade exportada de arroz, as variáveis renda interna brasileira, preço interno do arroz, preço recebido pela exportação e taxa de câmbio real. Os resultados da matriz de relações contemporâneas indicaram que o preço interno, a taxa de câmbio real e o preço externo tem efeito positivo sobre as exportações de arroz, já a renda interna tem efeito negativo sobre as exportações. A análise das funções de impulso e resposta mostraram que o efeito positivo de uma desvalorização cambial sobre as exportações do bem se dá no período imediato após a desvalorização e, após alguns períodos, o efeito dessa desvalorização passa a ser negativo e se estabiliza com efeito negativo, segundo os autores, isso ocorre possivelmente porque a desvalorização da taxa de câmbio, com o passar do tempo, ao aumentar o preço das importações de arroz, faz com que haja uma redução das exportações para

suprir uma redução das importações. As demais variáveis não apresentaram mudança no sinal do seu efeito pelo que foi verificado nas funções de impulso-resposta.

4 METODOLOGIA

O presente capítulo destina-se a apresentação das técnicas econométricas utilizadas para a presente pesquisa, sendo eles: modelo VEC, análise de estacionariedade das séries com teste de Dickey-Fuller Aumentado, análise de cointegração com os testes de traço de máximo autovalor, funções de impulso a resposta e decomposição da variância do erro.

Com base no referencial teórico abordado no capítulo acima, a metodologia terá como objetivo analisar a relação entre as exportações de carne brasileira e – como variáveis explicativas dessa – a renda brasileira, a renda dos países árabes, a taxa de câmbio real e o preço da carne bovina.

Os dados utilizados para todos os procedimentos estatísticos foram séries temporais mensais, todas as séries foram transformadas tomando-se o logaritmo natural das mesmas. Conforme Gujarati e Porter (2011), a utilização de séries logarítmicas para análise de regressão tem a vantagem de acabar com os vieses causados pelas diferenças de medidas e magnitudes entre as séries de dados e, também, tem a vantagem de que os coeficientes de correlação estimados consistem na elasticidade entre as variáveis, o que facilita a interpretação dos resultados.

Para abordar o problema, os modelos mais adequados, seguindo o exemplo dos outros trabalhos na área temática que foram consultados, são os modelo VAR e o modelo VEC. O modelo VAR consiste num modelo que utiliza dados de séries temporais para a estimação simultânea de equações para explicar cada uma das variáveis do modelo, onde são utilizadas como variáveis explicativas as variáveis defasadas; são premissas inerentes a utilização de um modelo VAR que todas as variáveis são explicadas por eventos passados (pois as variáveis explicativas são variáveis defasadas) e que todas as variáveis são endógenas, as relações estimadas entre das variáveis com o modelo VAR são as relações contemporâneas entre as variáveis, ou relações de curto prazo (GUJARATI, PORTER, 2011; ENDERS, 2014). Conforme Bueno (2011), o modelo VAR irrestrito pode ser estimado por MQO e é dado por:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \pi_i X_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

Em que X_t é a matriz de variáveis incluídas no modelo, X_{t-i} é a matriz de variáveis defasadas em i períodos, π_i são matrizes de coeficientes estimados para as variáveis defasadas em i períodos e μ_t é um termo de erro estocástico. É importante notar que o modelo VAR só pode ser estimado consistentemente como em (2) caso todas as variáveis incluídas em X_t sejam estacionárias, problema que será tratado alguns parágrafos a frente.

O modelo VEC consiste em um caso especial do modelo VAR, caso no qual todas as variáveis incluídas no modelo possuem uma relação estável de longo prazo, ou seja, caso em que há cointegração entre as variáveis. Nesse caso, são estimados vetores de relações contemporâneas conjuntamente com um ou mais vetores de cointegração, – que representam as relações de longo prazo entre as variáveis – e, para que as informações desse equilíbrio de longo prazo entre as variáveis sejam incorporadas às estimativas das relações contemporâneas, nas matrizes de variáveis para estimação das relações contemporâneas é incluído o resíduo defasado da regressão de cointegração (ENDERS, 2014). Conforme Bueno (2011), a forma geral do modelo VEC é dada por:

$$X_t = \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

Em que β consiste na matriz de coeficientes estimados das relações de cointegração entre as variáveis e ΔX_t mostra que as relações contemporâneas entre as variáveis, que é dada por π_i são estimadas por meio de um vetor das variáveis em primeira diferença. Conforme Monte (2015), o modelo dado por (4) é chamado de modelo de correção de erros porque consiste em um VAR corrigido, em que é incorporado o termo βX_{t-1} , que consiste nas relações de longo prazo entre as variáveis.

Quando se está trabalhando com séries temporais, inicialmente antes da estimação dos modelos, é necessário que se faça análise da estacionariedade das séries de dados utilizadas para que não se incorra no erro de encontrar relações

espúrias entre as variáveis. Segundo Gujarati e Porter (2011), uma série temporal de dados é estacionária quando esta possui média e variância constantes ao longo do tempo e quando as autocovariâncias entre as observações só dependem da distância temporal entre elas, essas três características da série serão invariantes no tempo. Uma série que não possua alguma dessas características constantes ao longo do tempo, é dita não-estacionária, essas séries se caracterizam por possuírem observações que são explicadas pelas observações de períodos anteriores que ocasionam um padrão de modificação da sua média e/ou variância a medida que se acrescentam períodos a série de dados (BUENO, 2011). Ao realizar regressões entre séries não estacionárias, como essas séries são caracterizadas por dependerem das observações de períodos anteriores, é certo que serão obtidos coeficientes significativos de correlação entre as variáveis.

Para não incorrer no erro de utilizar variáveis não estacionárias, será utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado para testar a estacionariedade de todas as séries de dados utilizadas antes de iniciar-se a estimação do modelo. A mecânica deste teste consiste em estimar o processo gerador da série a ser testada – conforme a equação (5) – e verificar a significância do coeficiente da primeira defasagem da série para explicar o valor presente, no presente exemplo o coeficiente α .

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + s_t \quad (5)$$

Note-se que a equação (5) consiste na equação (6) tendo Y_{t-1} sendo adicionado a ambos os lados:

$$Y_t = (\alpha + 1)Y_{t-1} + s_t \quad (6)$$

Assim, caso o coeficiente α estimado na equação (3) seja não significativo, temos, na equação (4), que a variável é uma função direta do valor dela no período anterior; em outras palavras, temos uma variável não-estacionária. Os valores críticos para testar a significância do parâmetro α não são os mesmos de um teste t convencional de um modelo de mínimos quadrados ordinários devido a presença da não-estacionariedade, os valores críticos corretos para o teste foram estimados primeiramente por Dickey e Fuller (1979).

Para transformar uma série não-estacionária em estacionária é necessário utilizar a série em diferença (GUJARATI, PORTER, 2011). Assim, caso as séries utilizadas sejam não-estacionárias conforme o resultado do teste, serão diferenciadas e testadas em primeira diferença e, posteriormente, utilizadas em diferença para a estimação do modelo.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado utilizando-se a equação (5) é apenas um caso geral, é possível ainda adicionar um coeficiente de constante, de tendência e de defasagens da série para realização do teste, conforme a particularidade de cada série; mas o coeficiente a ser testado mantém-se o mesmo (ELDER, KENNEDY, 2001). Para encontrar a especificação ideal para realizar o teste de Dickey-Fuller Aumentado, foram seguidas as recomendações de Elder e Kennedy (2001), segundo os autores, deve-se analisar graficamente a série para verificar se ela possui uma tendência clara de crescimento ou não, caso a série tenha uma tendência clara de crescimento, há apenas duas hipóteses plausíveis: ou a série é estacionária em torno de uma tendência determinística, ou a série é não estacionário e sem tendência determinística, nesse caso, o ideal é realizar o teste de Dickey-Fuller apenas com constante.

Seguindo o passo-a-passo de Elder e Kennedy (2001), caso a série tenha não tenha tendência de crescimento ao longo do período, há duas hipóteses: ou a série é estacionária e possui um intercepto diferente de zero (os autores ignoram o caso da série ter média zero, pois isso não é comum em séries econômicas), ou a série é não estacionária e sem um termo constante, nesse caso, deve-se proceder ao teste utilizando a especificação sem constante e sem tendência determinística.

Caso a série não tenha uma tendência clara de crescimento ou não-crescimento, deve-se, em primeiro lugar proceder como se ela tenha tendência de crescimento e, caso a hipótese nula não seja rejeitada, deve ser testada a presença de intercepto regredindo

$$\Delta Y_t = \beta + u_t \quad (7)$$

e testando a significância do intercepto por um teste t convencional. Assim, caso seja indicada a presença de intercepto, o teste já foi performado da maneira correta; caso não seja indicada a presença de intercepto, deve-se proceder ao teste de Dickey-Fuller com a especificação sem intercepto (ELDER, KENNEDY, 2001).

O objetivo da proposta de Elder e Kennedy (2001) é tornar mais prática a rotina de escolha da especificação dos testes de estacionariedade que, segundo os autores, acaba passando pela realização de inúmeras regressões desnecessariamente, visto que algumas das especificações testadas não são plausíveis para séries econômicas.

No geral, as séries de dados econômicos são não estacionárias, mas estacionárias quando em primeira diferença. Assim, antes da estimação do modelo, será necessário verificar se há relação de cointegração entre as variáveis utilizadas. A cointegração entre as variáveis, consiste na existência de uma relação estável convergente na tendência de longo prazo entre as variáveis (BUENO, 2011).

Para a verificação da cointegração entre as variáveis, foram utilizados os testes de Traço e Máximo Autovalor de Johansen (conforme Bueno, 2011); a utilização da abordagem de Johansen para testar a cointegração é mais adequada porque possibilita verificar a existência de múltiplos vetores de cointegração. Um vetor de cointegração, nesse caso, consiste em uma equação que representa a dinâmica de longo prazo entre as séries; no caso, de haverem dois vetores de cointegração, a dinâmica de longo prazo será explicada por duas equações estimadas; e assim por diante.

Dada a forma geral do modelo VEC:

$$X_t = \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (8)$$

A proposta de Johansen, conforme Enders (2014), consistem em testar qual o posto da matriz de coeficientes de cointegração, β , ou, em outras palavras, testar quantas linhas não-nulas essa matriz possui, as linhas não-nulas da matriz β consistem nos coeficientes estimados das relações de longo prazo entre as variáveis e, assim, a existência de uma linha não-nula significa que a ordem de cointegração entre as variáveis do modelo é um; a existência de duas linhas não-nulas significa que a ordem de cointegração entre as variáveis do modelo é dois; e assim por diante.

Sendo r o posto da matriz β , o teste do traço testa a hipótese nula de que $r \leq r_0$ contra a hipótese alternativa de que $r > r_0$, a estatística de teste utilizada é dada por:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

Em que T é a quantidade de observações da amostra, $\hat{\lambda}_i$ são os autovalores estimados da matriz β em (7), r é o posto da matriz que está sendo testado e n é a quantidade de variáveis consideradas no modelo. (ENDERS, 2014)

O teste de máximo autovalor testa a hipótese nula de que $r = i$ contra a hipótese alternativa de que $r = r_0 + 1$, a estatística de teste é dada por:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \cdot \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

Em que T é a quantidade de observações da amostra, $\hat{\lambda}_{r+1}$ é autovalor estimado da matriz β em (8) sendo esse o autovalor de posição $r + 1$ na ordenação dos autovalores de β do mais alto para o mais baixo.

Caso o autovalor seja igual a zero, tanto a expressão $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ quanto $\ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$ serão iguais a zero, pois $\ln(1) = 0$, e então as estatísticas dos testes não superarão os valores críticos. O procedimento adotado é realizar os testes para $r = 0$; caso o valor estimado da estatística supere o valor crítico, deve-se realizar o teste para $r = 1$; e assim por diante até que a hipótese nula não seja rejeitada.

Outros testes de cointegração muito utilizados são os testes de Engle-Granger e de regressão co-integrante de Durbin-Watson tornaram-se obsoletos porque, segundo Schwantes et al (2010), só testam a existência de um vetor de cointegração por vez e, também, por utilizarem apenas uma equação cointegrante para serem realizados, acabam tendo resultados sensíveis a escolha da variável dependente do modelo. Mas sabe-se que a relação de cointegração entre as variáveis não possui um sentido de causalção, apenas consiste em uma relação estável entre as variáveis no longo prazo, o que não condiz com a sensibilidade do teste a escolha de dependência de uma variável em relação às demais (BUENO, 2011).

No caso de não haver cointegração entre as séries, o modelo a ser estimado deve ser um VAR que explicará apenas a dinâmica de curto prazo entre as séries; caso haja cointegração entre as séries, como ocorreu na presente pesquisa, o modelo a ser estimado deve ser um VEC. Como observa Enders (2014), caso as

variáveis sejam integradas de ordem um e seja verificada cointegração entre elas, a estimação de um modelo VAR com as variáveis diferenciadas – embora esteja utilizando série estacionárias – seria um equívoco, pois se estaria incorrendo no erro de omissão de variável na especificação do modelo; os coeficientes estimados, os testes t , as funções de impulso-resposta e a decomposição da variância estimadas dessa forma não representariam os processos verdadeiros de interações entre as variáveis.

A estimação dos modelos VAR e VEC permite também a obtenção das funções de impulso-reposta das variáveis e a decomposição da variância do erro das variáveis incluídas no modelo.

4.1 Modelo e sinais esperados

Na presente pesquisa, baseando-se nos trabalhos de Alves e Bacchi (2004) e Silva et al (2011), utilizou-se um modelo VEC para analisar os determinantes das exportações brasileiras de carne para países árabes, para a estimação utilizaram-se quatro variáveis explicativas, sendo estas: a renda interna brasileira, a renda dos países árabes, os preços de exportação da carne brasileira e a taxa de câmbio efetiva real brasileira. De forma resumida, a forma funcional estabelecida para análise, conforme as teorias revisadas, é dada por:

$$Exp_t = f(Renda_árabe_t, Renda_Brasil_t, Preço_t, Câmbio_t) \quad (11)$$

Em que Exp são as exportações brasileiras de carne para países árabes, $Renda_árabe$ é a renda dos países árabes, $Renda_Brasil$ é a renda doméstica do Brasil, $Preço$ é o preço da carne brasileira exportada e $Câmbio$ é a taxa de câmbio efetiva do Brasil, o índice t indica que a forma funcional leva em conta a relação entre as variáveis no tempo. A forma funcional das relações entre a variável $Expe$ as variáveis explicativas foi estimada por meio de um modelo VEC.

4.2 Funções de impulso-resposta e decomposição da varância

As funções de impulso-resposta consistem em estimar, por meio da matriz de coeficientes contemporâneos, a resposta de cada uma das variáveis consideradas no modelo a choques inesperados de um erro-padrão nas demais variáveis e verificar, separadamente, como a variável de interesse, por exemplo, X_1 reage em resposta a um choque inesperado na variável X_2 , aumentando ou diminuindo, a intensidade desses aumentos ou reduções e o tempo pelo qual perdura essa resposta ao choque ao longo de k períodos após o choque (ENDERS, 2014).

Além das funções de impulso-resposta, também é possível estimar a Decomposição da Variância do Erro de Previsão. Segundo Enders (2014), esse procedimento permite estimar a proporção da variância do erro de previsão de uma variável que é determinado por cada variável endógena ao longo do período previsto, permitindo determinar percentualmente o poder explanatório de cada variável sobre as demais. Nesta pesquisa, esse procedimento foi utilizada para verificar o poder explanatório das variáveis incluídas no modelo sobre as exportações de carne bovina brasileira para os países árabes.

4.3 Sinais esperados

Baseado nos principais autores de trabalhos da área, o Quadro 01 apresenta os sinais esperados para as variáveis no modelo estima conforme os resultados obtidos pelos principais trabalhos anteriores que abordaram a exportação de determinado produto.

Quadro 01 – Sinais esperados dos coeficientes estimados de cada variável conforme os resultados obtidos em trabalhos revisados

Autores	<i>Renda_árabe</i>	<i>Renda_Brasil</i>	<i>Preço</i>	<i>Câmbio</i>
Alves e Bacchi (2004)	Não utilizou variável semelhante	Negativo	Positivo	Positivo
Barros et al (2002)	Não utilizou variável semelhante	Negativo	Positivo	Positivo
Monte (2015)	Positivo	Não utilizou variável semelhante	Não utilizou variável semelhante	Negativo
Rocha et al (2016)	Positivo	Não utilizou variável semelhante	Positivo	Positivo
Silva et al (2011)	Não utilizou variável semelhante	Negativo	Positivo	Positivo
Zanin e Bacchi (2017)	Não utilizou variável semelhante	Negativo	Positivo	Positivo

Fonte: Elaboração própria.

4.4 Fontes de dados

Para a estimação do modelo, foram utilizadas séries temporais de dados mensais.

Para a renda brasileira, foi utilizada a série de dados do PIB em valores reais, a série foi deflacionada com o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), ambas as séries são disponibilizadas pelo IPEA (2019), a série está em bilhões de reais. Para o preço da carne, foi utilizado o valor recebido pela exportação de carne brasileira, que consistiu na divisão do valor total das exportações de carne em cada mês pelo total de quilos exportados, ambas as séries, da quantidade e do valor das exportações de carne, são disponibilizadas pelo Ministério da Economia, Indústria, Comércio Exterior e Serviços (2019). Para a taxa de câmbio real, foi utilizada a série do índice da taxa de câmbio efetiva real, com base no IPCA, série calculada e disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (2019), da maneira como é construído esse índice, as desvalorizações cambiais são refletidas como aumentos do índice, já

as valorizações ocorrem como diminuições no índice. Para as exportações de carne bovina foram utilizados os dados de exportações do produto para os países árabes, dados em toneladas, disponibilizados no sistema ComexStat (MINISTÉRIO DA ECONOMIA, INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS, 2019).

Para a renda dos países árabes, foi necessária a criação de uma variável *proxy*, pois não encontrou-se séries de dados mensais dos PIBs dos países árabes considerados – a saber Arábia Saudita, Argélia, Bahrein, Catar, Comores, Djibouti, Egito, Emirados Árabes Unidos, Iêmen, Iraque, Irã, Jordânia, Kuwait, Líbano, Líbia, Marrocos, Mauritânia, Palestina, Síria, Omã, Somália, Sudão e Tunísia –, mas o World Bank (2019) disponibiliza séries anuais dos PIBs de todos esses países e do PIB total mundial. Então, para a renda dos países árabes, utilizou-se a série das importações mundiais (série de dados mensais disponibilizada pelo IPEA, 2019) e, desta série, foi tomada a proporção equivalente, mês a mês, a proporção do PIB dos países árabes em relação ao PIB total mundial; a série obtida foi deflacionada pelo índice de preços das importações mundiais e está em bilhões de dólares.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O presente capítulo destina-se a apresentação de todas as análises realizadas, resultados obtidos e discussão a respeito dos resultados. Em primeiro lugar, as séries foram analisadas graficamente e testou-se a estacionariedade das mesmas, após, partiu-se para análise de cointegração e estimação do modelo VEC. Por fim, foram analisados os resultados obtidos.

As séries utilizadas, como já dito, são mensais e compreendem o período de janeiro do ano de 2000 a setembro do ano de 2016, escolheu-se trabalhar com séries a partir do ano de 2000 em função do Brasil ter se estabelecido no cenário internacional como um dos principais exportadores de carne a partir do final da década de 1990, então, caso se fossem utilizadas observações anteriores ao ano de 2000, é possível que a série das exportações tivesse uma quebra estrutural. O mês final do período da amostra foi escolhido em função da disponibilidade de dados.

Na Tabela 01, são apresentadas as estatísticas básicas de todas as séries de dados utilizadas na amostra. Como pode-se ver, a série das exportações de carne para países árabes possui uma amplitude elevada, no Gráfico 01, é apresentado o gráfico desta série, as exportações de carne para países árabes apresentaram valores baixos no começo do período da série com um crescimento durante os primeiros anos da década de 2000 e, após, ficando com uma média mais estável até o final do período, há, no entanto, vários picos das exportações mesmo com a relativa estabilização da média, o que se reflete no alto desvio-padrão da série.

Tabela 01 – Estatísticas descritiva das séries de dados utilizadas

Série	Média	Mediana	D.P.	Mín	Máx
<i>Exp</i>	23.154,00	24.457,00	11.140,00	242,10	54.286,00
<i>Renda_árabe</i>	29,50	30,35	10,98	12,35	45,77
<i>Renda_Brasil</i>	144,10	142,60	34,42	90,68	198,40
<i>Preço</i>	77,41	81,31	31,76	30,62	138,30
<i>Câmbio</i>	102,10	97,40	21,20	71,76	171,00

Fonte: Elaboração própria.

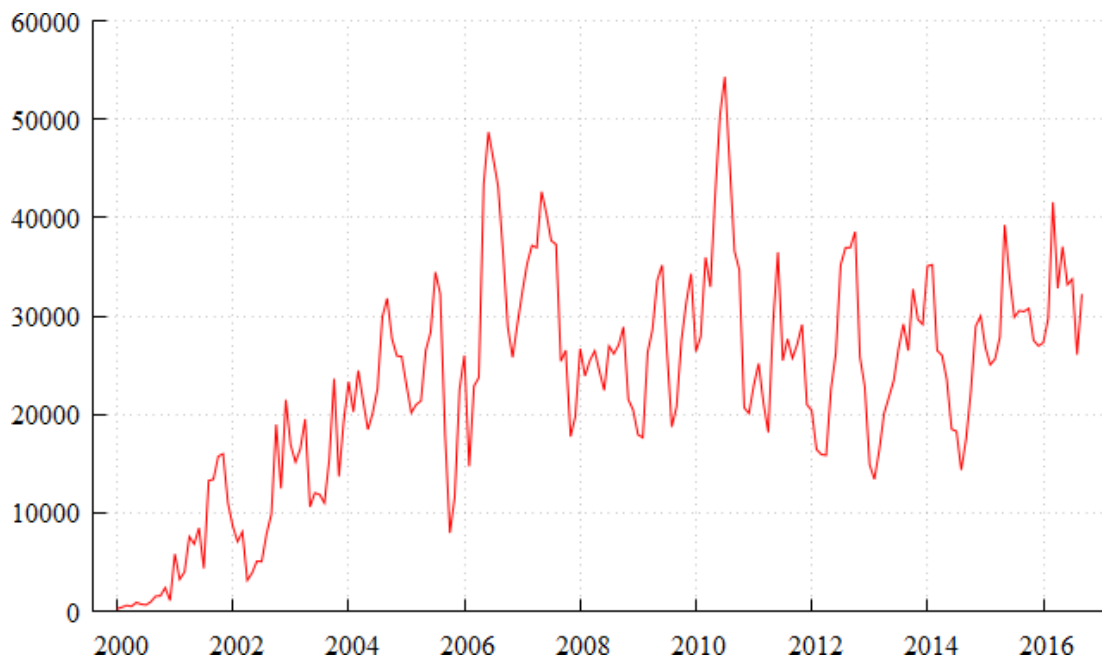


Gráfico 01 – Exportações de carne brasileira para países árabes em toneladas

Fonte: MINISTÉRIO DA INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS, 2019.

No gráfico 02, é apresentada a série de dados utilizada para a renda dos países árabes, que consiste nas importações totais dos 15 países que compõem a amostra, como pode-se ver, a série possui uma tendência de crescimento ao longo do período todo, também ganha destaque, visualmente, que essa trajetória de crescimento da série apresenta uma queda abrupta ao final do ano de 2008 devido à crise financeira internacional que se deflagrou nesse período. O filtro X-12 Arima do apontou a existência de sazonalidade considerável na série, então, o problema de sazonalidade foi corrigido utilizando-se esse mesmo filtro, a série corrigida é apresentada no Gráfico 03. Como pode-se ver, a série corrigida tem menos picos do que a série original, indicando que essas mudanças bruscas na renda dos países árabes se dava por questões sazonais.

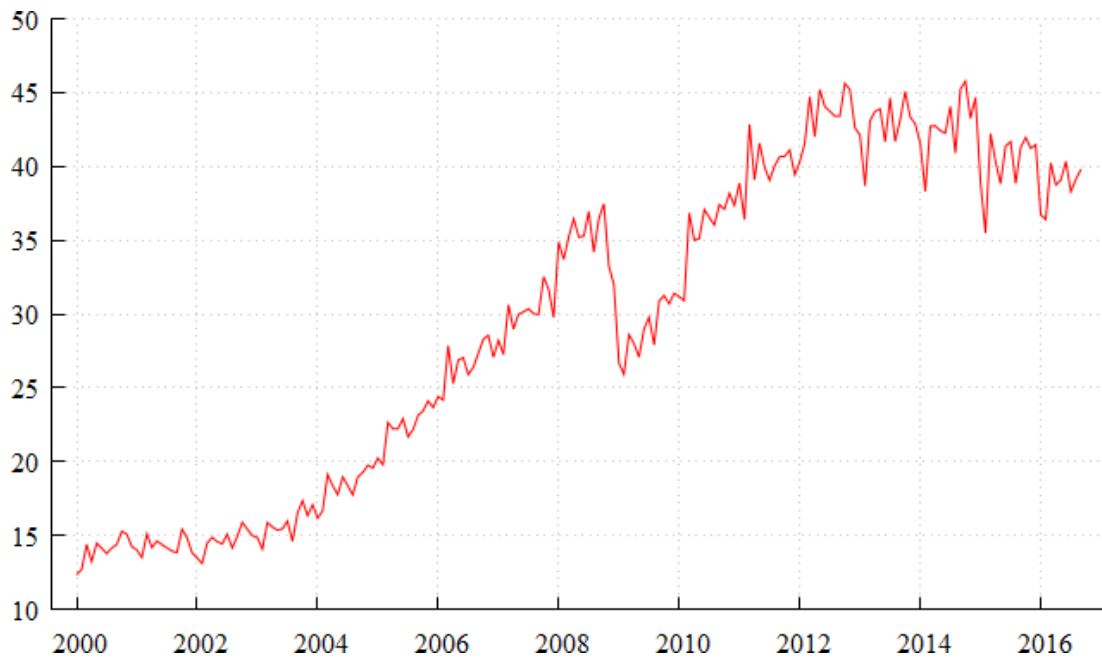


Gráfico 02 – Renda dos países árabes em bilhões de dólares

Fonte: IPEA, 2019; WORLD BANK, 2019; elaboração própria.

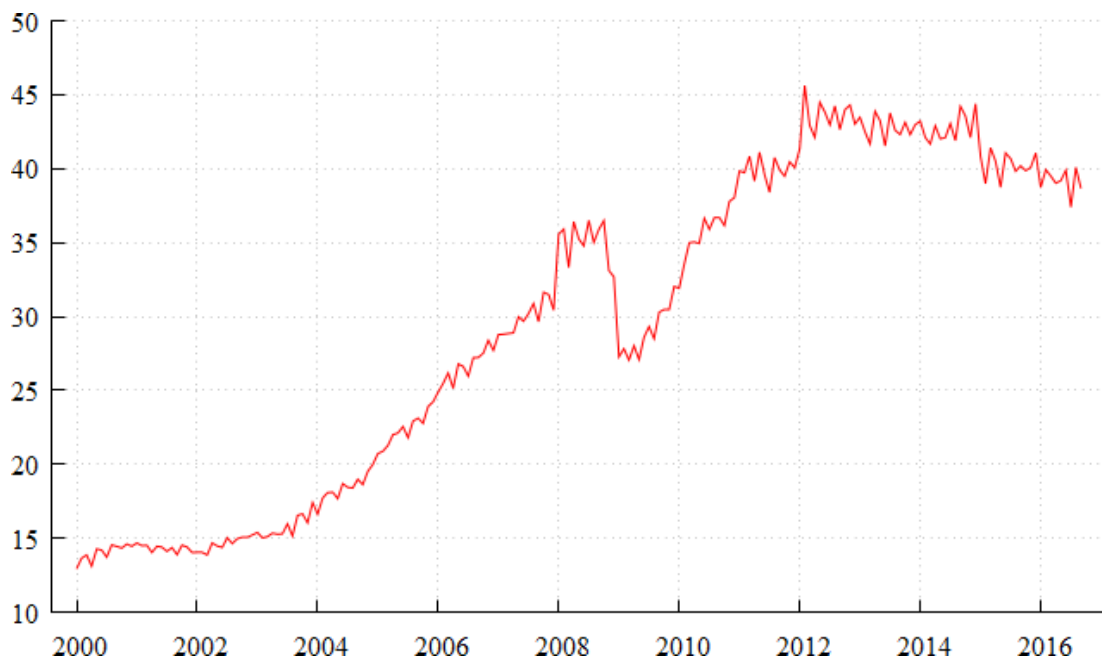


Gráfico 02 – Renda dos países árabes em bilhões de dólares, série dessazonalizada

Fonte: IPEA, 2019; WORLD BANK, 2019; elaboração própria.

A renda brasileira, para a qual foi utilizado o PIB como *proxy*, é apresentada no Gráfico 04, assim como a série da renda dos países árabes, essa série de dados apresenta uma clara tendência de crescimento ao longo do tempo e uma queda abrupta no final do ano de 2008 devido à crise que eclodiu naquele ano, mas a recuperação da renda brasileira, como pode ser visto no gráfico, foi mais rápida que a da renda árabe. A renda brasileira também apresentou elevações, aparentemente, sazonais e, por isso, utilizou-se também o filtro X-12 Arima, que indicou presença de sazonalidade na série. No Gráfico 05, podemos ver a série do PIB brasileiro com a sazonalidade corrigida.

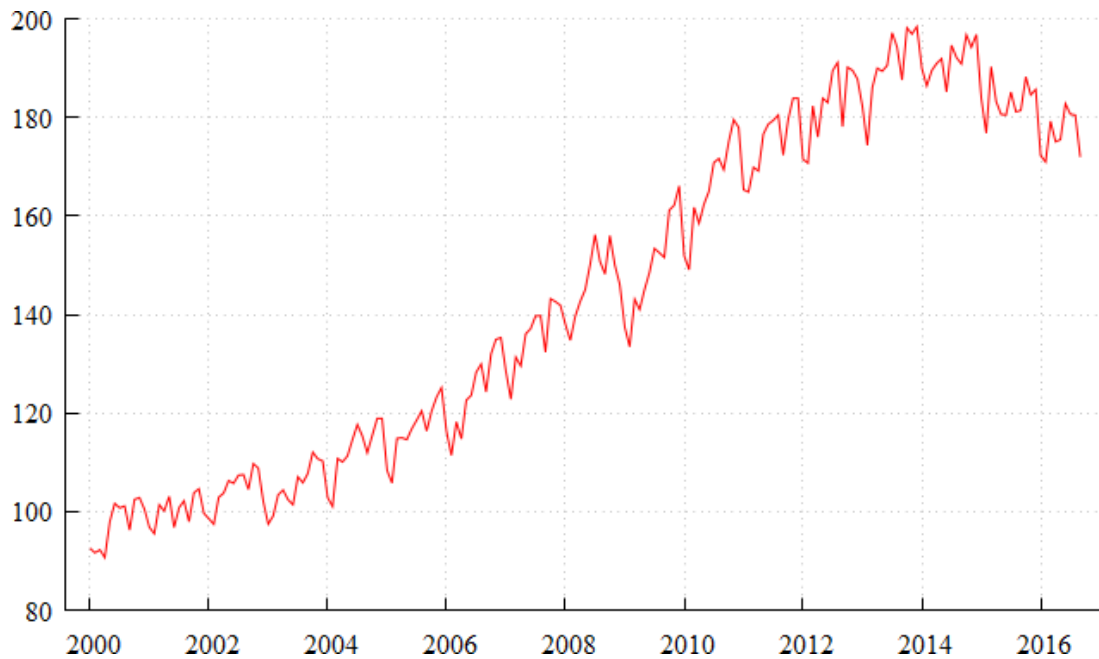


Gráfico 04 – Renda do Brasil em bilhões de reais

Fonte: IPEA, 2019.

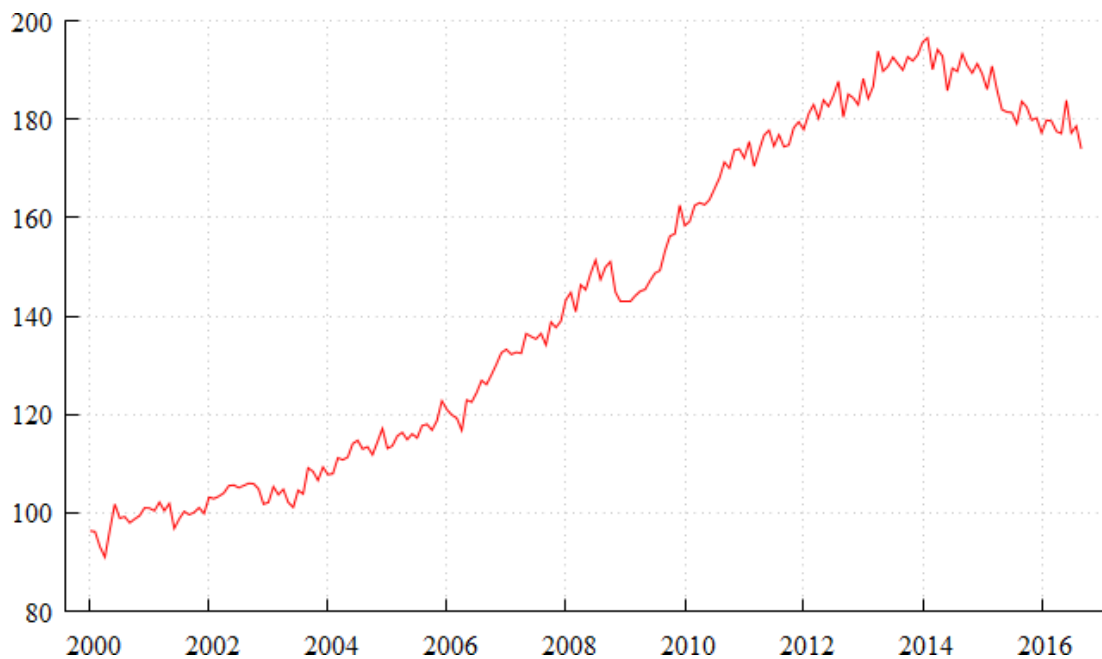


Gráfico 05 – Renda do Brasil em bilhões de reais

Fonte: IPEA, 2019; elaboração própria.

No Gráfico 06, são apresentadas as séries do índice de preço das exportações de carne brasileiras para países árabes e da taxa de câmbio efetiva real, ambas as séries com base 100. Como pode-se observar, o período inicial do Gráfico 06, que vai até meados de 2008, é marcado pela valorização do preço da carne e pela valorização da taxa de câmbio real, já no período final do gráfico, ocorre o inverso: uma desvalorização da taxa de câmbio junto com uma queda nos preços. É possível que esse comportamento acabe por anular parte dos efeitos de ambas as variáveis sobre as exportações, pois, pelo que se espera, uma desvalorização cambial deve incentivar as exportações, mas o período de desvalorização cambial ocorreu junto com a queda nos preços da carne que, por sua vez, desestimulam as exportações.

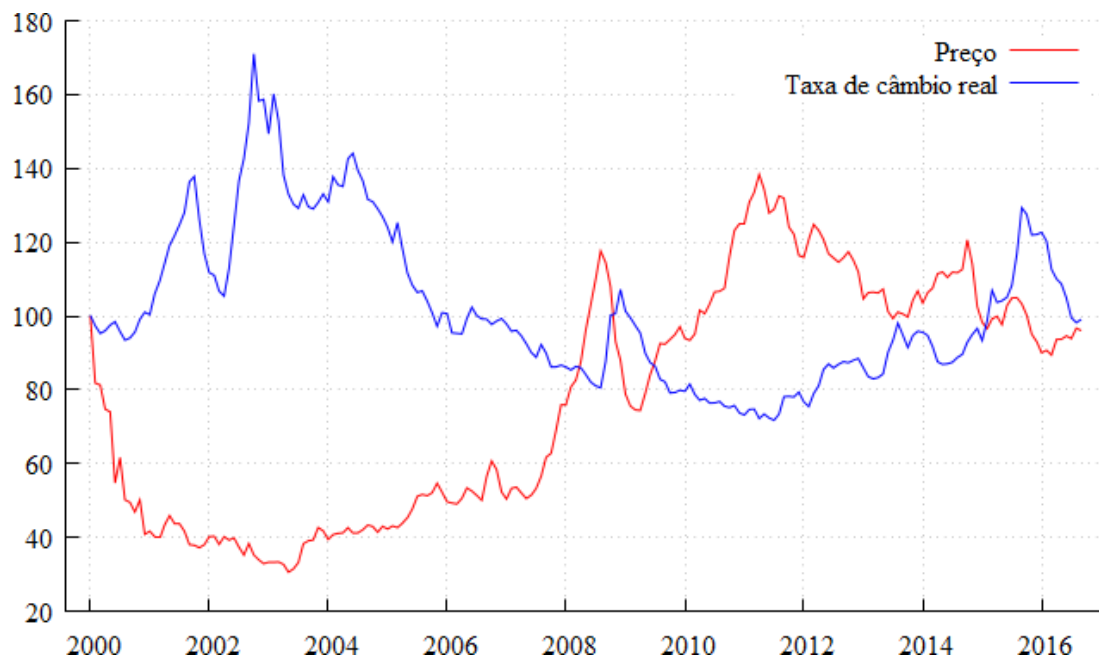


Gráfico 06 – Índices da taxa de câmbio real e do preço da carne exportada

Fonte: BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2019; MINISTÉRIO DA INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS, 2019; elaboração própria.

Após essa análise inicial das séries, passou-se para os procedimentos econométricos, para isso, utilizou-se as séries em logaritmo. Conforme Gujarati e Porter (2011), ao se trabalhar com as séries logaritmizadas, tem-se a vantagem de que os coeficientes estimados dão as elasticidades entre a variável dependente e as variáveis explicativas, além disso, também é minimizado o problema que as diferenças de medidas entre as variáveis podem acarretar.

Seguindo o procedimento proposto por Elder e Kennedy (2001), foram realizados os testes de Dickey-Fuller para todas as séries utilizadas, os resultados estão apresentados na Tabela 02. Como pode-se ver, os resultados indicaram que todas as séries em nível são não-estacionárias, então os testes foram aplicados as séries diferenciadas, os resultados mostraram que todas as séries são estacionárias quando diferenciadas, então todas as séries são $I(1)$.

Tabela 02 – Teste de Dickey-Fuller Aumentado

Série	Especificação	Defasagens	Estatística calculada	p valor
$\ln(\text{exportações})$	sem intercepto	8	1,072	0,93
$\ln(\text{câmbio})$	sem intercepto	7	0,098	0,71
$\ln(\text{preço})$	sem intercepto	7	0,679	0,86
$\ln(\text{renda}_{\text{Brasil}})$	com intercepto	6	-1,263	0,65
$\ln(\text{renda}_{\text{árabe}})$	com intercepto	9	-1,402	0,58
$\Delta\ln(\text{exportações})$	sem intercepto	0	-17,389	0,00
$\Delta\ln(\text{câmbio})$	sem intercepto	6	-6,016	0,00
$\Delta\ln(\text{preço})$	sem intercepto	6	-5,888	0,00
$\Delta\ln(\text{renda}_{\text{Brasil}})$	com intercepto	12	-4,289	0,00
$\Delta\ln(\text{renda}_{\text{árabe}})$	com intercepto	5	-4,846	0,00

Fonte: Elaboração própria.

Os critérios de seleção para quantidade de defasagens para a estimação do VAR (TABELA 03) indicaram ordens de defasagens diferentes, o critério de Akaike indicou 4 defasagens, o critério de Schwartz indicou 1 defasagem e o critério Hanna-Quinn indicou 2 defasagens. Seguindo a sugestão de Bueno (2008), de que a sobre parametrização de um VAR oferece menos problemas, pois apenas reduz a significância dos parâmetros – quando a subparametrização causa viés, por sua vez, pode causar vieses – optou-se por estimar o VAR com 4 defasagens.

Tabela 03 – Critérios de informação para defasagens

Defasagens	Akaike	Schwartz	Hanna-Quinn
1	-16,345	-15,916*	-16,172
2	-16,711	-15,854	-16,364*
3	-16,785	-15,499	-16,264
4	-16,867*	-15,152	-16,172
5	-16,718	-14,574	-15,849
6	-16,609	-14,036	-15,567
7	-16,505	-13,504	-15,289
8	-16,424	-12,994	-15,034

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 04, são apresentados os resultados dos testes de traço e de máximo autovalor de Johansen. Como pode-se ver, no caso do teste de traço, o teste rejeita as hipóteses nulas de que a ordem de cointegração é igual 0, igual a 1 e igual a 2, indicando a existência de 3 vetores de cointegração. Já o teste de máximo autovalor rejeita a hipótese nula de que a ordem de integração é igual a 0 e aceita a hipótese de que ela é igual a 1.

Tabela 04 – Testes de cointegração

Ordem de cointegração(r)	$\lambda_{traço}(r)$	p valor	$\lambda_{máx}(r, r + 1)$	p valor
0	108,23	0,00	47,40	0,00
1	60,84	0,01	24,88	0,14
2	35,95	0,04	22,05	0,05
3	13,91	0,30	7,33	0,64
4	6,57	0,16	6,57	0,16

Fonte: Elaboração própria.

Conforme Bueno (2008), devido a hipótese alternativa do teste de máximo autovalor ser mais restritiva, quando há divergência entre os testes, geralmente, os pesquisadores optam por seguir o resultado indicando pelo teste de máximo autovalor. Também optou-se por adotar o resultado indicando pelo teste de máximo autovalor por não haver, na literatura consultada, casos de cointegração de ordem maior do que 1 para análises de exportações.

Assim, o modelo foi estimado com ordem de cointegração igual a 1 e com 4 defasagens de cada variável. Conforme a estimativa, o modelo de equilíbrio de longo prazo das exportações de carne para os países árabes é dado por:

$$\ln Exp = 24,6 + 2,64 \ln P + 0,55 \ln TCR - 6,79 \ln R. BR + 1,70 \ln R. Arab \quad (11)$$

(9,789)** (1,244)** (1,594) (3,366)** (1,702)*

Em que $\ln Exp$, $\ln P$, $\ln TCR$, $\ln Ren. BR$, e $\ln Ren. Arab$ correspondem, respectivamente, ao logaritmo das exportações de carne brasileira para os países árabes considerados, ao logaritmo do preço de exportação da carne, ao logaritmo da taxa de câmbio real, ao logaritmo da renda do Brasil e ao logaritmo da renda dos países

árabes, entre parênteses, estão os erros-padrão dos parâmetros estimados, ** indica que o coeficiente estimado é significativo ao nível de confiança de 5% e * indica que o coeficiente estimado é significativo ao nível de confiança de 10%.

O modelo de longo prazo apresentado em (11) mostra-nos que as principais variáveis que afetam a dinâmica de longo prazo das exportações de carne brasileira para países árabes são os preços das exportações, a renda do Brasil e, em menor grau, a renda dos países árabes, sendo a exportação de carnes elástica em relação a essas três variáveis. No longo prazo, o efeito de um aumento do preço pelo lado da oferta – que é positivo – se sobrepõe ao efeito do preço pelo lado da demanda – que é negativo – indicando que o aumento de 1% do preço leva a um aumento de 2,64% da quantidade exportada de carnes, em toneladas, para os países árabes.

A renda brasileira exerce efeito negativo sobre as exportações de carne para os países árabes, com um aumento de 1% na renda brasileira impactando numa redução de 6,79% nas exportações de carne para os países árabes, isso deve-se, muito possivelmente, pelo fato de que a demanda interna compete com a demanda externa pelo produto. O coeficiente da renda brasileira ser significativo e com sinal negativo também indica que as exportações de carne brasileira para os países árabes são, em parte, excesso da produção interna que não é consumida.

A renda dos países árabes, embora com uma significância mais baixa, também possui influência sobre as exportações de carne brasileira para esses países no longo prazo, sendo essa relação elástica, como pode ser visto em (11), aumentos de 1% na renda dos países árabes, leva a aumentos médios de 1,7% nas exportações de carne brasileira para esses países.

O modelo de relações contemporâneas estimado (TABELA 05) nos mostra que, a curto prazo, os principais impactos sobre as exportações de carne brasileira para os países árabes são os próprios valores passados das exportações do produto, o preço da carne exportada, a taxa de câmbio real e a renda dos países árabes. Além disso, o coeficiente do termo de erro defasado em um período é significativo e negativo, isso reforça a existência de cointegração entre as variáveis, pois indica que os impactos causados pelas variações de curto prazo são reduzidos, levando a uma convergência dos coeficientes de relações entre as séries no longo prazo, que são os coeficientes estimados e apresentados em (11); entretanto, a velocidade com que ocorre essa correção é de 5,5% ao mês, uma velocidade considerada baixa segundo Margarido (2004).

Tabela 05 – Modelo de correção de erro (variável dependente $\Delta \ln Exp_t$)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t
$\Delta \ln Exp_{t-1}$	-0,208	0,073	-2,85***
$\Delta \ln Exp_{t-2}$	-0,012	0,075	-0,157
$\Delta \ln Exp_{t-3}$	-0,093	0,072	-1,294
$\Delta \ln P_{t-1}$	0,120	0,417	0,289
$\Delta \ln P_{t-2}$	0,170	0,411	0,415
$\Delta \ln P_{t-3}$	-0,836	0,412	-2,027**
$\Delta \ln TCR_{t-1}$	0,358	0,606	0,590
$\Delta \ln TCR_{t-2}$	1,187	0,638	1,861*
$\Delta \ln TCR_{t-3}$	0,151	0,620	0,243
$\Delta \ln RendaBR_{t-1}$	1,127	1,353	0,833
$\Delta \ln RendaBR_{t-2}$	-1,219	1,344	-0,907
$\Delta \ln RendaBR_{t-3}$	0,295	1,308	0,225
$\Delta \ln RendaÁrabe_{t-1}$	-0,341	0,679	-0,502
$\Delta \ln RendaÁrabe_{t-2}$	-0,010	0,726	-0,014
$\Delta \ln RendaÁrabe_{t-3}$	1,283	0,687	1,866*
u_{t-1}	-0,055	0,020	-2,756***

Legenda: ***, ** e * indicam significância a, respectivamente, níveis de confiança de 1%, 5% e 10%.
Fonte: Elaboração própria.

Como pode ser visto, no curto prazo, o aumento de 1% nas exportações do produto levam a uma redução de cerca de 0,2% nas mesmas no período seguinte.

Os preços das exportações de carne, diferente do que ocorre no equilíbrio de longo prazo, têm efeito negativo sobre as exportações de carne para países árabes, esse efeito é de cerca de 0,8% para cada 1% de aumento e ocorre com 3 meses de defasagem. Essa diferença entre o efeito de curto e de longo prazo do preço sobre as exportações ocorre porque, no curto prazo, o aumento dos preços é equivalente a uma redução da renda relativa dos países árabes, o que acaba por determinar uma redução da quantidade de renda alocada na importação de carne por parte desses países, mas esse efeito se reduz no longo prazo e, no longo prazo, o incentivo que o aumento nos preços dá aos produtores se sobressai, levando a aumento da quantidade exportada.

No curto prazo, conforme os coeficientes estimados (TABELA 05), uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio leva a aumento das exportações de carne para os países árabes na ordem de 1,18% com cerca de 2 meses de defasagem. Isso ocorre porque, no curto prazo, a desvalorização se traduz como um incentivo a

exportação e, ao mesmo tempo, um aumento da renda relativa dos importadores, mas, no longo prazo, esse desequilíbrio se corrige totalmente, não havendo efeito da taxa de câmbio sobre a quantidade exportada.

Por fim, os resultados mostram que aumentos de 1% na renda dos países árabes afetam as exportações levando a aumentos de 1,28% nas mesmas com 3 meses de defasagem, resultado totalmente de acordo com o esperado pela teoria econômica.

Além da especificação e estimação do modelo VEC, foram estimadas as funções de impulso-resposta acumuladas das exportações de carne bovina brasileira para os países árabes a choques nas demais variáveis consideradas, todas as funções foram calculadas para 48 meses após o choque inicial da magnitude de 1 desvio-padrão na variável explicativa, optou-se por calcular as funções para um período longo devido a baixa velocidade de ajustamento das variáveis, como pode ser visto no modelo de correção de erro (Tabela 05).

No Gráfico 07, está apresentada a função impulso-resposta das exportações de carne para países árabes a choques nos preços de exportação, as exportações respondem ao choque positivamente no segundo período, chegando a um pico de resposta de 2,7% positivo no terceiro mês após o choque e tendo uma inversão de valor para -0,3% no quarto mês; do quinto mês em diante, a resposta ao choque segue uma trajetória crescente de valor positivo e converge para cerca de 6,5%.

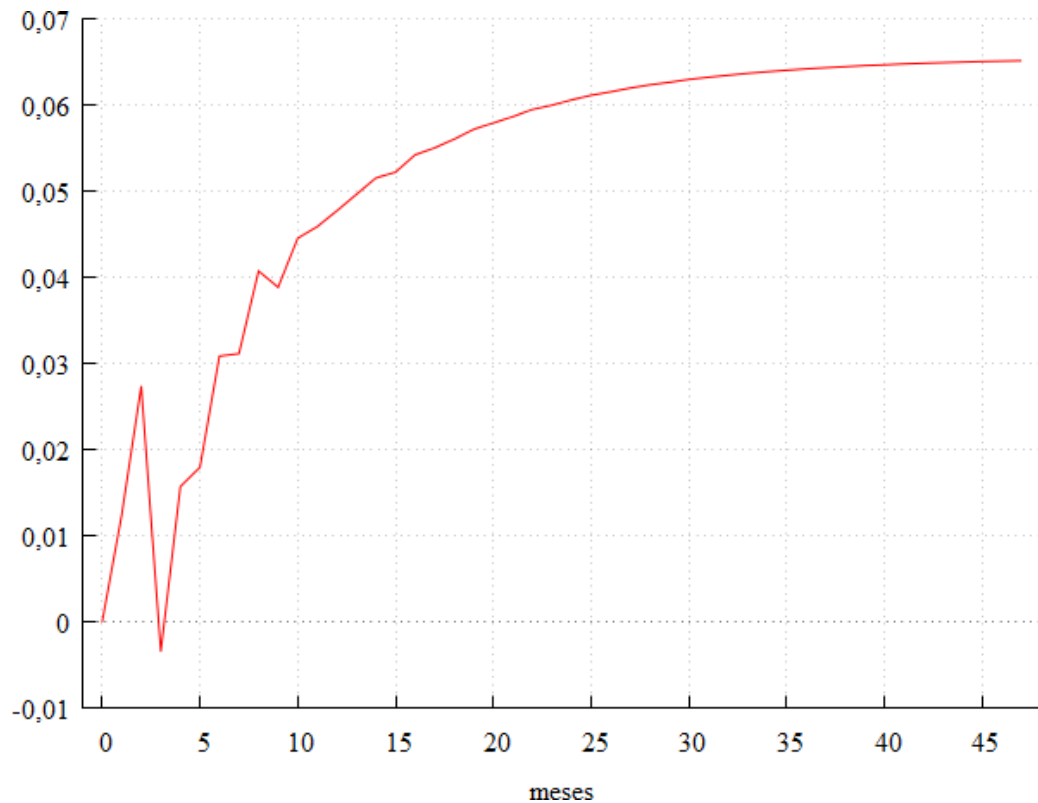


Gráfico 07 – Função de impulso-resposta de $\ln Exp$ a choques na variável $\ln P$

Fonte: Elaboração própria.

No Gráfico 08, pode-se ver a resposta das exportações brasileiras de carne para países árabes a choques na taxa de câmbio real, como pode-se ver, a resposta ao choque ocorre com 1 mês de defasagem e é positiva, essa resposta chega ao valor máximo de 6,2% no quinto mês após o choque, após o quinto mês, o efeito de um aumento inesperado na taxa de câmbio real passa a diminuir e converge para zero, o que está de acordo com o equilíbrio de longo prazo estimado para as variáveis (equação 5).

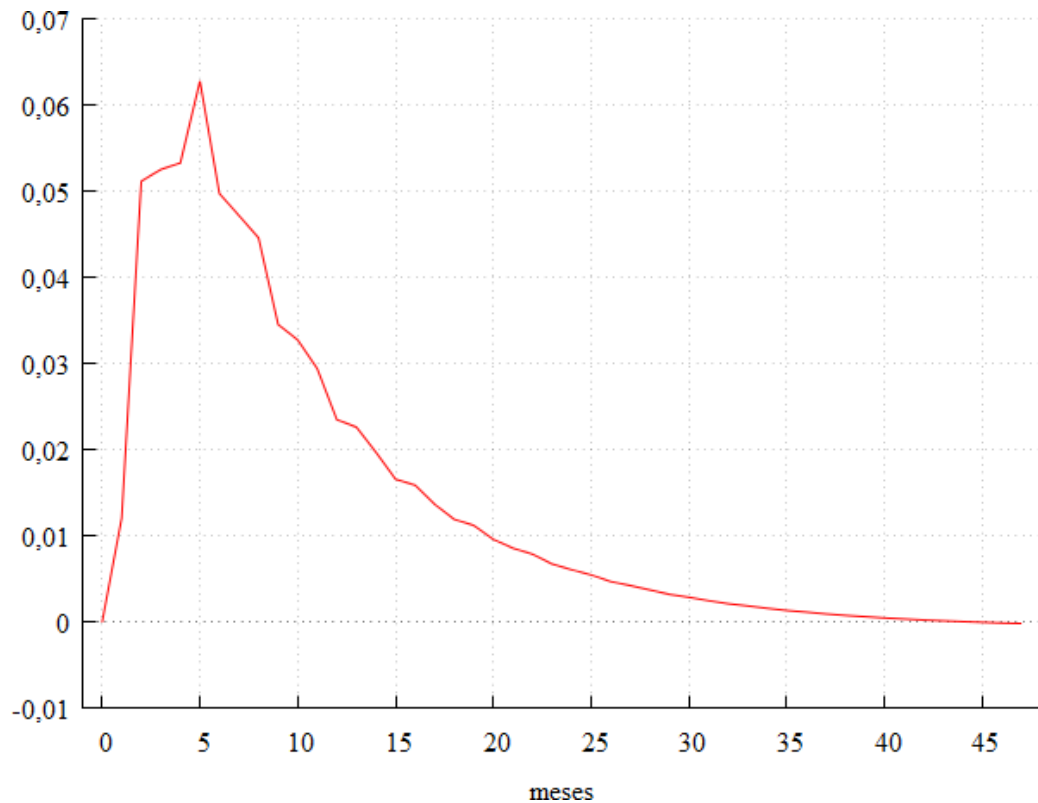


Gráfico 08 – Função de impulso-resposta de $\ln Exp$ a choques na variável $\ln TCR$

Fonte: Elaboração própria.

No Gráfico 09, é apresentada a função de impulso-resposta da variável de interesse a choques na renda do Brasil. Como pode ser visto no gráfico, a resposta ocorre no segundo mês após o choque, sendo positiva de 0,8%; no terceiro mês após o choque, o efeito é negativo, de -2,1%; já no quarto mês, o efeito do choque volta a ser positivo, de 0,3%; do quinto mês em diante, a resposta ao choque na renda brasileira continua oscilando entre subidas e decidas, mas mantém-se negativa e converge em cerca de -0,2%.

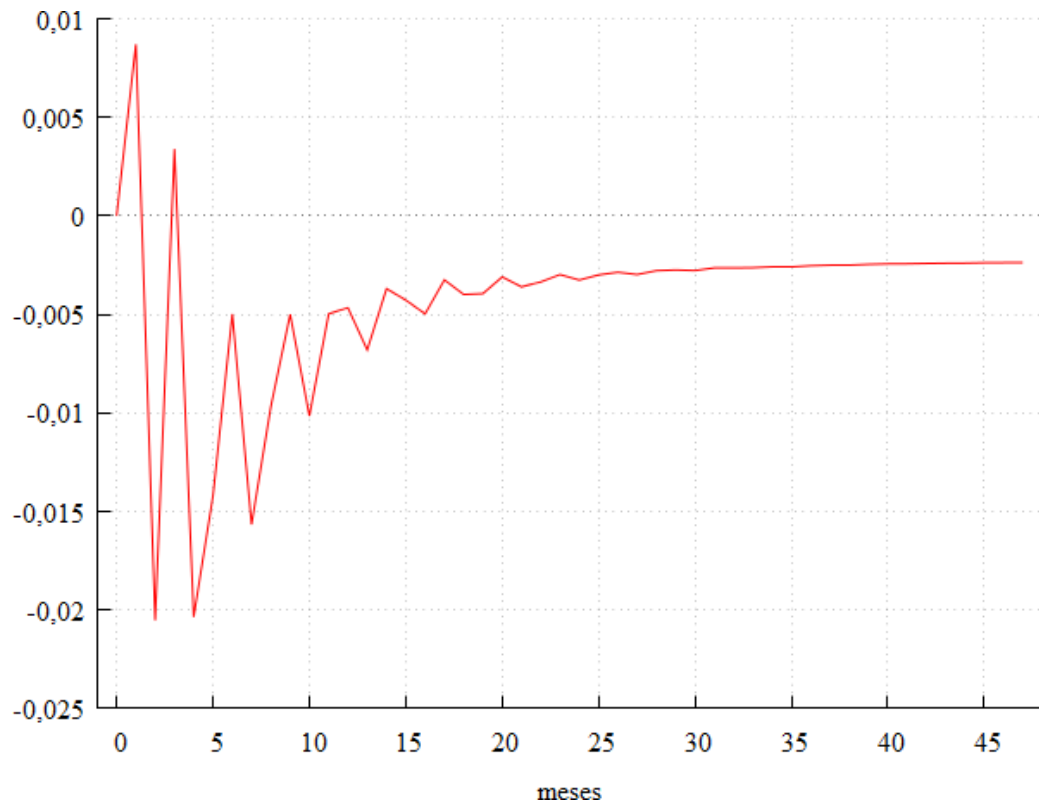


Gráfico 09 – Função de impulso-resposta de $\ln Exp$ a choques na variável $\ln R.BR$

Fonte: Elaboração própria.

No Gráfico 10, é apresentada a função de impulso resposta das importações de carne do Brasil para países árabes a choques na renda dos países árabes. Como pode ser visto, a resposta ao choque é, inicialmente, negativa, de -0,6%, ocorrendo no segundo mês após o choque. Após o terceiro mês, a resposta ao choque passa a ter efeito positivo e crescente, convergindo em cerca de 4,1%.

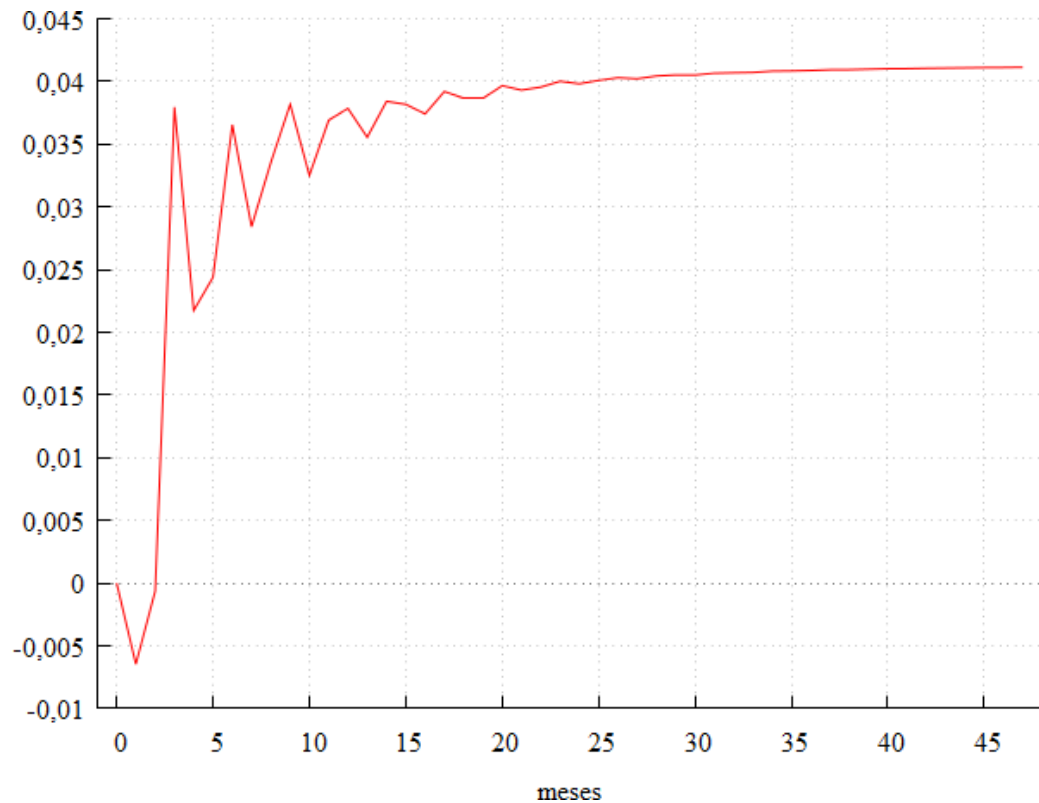


Gráfico 10 – Função de impulso-resposta de $\ln Exp$ a choques na variável $\ln R.Arab$

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, junto a estimação das funções de impulso-resposta também foi estimada a decomposição da variância do erro da variável estudada, o logaritmo das exportações brasileiras de carne para países árabes. Como pode-se ver, no período de 48 meses considerado, os preços de exportação tem um poder explicação da variável estudada baixo nos primeiros meses, mas crescente, chegando a 14% após 48 meses. A taxa de câmbio real apresenta poder explicativo de cerca de 5% sobre a variável estudada no primeiro 1 ano após uma variação dessa, após 1 ano, o poder de explicação da taxa de câmbio sobre a variância da variável estudada vai se reduzindo e converge para cerca de 2,4%.

Tabela 06 – Decomposição da variância do erro da série *lnExp*

Meses	Erro-padrão	<i>ln Exp</i>	<i>lnP</i>	<i>lnTCR</i>	<i>lnR. BR</i>	<i>lnR. Arab</i>
1	0,27	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00
7	0,54	92,25	0,85	5,15	0,40	1,35
12	0,64	89,17	2,62	5,43	0,40	2,38
18	0,72	86,47	5,09	4,62	0,34	3,48
24	0,79	83,96	7,46	3,93	0,29	4,36
30	0,86	81,71	9,54	3,40	0,26	5,08
36	0,91	79,78	11,31	3,00	0,23	5,67
42	0,96	78,14	12,80	2,69	0,21	6,16
48	1,01	76,76	14,05	2,43	0,20	6,56

Fonte: Elaboração própria.

O poder de explicação renda brasileira sobre a quantidade exportada de carne para países árabes é próximo de zero, indicando que essa variável não tem tanto valor explicativo direto sobre a variável de interesse (TABELA 06). Já a renda dos países árabes apresentam valor explicativo relevante e crescente ao longo dos meses de defasagem, chegando ao seu poder de explicação máximo de cerca de 6,5% após 4 anos.

Assim, a decomposição da variância do erro das exportações de carne para os países árabes nos indica que a taxa de câmbio é a principal variável a influenciar essas exportações no curto prazo. Já no longo prazo, as variáveis com maior poder explicativo são o preço das exportações e a renda dos países árabes.

6 CONCLUSÕES

A presente pesquisa teve como objetivo analisar os principais determinantes das exportações de carne bovina do Brasil para os países árabes – os países membros da Liga Árabe e o Irã – e os efeitos desses determinantes sobre a quantidade exportada desse bem.

O trabalho considerou o preço de exportação da carne, a taxa de câmbio real, a renda do Brasil e a renda dos países árabes como variáveis explicativas das exportações de carne para países árabes e utilizou séries de dados mensais para estimar as relações entre as variáveis.

O teste de estacionariedade indicou que todas as variáveis consideradas na pesquisa são integradas de ordem 1 e o teste de cointegração considerado indicou a existência de 1 vetor de cointegração entre as variáveis, assim, foi estimado um VEC com 1 posto de cointegração e ordem de defasagem igual a 4.

A relação de equilíbrio de longo prazo estimada indicou que, no longo prazo, o preço, a renda brasileira e a renda dos países árabes são as variáveis com impacto significativo sobre as exportações de carne para os países considerados. As elasticidades de longo prazo estimadas indicaram uma relação positiva entre a quantidade exportada e os preços, uma relação indireta entre a quantidade exportada e a renda do Brasil e uma relação direta entre a quantidade exportada e a renda dos países árabes, todos esses resultados estão de acordo com a teoria econômica de base para o estudo.

No curto prazo, a função de impulso-resposta das exportações aos preços indicou que esse responde diretamente no mesmo sentido do choque com 1 mês de defasagem e que o efeito desse choque não se dissipa ao longo do tempo. A função de impulso resposta das exportações a taxa de câmbio real, indicou que essa reage no mesmo sentido do choque também com 1 mês de defasagem, mas que o efeito desse choque se dissipa ao longo do tempo, após cerca de 40 meses.

Com relação ao efeito de um choque inesperado na renda brasileira, a resposta da variável de interesse foi, após um mês, no mesmo sentido do choque, resultado não esperado de acordo com a teoria econômica – pois indica que um aumento na renda do Brasil estimula, em um primeiro momento, as exportações de

carne do país –, mas, após alguns meses, a resposta a esse choque se torna negativa, de acordo com o esperado, e converge indicando que o efeito desse choque não se dissipa totalmente. Com relação a renda dos países árabes, um choque inesperado nessa variável tem resposta positiva e rápida das exportações de carne brasileira, indicando que o consumo de carne pelos países árabes é muito sensível as variações da renda dos mesmos.

Os resultados obtidos mostram a real importância do preço, da taxa de câmbio e da renda, tanto brasileira quanto dos países árabes, sobre o comércio de carne brasileiro e, assim, são úteis para que o governo e o setor possam se posicionar de acordo com a perspectiva esperada de aumento ou queda de cada um dessas variáveis e com o cenário atual destas.

REFERÊNCIAS

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural (Impresso)*, Rio de Janeiro, v. 42, n.01, p. 09-33, 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 9 jun. 2019.

BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília: IPEA, mar. 2002. n. 865, (Texto para discussão).

BACHA, C. J. C. *Economia e política agrícola no Brasil*. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2012.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 7ª ed. São Paulo: Pearson Hall, 2017.

BUENO, R. DE L. DA S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

COSTA, L. V.; GOMES, M. F. M.; LÍRIO, V. S. A crise econômica internacional de 2008 e a demanda pelas exportações brasileiras. *Revista de Política Agrícola*, v. 21, n. 3, p. 5-18, jul./set., 2012.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun., 1979.

ELDER, J.; KENNEDY, P. E. Testing for unit roots: what should students be taught? *The Journal of Economic Education*, v. 32, n. 2, p. 137-146, verão, 2001.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4 ed. Alabama: Wiley, 2014.

FAO. FAO Data. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/default.aspx?lang=en>>. Acesso em 22 mai. 2019.

FEISTEL, P. R.; HIDALGO, Álvaro Barrantes; ZUCHETTO, F. B. Determinantes do intercâmbio comercial de produtos agrícolas entre Brasil e China: o caso da soja. *Análise Econômica (UFRGS) online*, v. 33, p. 63-89, 2015.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

INFOMONEY. Exportadores de carne temem mudança de embaixada para Jerusalém. Disponível em: <<https://www.infomoney.com.br/mercados/politica/noticia/7757437/exportadores-de-carne-temem-mudanca-de-embaixada-para-jerusalem>>. Acesso em: 25. jun. 2019. InfoMoney: 8 nov. 2018a.

INFOMONEY. Declarações de Bolsonaro podem levar a retaliação árabe e impactar exportações de carne. Disponível em: <<https://www.infomoney.com.br/mercados/politica/noticia/7751854/reacao-arabe-pode-ter-impacto-nas-exportacoes>>. Acesso em: 25 jun. 2019. InfoMoney: 6 nov. 2018b.

IPEA. IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em 22 mai. 2019.

JAUSSAUD, J.; REY, S. Long-run determinants of japanese exports to China and the United States: a sectorial analysis. *Pacific Economic Review*, v. 17, n. 1, p. 1-28, 2012.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. 9. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2010.

LIMA, R. P. DE. **Crescimento das exportações de carne bovina brasileira entre 2005 e 2015: fatores econômicos**. 84f. Dissertação (Mestrado Acadêmico em Economia)–Faculdade de administração, ciências contábeis e economia, Universidade Federal de Goiás, Goiania, 2018.

MACHADO, L. V. N.; AMIN, M. M.; CARVALHO, F. M. A.; SANTANA, A. C. Análise do desempenho das exportações brasileiras de carne bovina: uma aplicação do Método Constant Market-Share, 1995-2003. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 4, p. 195-217, 2006.

MAIA, S. F. Determinantes das Exportações Agrícolas em Cenário de Macroeconomia Aberta: Abordagem por Modelos de Séries de Tempo. In: XXXI Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2003, Porto Seguro. XXXI Encontro Nacional de Economia, 2003.

MARGARIDO, M. A. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. Agricultura São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun., 2004.

MELZ, L. J.; MARION FILHO, P. J.; BENDER FILHO, R.; GASTARDELO, T. A. R. Determinantes da demanda internacional de carne bovina brasileira: evidências de quebras estruturais. Revista de Economia e Sociologia Rural (Impresso), v. 52, p. 743-760, 2014.

MINISTÉRIO DA INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS. ComexStat. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>>. Acesso em: 9 jun. 2019.

MINISTÉRIO DAS RELAÇÕES EXTERIORES. Liga dos Estados Árabes. Disponível em: <<http://www.itamaraty.gov.br/pt-BR/politica-externa/mecanismos-inter-regionais/3682-liga-dos-estados-arabes-lea>>. Acesso em: 23 mai. 2019.

MONTE, E. Z. Influência da taxa de câmbio e da renda mundial nas exportações do estado do Espírito Santo. Análise Econômica (UFRGS) on line, n. 63, p. 301-323, mar., 2015.

MORAES, B. M. M.; FILHO, R. B.; CORONEL, D. A. A influência da taxa de câmbio nas exportações brasileiras de carne bovina in natura. Revista Perspectivas Contemporâneas, v. 11, n. 3, p. 01-18, set./dez. 2016.

NARAYAN, S.; NARAYAN, P. K. Determinants of demand for Fiji's exports: an empirical investigation. The Developing Economies, v. 42, n. 1, p. 95-112, mar., 2004.

NOVO ESTADO DE MINAS. Reação árabe pode ter impacto nas exportações. Disponível em: <https://www.em.com.br/app/noticia/economia/2018/11/06/internas_economia,1003360/reacao-arabe-pode-ter-impacto-nas-exportacoes.shtml>. Acesso em: 25 mai. 2019. 6 nov. 2019.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 6ª ed. São Paulo: Pearson Hall, 2006.

ROCHA, D. T.; BRAGA, M. J.; VELOSO, A. F.; GUIMARÃES, V. P. Determinantes das exportações brasileiras de carne suína no período de 1999 a 2005. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2006, Fortaleza. XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2006.

SCHWANTES, F.; FREITAS, C. A.; ZANCHI, V. V. Determinantes da Balança Comercial do Agronegócio Brasileiro no período de 1990 a 2007. Revista Econômica do Nordeste, v. 41, p. 249-265, 2010.

SILVA, L. G.; FILHO, P. J. M.; CAMPOS, I. A dinâmica das exportações brasileiras de carne bovina (1994 – 2005). Revista de Estudos Sociais, ano 10, n. 19, v. 1, 2008.

SILVA, M. A. P.; ROSADO, P. L.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Oferta de exportação de carne de frango do Brasil, de 1992 a 2007. Revista de Economia e Sociologia Rural (Impresso), v. 49, p. 31-53, 2011.

VARIAN, H. R. **Microeconomia: princípios básicos. Uma abordagem moderna.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2003.

WORLD BANK. WORLD BANK DATA. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/>>. Acesso em: 10 out. 2019.

ZANIN, V.; BACCHI, M. Determinantes das exportações brasileiras de arroz. Revista de economia e agronegócio, v. 15, n. 3, p. 344-369, 2017.