



UNIVERSIDADE
ESTADUAL de LONDRINA

ALLANA AYUMI NOGUEIRA TANAHASHI

**DETERMINANTES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE
CAFÉ BRASILEIRA**

ALLANA AYUMI NOGUEIRA TANAHASHI

**DETERMINANTES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE
CAFÉ BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Regional (PPE) – Mestrado – da Universidade Estadual de Londrina, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli

Londrina
2020

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UEL

T161 Tanahashi, Allana Ayumi Nogueira.
DETERMINANTES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE CAFÉ BRASILEIRA /
Allana Ayumi Nogueira Tanahashi. - Londrina, 2020.
79 f. : il.

Orientador: Carlos Eduardo Caldarelli.
Dissertação (Mestrado em Economia Regional) - Universidade Estadual de
Londrina, Centro de Estudos Sociais Aplicados, Programa de Pós-Graduação em
Economia Regional, 2020.
Inclui bibliografia.

1. Café - Tese. 2. Comércio exterior - Tese. 3. Séries temporais - Tese. I.
Caldarelli, Carlos Eduardo . II. Universidade Estadual de Londrina. Centro de
Estudos Sociais Aplicados. Programa de Pós-Graduação em Economia Regional.
III. Título.

CDU 33

ALLANA AYUMI NOGUEIRA TANAHASHI

**DETERMINANTES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE CAFÉ
BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Regional (PPE) – Mestrado – da Universidade Estadual de Londrina, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre.

BANCA EXAMINADORA

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli
Universidade Estadual de Londrina – UEL

Profa. Dra. Marcia Regina Gabardo da Camara
Universidade Estadual de Londrina – UEL

Prof. Dr. Renato Alves de Oliveira
Universidade Estadual de Ponta Grossa – UEPG

Londrina, 10 de março de 2020

AGRADECIMENTOS

Aos meus familiares, especialmente minha mãe, Maria Lucia, e minha avó, Josefa, pelo amor e dedicação com que me educaram, por me apoiar em todas as minhas decisões e por estarem sempre ao meu lado.

Ao meu namorado Kalid, pela força e apoio que me dá nessa trajetória.

Aos meus amigos, por me acompanhar nessa jornada ao longo desses anos.

Ao meu orientador Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli, pela disposição e paciência ao transmitir toda sabedoria e conhecimento imprescindíveis na condução deste trabalho.

À Profa. Dra. Marcia Regina Gabardo da Camara pelas contribuições da banca de qualificação e por aceitar o convite para participar da banca de defesa.

À Profa. Dra. Lilian Cervo Cabrera por participar da banca de qualificação e pelas contribuições a este trabalho.

Ao Prof. Dr. Renato Alves de Oliveira por aceitar o convite para participar da banca de defesa.

A todos os professores do programa do Mestrado em Economia Regional da Universidade Estadual de Londrina, pelos ensinamentos recebidos.

A todos os professores do departamento de Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Londrina, por me proporcionar conhecimentos e direcionamentos durante a graduação.

À CAPES, pelo auxílio e incentivo por meio da concessão da bolsa para o curso de mestrado.

TANAHASHI, Allana Ayumi Nogueira. **Determinantes da oferta de exportação de café brasileira**. 2020. 79 f. Dissertação (Pós-Graduação, Mestrado em Economia Regional). Centro de Estudos Sociais Aplicados, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2020.

RESUMO

Este estudo tem por objetivo estimar a função de oferta de exportação de café para o Brasil, a fim de analisar os principais determinantes que impactam o desempenho desse produto no comércio exterior. A análise, feita com dados mensais, abrange o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2016, captando os movimentos de exportação do café no país no período pós-1990 (desregulamentação). Inicialmente discutiu-se o panorama do mercado cafeeiro, destacando os principais desafios que essa cadeia produtiva tem enfrentado, além de realizar uma revisão teórica tendo como embasamento estudos que estimaram a oferta de exportação de produtos agrícolas no Brasil. Posteriormente, propôs-se um modelo econométrico de séries temporais para estimação. Utilizou-se um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ARDL) com as seguintes variáveis: quantidade de exportação de café para o exterior, preço doméstico, preço de exportação, taxa de câmbio, variável *dummy* representando a sazonalidade do café e o PIB brasileiro. Os resultados são expressos a partir de uma estimação de curto e longo prazo, obtidos após a identificação de um vetor de cointegração entre as variáveis. Os resultados obtidos mostram que a variável sazonalidade não apresentou significância para o modelo proposto. Observou-se que a variável preço internacional apresentou relação direta com a variável quantidade de exportação, tanto no curto quanto no longo prazo, enquanto que para o preço doméstico essa relação se deu de maneira inversa. A taxa de juros e o PIB brasileiro apresentaram relação direta e significativa com a variável dependente no curto prazo. Já no longo prazo a taxa de câmbio se mostrou negativamente relacionada com a quantidade exportada. Nota-se ainda que os ajustamentos em direção ao equilíbrio de longo prazo ocorrem rapidamente dentro do modelo estimado para análise. Os resultados sinalizam que a implementação de novas estratégias devem ser consideradas afim de posicionar o Brasil como ofertante de um produto com maior valor agregado e com maior aderência à dinâmica dos preços internacionais.

Palavras-chave: Café. Comércio exterior. Séries temporais.

TANAHASHI, Allana Ayumi Nogueira. **Determinants of the Brazilian coffee export offer.** 2020. 79 p. Dissertation (Postgraduate, Master's degree in Economics). Centre for Applied Social Studies, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2020.

ABSTRACT

This study aims to estimate the coffee export supply function for Brazil, in order to analyze the main determinants that impact the performance of this product in foreign trade. The analysis, made with monthly data, covers the period from January 1997 to December 2016, capturing the movements of coffee exports in the country in the post-1990 period (deregulation). Initially, the panorama of the coffee market was discussed, highlighting the main challenges that this productive chain has faced, in addition to conducting a theoretical review based on studies that estimated the export offer of agricultural products in Brazil. Subsequently, an econometric model of time series for estimation was proposed. An autoregressive distributed lag model (ARDL) was used with the following variables: quantity of coffee exported abroad, domestic price, export price, exchange rate, dummy variable representing the seasonality of coffee and the Brazilian GDP. The results are expressed from a short and long term estimation, obtained after the identification of a cointegration vector between the variables. The results obtained showed that the seasonality variable was not significant for the proposed model. It was observed that the international price variable was directly related to the export quantity variable, both in the short and long term, while for the domestic price, this relationship occurred in an inverse way. The interest rate and the Brazilian GDP showed a direct and significant relationship with the dependent variable in the short term. In the long run, the exchange rate was negatively related to the quantity exported. It is also noted that adjustments towards long-term equilibrium occur quickly within the model estimated for analysis. The results indicate that the implementation of new strategies must be considered in order to position Brazil as an offerer of a greater added value product and with higher adherence to the dynamics of international prices.

Key-words: Coffee. Foreign trade. Time series.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Distribuição espacial da produção de café no mundo – 2017	15
Figura 2 – Evolução da produção mundial de café verde de 1961 a 2015	17
Figura 3 – Evolução da produção e da produtividade do café no Brasil entre 1961 a 2017	26
Figura 4 – Distribuição espacial da área plantada média de café (em mil de hectares) – de 2008 a 2018	28
Figura 5 – Diagrama do sistema agroindustrial do café	30
Figura 6 – Evolução da cotação internacional do preço do café de janeiro de 1957 a dezembro de 2016 (em centavos de dólar americano (US\$) por libra-peso)	35
Figura 7 – Curva de oferta de exportação.....	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Principais produtores mundiais de café no período de 2014/2015 a 2018/2019 (em % do total da safra).....	18
Tabela 2 – Principais países consumidores de café no mundo no período de 2014/2015 a 2018/2019 (em % do total de consumo).....	20
Tabela 3 – Principais países exportadores de café no mundo no período de 2014/2015 a 2018/2019 (em % do total de consumo).....	21
Tabela 4 – Principais países importadores de café no mundo no período de 2014/2015 a 2018/2019 (em % do total de consumo).....	23
Tabela 5 – Exportações, variações e preço médio do café cru em grão brasileiro no período de 2008 a 2018.....	34
Tabela 6 – Resultados dos testes de raiz unitária Dickey e Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) e Phillips–Perron (PP) para as séries em nível em primeira diferença.....	63
Tabela 7 – Estimativas do modelo econométrico dos determinantes da oferta de exportação de café no Brasil, no período de 1997 a 2016.....	64
Tabela 8 – Teste de cointegração (ARDL <i>bounds testing approach</i>).....	66
Tabela 9 – Estimativas de curto e longo prazo dos parâmetros de um modelo ARDL para a oferta de exportação do café.....	66

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC	Acordo Internacional do Café
AR	Modelo Autoregressivo
ARDL	Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas
CONAB	Companhia Nacional de Abastecimento
DF	Dickey-Fuller
DFA	Dickey-Fuller Aumentado
DFA-GLS	Dickey e Fuller <i>Generalized Least Square</i>
IBC	Instituto Brasileiro do Café
ICO	Organização Internacional do Café
IPEA	Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada
MAIC	Critério Modificado de Akaike
MDIC	Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior
MQG	Mínimos Quadrados Generalizados
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
P&D	Pesquisa e Desenvolvimento P&D
PIB	Produto Interno Bruto
SAG	Sistema Agroindustrial
SECEX	Secretaria de Comércio Exterior
SUMOC	Superintendência da Moeda e do Crédito
VAR	Modelos de Autorregressão Vetorial
VEC	Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	PANORAMA DO MERCADO MUNDIAL E BRASILEIRO DE CAFÉ	15
2.1	CADEIA PRODUTIVA E MERCADO GLOBAL DE CAFÉ	15
2.2	PANORAMA DO MERCADO DE CAFÉ NO BRASIL.....	23
3	REVISÃO DE LITERATURA	36
3.1	TEORIAS DE COMÉRCIO INTERNACIONAL	36
3.2	DETERMINANTES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO	38
3.3	ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÕES	42
4	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	52
4.1	FUNDAMENTOS TEÓRICOS SOBRE SÉRIES TEMPORAIS.....	52
4.2	MODELO AUTORREGRESSIVOS DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS - ARDL.....	56
4.3	MODELO PROPOSTO PARA A FUNÇÃO DE OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE CAFÉ	60
4.4	FONTE E TRATAMENTO DE DADOS	61
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	62
5.1	ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE	62
5.2	ESTIMAÇÃO DO MODELO ARDL	64
5.3	TESTE DE COINTEGRAÇÃO	65
5.4	ESTIMATIVAS DE CURTO E LONGO PRAZO	66
6	CONCLUSÃO	71
	REFERÊNCIAS	73
	APÊNDICES	78
	APÊNDICE A – GRÁFICOS RECURSIVOS.....	79

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, várias mudanças impactaram mundialmente a estrutura do sistema agroindustrial cafeeiro, tais como a liberalização de alguns mercados, o conseqüente aumento da concorrência internacional e a intensificação da importância do varejo diante do forte crescimento da demanda por café (CALDARELLI; GILIO; ZILBERMAN, 2019).

Devido à notável participação no desenvolvimento nacional, o café se tornou um dos produtos mais representativos da economia brasileira, contribuindo não só para o setor primário, mas para os setores de serviço e indústria (SEREIA; CAMARA; CINTRA, 2008). Após 1989, com o movimento global de liberalização do mercado cafeeiro e a eliminação do Instituto Brasileiro do Café (IBC), o mercado passou por uma longa crise, em parte devido à anos de regulamentação. Desde então o cenário cafeeiro brasileiro tem reorganizado as relações de poder entre as instituições e acesso a mercados (COULIS, 2011).

Atualmente, o Brasil é um dos principais *players* no mercado global cafeeiro, com a maior produção mundial de café e controlando mais de 36% da produção internacional (USDA, 2019). Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2019), a produção de café na safra de 2018 foi de 61,7 milhões de sacas beneficiadas – cerca de 77% de café arábica e 23% de café robusta.

O café ocupa posição de destaque na pauta de exportações do Brasil desde o início do século XX. Além de garantir divisas ao país, as exportações geram impactos na indução do Produto Interno Bruto (PIB) e na absorção de mão-de-obra. Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2019), em 2018, foram exportados 1,8 milhões de toneladas de café cru em grão no Brasil, cerca de 4.357 milhões de dólares. Com relação à participação do café na pauta de exportação brasileira, para esse mesmo ano, a participação foi de 1,82% do total, ficando em 13º lugar no ranking dos principais produtos exportados no Brasil. A competitividade brasileira se deve principalmente aos baixos custos de produção de mão-de-obra, terra e água.

A participação no comércio exterior corrobora a importância da indústria cafeeira na economia nacional. A balança comercial desempenha importante papel no processo de ajustamento das contas externas, justificando a relevância da realização de análises que propiciem um maior entendimento dos mecanismos

responsáveis pelo desempenho do segmento exportador da economia nacional, entre os quais se encontram os de produtos agrícolas e agroindustriais, como o café (ALVES; BACCHI, 2004). Outro aspecto importante é a distribuição espacial da produção cafeeira no Brasil, que está concentrada espacialmente na região sudeste, representando aproximadamente 82,27% área plantada de café no Brasil. (CONAB, 2019).

Apesar da relevância mundial devido à expressiva produção e exportação, o cultivo do café, assim como a agropecuária brasileira, possui limitações em sua cadeia produtiva, comprometendo a potencialidade desse setor. O setor cafeeiro, em particular, ainda se baseia em elevadas metas quantitativas e, portanto, a produção do país é rotulada como café de má qualidade em relação aos seus principais concorrentes (ALMEIDA; ZILBERSZTAJN, 2017; ICO, 2018).

A análise dos determinantes da oferta de exportação possibilita examinar os resultados de impactos nas variáveis condicionantes a partir de eventuais políticas de incentivo ou alterações a serem realizadas no sistema. Assim, possibilita analisar o comportamento do comércio externo, auxiliando no processo de deliberação de políticas comerciais com foco no ajustamento do setor externo. Além disso, o conhecimento dessas estimações empíricas pode auxiliar na tomada de decisão sobre produção e comercialização, beneficiando os agentes ligados aos diferentes segmentos do sistema agroindustrial em questão (BARROS; BACCHI; BURNQUIST, 2002). Dado o exposto, o presente trabalho propõe analisar o seguinte problema de pesquisa: Quais são os fatores que influenciaram a oferta de exportação do café brasileiro de 1997 a 2016?

O objetivo principal deste estudo é analisar o comportamento dos principais determinantes da oferta de exportação de café brasileira, estimando as relações de curto e longo prazo – elasticidades – a partir de ferramentas metodológicas de econometria de séries temporais – modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (ARDL) e cointegração. Os dados, de periodicidade mensal, compreendem o período de 1997 a 2016. Os objetivos específicos consistem em: definir e estimar a função de oferta de exportação de café para o Brasil; examinar a existência de vetores de cointegração entre as variáveis utilizando o *ARDL Bounds Testing Approach*, e; apresentar a análise dos resultados de curto e longo prazo obtidos da estimação do modelo ARDL.

O exame das condições acima destacadas é de grande relevância visto que as discussões recentes sobre o mercado cafeeiro no Brasil, como destacadas em Caldarelli, Gilio e Zilberman (2019), dão conta de uma relativa perda de competitividade do produto nacional e grande dependência de movimentos no mercado internacional

dessa commodity. Justifica-se o presente estudo em examinar esses elementos e possíveis alternativas à condição de *price-taker* no mercado internacional de café.

A presente dissertação está composta por cinco seções, além desta introdução. A segunda parte expõe um panorama do mercado internacional e nacional do café. A terceira seção apresenta a revisão de literatura necessária para a construção do modelo, indicando os principais trabalhos relacionados à oferta de exportação. A quarta seção descreve a metodologia utilizada na pesquisa, bem como as variáveis utilizadas e as fontes dos dados empregados. Os resultados obtidos na estimação do modelo proposto serão apresentados na quinta seção. Na última seção, serão apresentadas as considerações finais deste estudo.

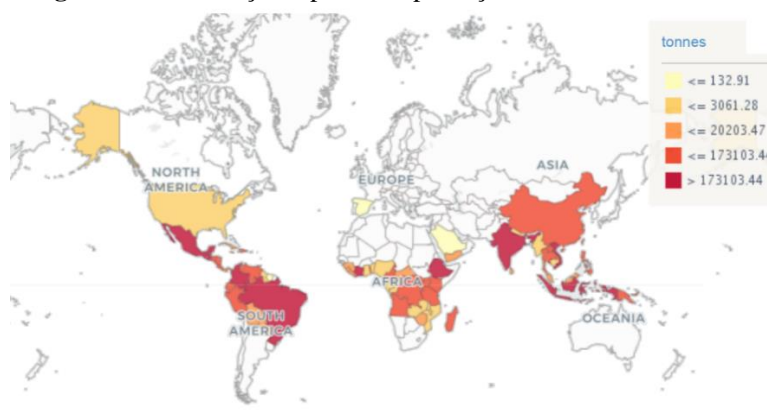
2 PANORAMA DO MERCADO MUNDIAL E BRASILEIRO DE CAFÉ

Este capítulo tem como objetivo traçar um panorama do mercado internacional e nacional do café. Com relação à análise do mercado global de café, preocupou-se em apresentar a evolução da produção, consumo, exportações e importações nos principais países atuantes nesse mercado. Concernente ao mercado nacional, procedeu-se a um breve histórico do café no Brasil, e conduziu-se as análises em termos de produção, exportação e consumo interno, em que se destaca o sistema agroindustrial estabelecido no país.

2.1 CADEIA PRODUTIVA E MERCADO GLOBAL DE CAFÉ

O café se tornou ao longo do tempo uma importante *commodity* agrícola comercializada globalmente, sendo considerada muitas vezes a segunda *commodity* mais negociada depois do petróleo (PONTE, 2002). Originário da África espalhou-se por outras regiões da Ásia e, posteriormente na América Latina, a qual se tornou a principal produtora e fornecedora mundial de café (ITC, 2011). Atualmente, em termos espaciais, a produção mundial de café é fortemente concentrada em determinadas regiões devido à melhor adaptação em zonas tropicais ou subtropicais, sendo distribuída em países em desenvolvimento da África, Ásia e América Latina. A Figura 1 apresenta a distribuição espacial mundial do café para o ano de 2017.

Figura 1 - Distribuição espacial da produção de café no mundo – 2017



Fonte: FAO (2019)

A produção mundial de café parte de países, que em sua maioria, estão em fase de desenvolvimento e com baixo ou médio nível de renda (ICO, 2018). Para os países produtores e exportadores de café, esse produto contribui não apenas nos ganhos

de trocas externas ao ser exportado, mas também impacta significativamente na receita tributária e no produto doméstico bruto. Com exceção do Brasil, os processos de industrialização e consumo são executados principalmente por países desenvolvidos, com moderna tecnologia de processamento e altos níveis de renda per capita (ITC, 2011; ICO, 2018).

A partir do início do século XX, iniciativas intergovernamentais entraram em vigor em países em desenvolvimento produtores de café, objetivando tratá-lo como um bem estratégico, a fim de controlar suas operações domésticas de marketing e preços. Por ter confrontado períodos conturbados, tanto de excesso de oferta e preços baixos, quanto de menor oferta e elevação de preços, tal controle se tornou necessário devido à importância do café como fonte de divisas e receitas, o tornando um dos primeiros produtos regulamentados. Assim, a queda dos preços poderia ser impedidas e consequentes impactos negativos para os produtores, tanto políticos quanto econômicos, poderiam ser evitados (PONTE, 2002; ROLDÁN-PÉREZ et al., 2009; RUSSELL; MOHAN; BANERJEE, 2012).

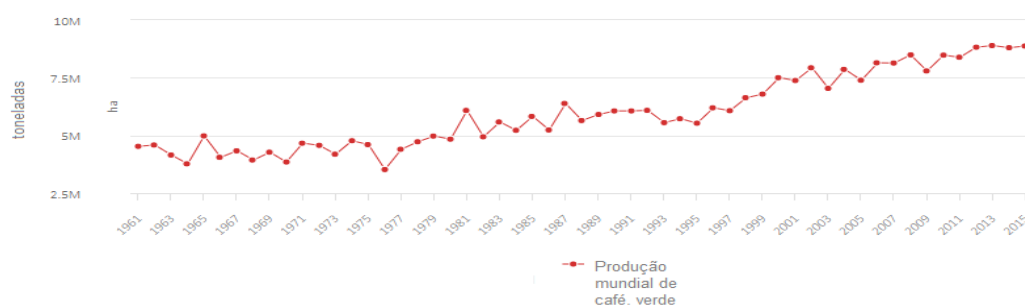
Para esse propósito, foi fundada em 1963, com o apoio das Nações Unidas, a Organização Internacional do Café (ICO). No início, a principal função da organização era estabelecer cotas de exportação para o café e controlar o seu nível de preços. Entretanto, na década de 1980, o sistema entrou em colapso, ocorrendo suspensão das cotas e início das negociações de um novo Acordo Internacional do Café (AIC). Com a liberalização no fim dos anos 1980, rápidas mudanças impactaram e reconfiguraram o mercado global de café. Países envolvidos romperam com uma série de regulamentos e cotas anteriormente estipuladas, em busca de melhorias para manter suas posições na cadeia de valor global de café. Países como Colômbia, Quênia e Etiópia buscaram novas alternativas, explorando uma linha estratégica de fortalecimento da gestão da qualidade e diferenciação do produto como forma de agregação de valor. Esse não foi o caso do Brasil, que se manteve no mesmo regime de larga escala com exploração de vantagens do baixo custo de produção (VOTTA; VIAN; PITELLI, 2006; RUSSELL; MOHAN; BANERJEE, 2012; MINTEN et al., 2019).

Embora existam muitas variedades produzidas de café, as que são comercializadas, são provenientes de dois tipos principais: o arábica e o robusta. A espécie arábica possui maior valorização no mercado devida à melhor qualidade, atrelada à baixa concentração de cafeína e ao seu delicado aroma e sabor. Além disso, após a colheita do café, essa variedade é segmentada de acordo com o beneficiamento: café

arábica natural – cujo maior produtor é o Brasil – em que adota-se o processo de beneficiamento seco ao sol; e café arábica suave – cujo maior produtor é a Colômbia – em que adota-se o processo de beneficiamento via úmida. O café robusta, apesar de sua alta produtividade, é menos valorizado pelo mercado por possuir alta concentração de cafeína e sabor mais amargo em relação ao café arábica, sendo cultivado em maior escala no Vietnã. As segmentações de café (arábica natural, arábica suave e robusta) têm modificado suas participações no mercado internacional ao longo dos anos. O café robusta, que nos anos 1960 representava menos de 19% do total ofertado mundialmente, atualmente responde por mais de 30%. Embora menos valorizado, essa espécie apresenta maior resistência a doenças e maior produtividade, resultando em menores custos de produção. Registra-se também que o café robusta é utilizado na fabricação de café instantâneo e bebidas à base de café por seu alto teor de cafeína (ICO, 2018).

A produção mundial de café é bastante volátil e vulnerável às condições climáticas, dessa forma as variações na quantidade produzida se devem a diversos fatores, entre os quais se destacam: (i) elevação no nível de preços, principalmente em decorrência das variações climáticas; (ii) políticas agrícolas dos países produtores; e (iii) melhoras da produtividade proveniente de inovações tecnológicas (SAES, 2009). É possível observar que ao longo dos anos, tem ocorrido uma evolução expressiva na produção mundial de café verde, conforme retratado na Figura 2.

Figura 2 - Evolução da produção mundial de café verde de 1961 a 2015



Fonte: FAO (2019)

Entre 1961 a 2015 a produção global de café praticamente dobrou em quantidade, aumentando de 4,5 milhões de toneladas em 1961 para 8,9 milhões de toneladas em 2015 (Figura 2). Apesar de em 1976/1977 a produção mundial de café ter decrescido após a geada negra de 1975, passou a crescer estavelmente a partir de 1980. Um fator relevante ao crescimento da produção mundial foi a forte expansão do mercado produtivo cafeeiro na maioria dos países que já produziam café. Além disso, após a

desregulamentação do mercado, em decorrência de incentivos via preços e às baixas barreiras à entrada, houve inserção de países produtores nesse mercado (SAES; FARINA, 1999).

Nos últimos anos, alguns países como Indonésia, Índia, China e, em destaque, Vietnã estão incrementando paulatinamente a produtividade e a competitividade no mercado internacional. O Vietnã, que não produzia café até o início da década de 90, atualmente se configura como um dos maiores produtores e exportadores mundiais deste segmento. Mesmo sendo especializado no café robusta, o Vietnã se tornou um dos principais concorrentes da variedade brasileira de café arábica natural. Isso ocorreu devido à base de produção do Brasil ser estruturada com baixos custos para fomentar a competitividade e, sobretudo, em consequência da baixa qualidade do café produzido (SAES; FARINA, 1999; NISHIJIMA; SAES; POSTALI, 2012; CALDARELLI; GILIO; ZILBERMAN, 2019).

Na Tabela 1 são apresentados os principais produtores mundiais de café, podendo-se observar uma concentração desse mercado em países em desenvolvimento. Quatro dos principais produtores concentraram 68,2% da produção mundial na safra 2018/2019. Os países que se destacam na produção de café são o Brasil, o Vietnã, a Colômbia e a Indonésia, sendo que o Brasil ocupa a primeira posição, representando 36,3% da produção mundial na safra 2018/2019, e mantendo sua liderança mundial na produção desde 1940 (ROLDÁN-PÉREZ et al., 2009).

Tabela 1 - Principais produtores mundiais de café no período de 2014/2015 a 2018/2019
(em % do total da safra)

Países	2014/15	2015/16	2016/17	2017/18	2018/19
Brasil	35,30	32,30	34,67	32,04	36,33
Vietnã	17,81	18,92	16,50	18,44	17,42
Colômbia	8,65	9,15	9,02	8,70	8,20
Indonésia	6,81	7,91	6,55	6,55	6,25
Honduras	3,32	3,47	4,64	4,78	4,36
Etiópia	4,21	4,26	4,29	4,44	4,07
Índia	3,54	3,79	3,21	3,31	2,98
Uganda	2,31	2,39	3,21	2,74	2,75
México	2,07	1,50	2,04	2,56	2,58
Peru	1,89	2,29	2,61	2,75	2,52
Guatemala	2,07	2,15	2,21	2,38	2,23
Outros	12,04	11,87	11,04	11,30	10,32
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: USDA (2019)

A produção mundial de café cresceu em volume nos últimos anos. Enquanto em 2014/15 a produção era de 153 milhões de sacas, em 2018/19 a produção passou a responder por 174 milhões de sacas de 60Kg de café, compreendendo 104 milhões de café arábica e 70 milhões de café robusta (USDA, 2019). O Brasil é o maior produtor e exportador de café do mundo, responsável por 36% da produção mundial – 63 milhões de sacas– na safra 2018/19. O Vietnã tem ocupado a segunda posição (17%), decorrente da rápida expansão produtiva durante os anos 90, deixando a Colômbia em terceiro lugar (8%) e a Indonésia em quarto (6%) (Tabela 1). Nesse contexto, entre as safras 2014/2015 a 2018/2019, observa-se um aumento da produção mundial de café em termos absolutos, com exceção das safras de 2015/2016 e 2017/18. Os períodos de redução da produção mundial coincidem com as reduções de produção verificadas no Brasil, corroborando a influência mundial do país no mercado mundial de café. Em contrapartida, o Vietnã, a Colômbia e a Indonésia exibem uma leve redução na produção no período analisado.

Mesmo ainda sendo um grande *player* no mercado internacional de café, o Brasil passou a ter pouco poder de influência sobre os preços. Isso se deve à continuidade da estratégia de produção de larga escala, se tornando sujeito à maior concorrência para a sua variedade de café por apresentar um padrão mais elástico de demanda mundial. Após a desregulamentação, o café verde arábica brasileiro passou a ter uma taxa maior de substituição relacionada ao café verde robusta do Vietnã do que o café verde arábica colombiano, cuja variedade é a mesma do Brasil. Isso ocorre devido ao fato da Colômbia ter optado por uma estratégia alternativa após o período de desregulamentação, optando por uma produção de melhor qualidade. Ao adotar tal estratégia, os produtores colombianos têm conseguido estipular preços superiores para seu produto, além de ter se tornado referência mundial no segmento de mercado de cafés especiais (NISHIJIMA, SAES; POSTALI, 2012; BARJOLLE et al., 2017; CALDARELLI; GILIO; ZILBERMAN, 2019).

O aumento do consumo mundial de café, em suas diversas formas, contribui para que o mesmo ganhe importância no contexto de produção em esfera mundial. Verifica-se que a partir de 1980 a produção mundial de café se intensifica, atingindo produções cada vez maiores no decorrer do tempo. Similarmente, o consumo mundial de café tem apresentado crescimento em um período recente. O cenário atual é favorável ao consumo global de café, que dobrou o volume consumido de 80 milhões de sacas nos anos 70 para 154 milhões em 2018. Concomitante ao crescimento mundial, o

consumo de café cresceu mais em determinadas regiões nos últimos anos, cerca de 2,1%, com destaque para Ásia/Oceania, América do Norte e América do Sul, que cresceram respectivamente 3,4%, 2,7% e 2,6%, superando a média mundial no mesmo período (ICO, 2018).

O consumo da bebida também é altamente concentrado em alguns destinos. A Tabela 2 evidencia que os principais consumidores de café no mundo são a União Europeia, os Estados Unidos e o Brasil, representando em média 59% do consumo mundial no período de 2018/2019.

Tabela 2 - Principais países consumidores de café no mundo no período de 2014/2015 a 2018/2019 (em % do total de consumo)

	2014/15	2015/16	2016/17	2017/18	2018/19
União Europeia	30,12	29,13	27,44	28,53	28,18
Estados Unidos	16,18	16,42	16,54	16,12	16,20
Brasil	14,02	13,65	14,02	13,99	14,18
Japão	5,40	5,28	5,32	5,15	5,04
Filipinas	2,90	4,07	4,53	4,06	3,44
Rússia	2,78	2,88	3,07	2,80	3,03
Canadá	3,09	2,98	2,95	2,96	2,87
China	1,66	1,85	2,37	2,39	2,57
Indonésia	1,99	2,08	2,08	2,22	2,38
Etiópia	2,05	2,04	2,01	1,94	1,91
Vietnã	1,52	1,72	1,80	1,80	1,83
Outros	18,28	17,90	17,87	18,04	18,36
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: USDA (2019)

A União Europeia é o maior consumidor mundial de café atualmente, respondendo por 28% do consumo entre os países em 2018/2019, com 46,1 milhões de sacas consumidas (USDA, 2019). Os Estados Unidos são o segundo maior mercado consumidor nesse mesmo período, respondendo por 16% do consumo mundial, seguidos do Brasil (14%) e do Japão (5%) (Tabela 2).

Embora a Europa assuma a maior parcela de consumo mundial, o bloco tem mostrado sinais de estagnação ou possivelmente declínio devido ao crescimento moderado nos últimos anos. A situação dos Estados Unidos é semelhante, onde o consumo tem permanecido praticamente estável. Já o consumo nos países produtores tem apresentado crescimento, sendo que a maior parte desse aumento é derivado do crescimento do mercado interno, como no caso do Brasil. Tal crescimento é atribuído ao aumento dos rendimentos reais disponíveis em países como o Brasil, políticas de

incentivo ao consumo interno e utilização de café de melhor qualidade (ITC, 2011).

Além de o consumo ser significativamente concentrado, há também alta concentração em outras etapas da cadeia de valor do café, principalmente nos processos que envolvem sua transformação. É importante observar que mundialmente essa cadeia está dividida em duas grandes partes: o lado dos produtores de café, localizados principalmente nos países em desenvolvimento, e o lado dos principais torrefadores e varejistas, limitados principalmente em países desenvolvidos. Assim sendo, as etapas de torrefação, mistura e venda dos produtos finais, estão concentradas em grandes empresas transnacionais dos Estados Unidos e da Europa. Isso ocorre principalmente por essas poucas empresas terem conquistado um poder suficiente de negociação no mercado, além da consequente barreira à entrada de pequenas indústrias devido à alta concorrência estabelecida (CALDARELLI; GILIO; ZILBERMAN, 2019; ROLDÁN-PÉREZ et al., 2009).

Ademais, o incremento da produção e do consumo mundial de café se reflete em maior fluxo comercial. Em termos de mercado externo (Tabela 3) pode-se observar um aumento das exportações mundiais de café, no período em análise, e uma relativa concentração nas exportações, em que os quatro maiores exportadores –Brasil, Vietnã, Colômbia e Indonésia – correspondem, em média, a 62% das exportações mundiais.

Tabela 3 - Principais países exportadores de café no mundo no período de 2014/2015 a 2018/2019 (em % do total de consumo)

	2014/15	2015/16	2016/17	2017/18	2018/19
Brasil	29,58	26,65	24,75	23,21	25,84
Vietnã	17,41	22,12	20,61	21,27	20,62
Colômbia	10,05	9,29	10,29	9,69	9,73
Indonésia	7,05	7,42	6,12	6,11	5,95
Honduras	3,85	3,75	5,45	5,49	5,34
Índia	3,96	4,27	4,61	4,74	3,97
Uganda	2,75	2,62	3,44	3,43	3,36
Peru	2,22	2,47	3,01	3,19	3,07
Etiópia	2,83	2,55	2,88	3,01	2,91
Guatemala	2,48	2,28	2,49	2,71	2,64
Outros	17,81	16,58	16,34	17,15	16,57
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: USDA (2019)

As exportações de café dos países produtores apresentou padrão cíclico, refletindo, em geral, as variações na produção mundial. Em 2014/15, as exportações totais

de café foram de 123,6 milhões de sacas, enquanto em 2018/19 as exportações totalizaram 136,7 milhões de sacas (USDA, 2019). O levantamento do USDA (2019) indica que o principal exportador mundial, o Brasil, perdeu *market share* no mercado internacional de café no período analisado, passando de 30% no ano de 2014/2015 para 26% do total exportado em 2018/2019. Mesmo mantendo a posição de maior produtor e exportador de café do mundo, o Brasil tem perdido participação no mercado mundial por não ser valorizado pela qualidade da sua produção. Para se manter no mercado internacional, o Brasil continuou a expandir principalmente a produção da variedade de café arábica, dada a vantagem comparativa da produção estabelecida dessa variedade (ICO, 2018; SAES, 2009).

Ademais, as informações da Tabela 3 mostram reduções das exportações em três dos quatro principais países exportadores de café, sendo a única exceção o Vietnã. Pode-se verificar que o Vietnã foi o segundo país que mais exportou no período analisado, em decorrência da rápida ascensão do país como produtor e exportador nos últimos anos. Ao produzir o café robusta, o Vietnã apresenta menores custos e produtividade mais elevada em comparação ao Brasil. Em consequência, nesse período, o Brasil perdeu *market share*, já que o café robusta tem se destacado muito mais como um bem substituto do café arábica brasileiro, mesmo sendo de uma variedade diferente – de qualidade inferior. Além disso, parte da responsabilidade pelo decréscimo da participação das exportações brasileiras são as barreiras tarifárias ao café industrializado, ou seja, café solúvel, torrado e moído (ICO, 2018; SAES, 2009; NISHIJIMA, SAES e POSTALI, 2012). Assim, atribui-se a perda do *market share* brasileiro a três fatores: atuação centralizadora do Estado até 1990, aumento da concorrência externa e as consequentes estratégias adotadas após a desregulamentação.

As operações comerciais no mercado externo de café verde e industrializado, não só geram divisas aos países, mas também impactam no PIB. Em 2018, por exemplo, a receita mundial proveniente das exportações do café chegou a 4,96 bilhões de dólares, representando 4,9% do total do valor exportado pelo agronegócio (AGROSTAT, 2019).

A evolução das importações mundiais de café acompanhou o crescimento das exportações totais apresentadas pelo comércio mundial. Em 2018/19, as importações de café foram em torno de 132,9 milhões de sacas, conforme o levantamento do USDA (2019). A Tabela 4 apresenta as importações mundiais de café, na qual deve-se destacar que os dois principais países importadores apresentam uma tendência de

queda e estagnação na participação das importações nos últimos anos.

Tabela 4 - Principais países importadores de café no mundo no período de 2014/2015 a 2018/2019 (em % do total de consumo)

	2014/15	2015/16	2016/17	2017/18	2018/19
União Europeia	38,45	37,08	36,39	37,14	36,49
Estados Unidos	20,44	20,23	20,93	19,40	20,39
Japão	6,91	6,58	6,35	6,04	6,61
Filipinas	3,20	4,97	5,07	4,74	4,21
Rússia	3,45	3,53	3,75	3,51	3,72
Canadá	3,83	3,65	3,60	3,72	3,54
China	1,61	2,36	2,79	2,78	2,78
Suíça	2,06	1,98	2,05	2,15	2,18
Coreia do Sul	1,96	1,98	2,15	2,14	2,07
Argélia	1,87	1,86	1,74	1,80	1,76
Outros	16,23	15,77	15,18	16,57	16,25
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: USDA (2019)

No que concerne às importações mundiais, levantamentos da USDA (2019) indicam que os países orientais, como Japão e Filipinas apresentam trajetória ascendente nas importações de café no período de 2014/2015 a 2017/2018. Observa-se, também, que embora a União Europeia tenha aumentado a quantidade importada de café, vem reduzindo sua participação nas importações de café, passando de 38% na safra 2004/15 para 36% na safra 2018/2019. Isso ocorre devido ao crescimento nas importações de outros países.

Ao analisar o panorama de produção, consumo e comercialização de café no cenário mundial, constatou-se que o café vem apresentando significativo crescimento em todas as esferas ao longo dos últimos anos. O incremento da produção vem acompanhando o aumento do consumo mundial, principalmente nos países produtores de café. Já no cenário internacional, observa-se que o Brasil vem se destacando como principal produtor e exportador de café há muitos anos. Esse movimento tem reflexos no panorama nacional e impacta não somente na cadeia produtiva de café, mas na economia brasileira como um todo.

2.2 PANORAMA DO MERCADO DE CAFÉ NO BRASIL

O café foi introduzido no Brasil no início do século XVIII, posteriormente, diante de uma situação excepcionalmente favorável, foi estimulado com

a alta de preços internacionais, começando a assumir relevância comercial no país em meados do século XIX. O crescimento da oferta de café nesse período foi extremamente oportuno devido à grande vantagem relativa do Brasil de ter disponibilidade de terra e mão de obra. Entretanto, a partir desse período, diante de problemas de volatilidade nos preços do café no mercado internacional, o setor cafeeiro passou a se deparar com fortes intervenções governamentais impedindo a queda dos preços através do controle de oferta. Dessa forma, em 1906, a assinatura do Convênio de Taubaté determinou o início da política de valorização do café e da intervenção do Estado no setor cafeeiro, se tornando um marco inicial de uma série de intervenções governamentais no setor, que ocorreram ao longo do século XX (FURTADO, 2005).

Inicialmente, o mecanismo da valorização visava apenas amenizar a crise do setor, mas o sucesso desse instrumento sustentava lucros elevados, devido à elevação dos preços, incentivando ainda mais a expansão e atraindo cada vez mais capitais para o setor. Posteriormente, algumas desestabilizações ocorreram no mercado interno, tais como a crise de 1929 que gerou derrocada da lavoura e a consequente queimada de 80 milhões de sacas de café. Para reduzir a oferta, a solução foi obtida por meio do mecanismo de quotas de exportação. A partir de 1952, com a criação do Instituto Brasileiro do Café (IBC), órgão do governo responsável por regulamentar todo o SAG do café, a cafeicultura passou por anos favoráveis devido ao comportamento satisfatório dos preços internacionais. O governo manteve a taxa de câmbio fixa, supervalorizando a moeda nacional e elevando as cotações internacionais de café. Em 1953, foi instituído o regime de taxas múltiplas de câmbio pela Instrução 70 da Superintendência da Moeda e do Crédito (SUMOC), se tornando um importante instrumento governamental, pela maior captação de renda do setor cafeeiro (FARINA; AZEVEDO; SAES, 1997; VOTTA; VIAN; PITELLI, 2006).

Em 1962, a política cafeeira foi implementada pelo instrumento conhecido como quota de contribuição (confisco cambial) imposta pela Instrução 204 da SUMOC, formando o Fundo de Reserva de Defesa do Café. Esse momento foi marcado pela forte intervenção estatal na agroindústria cafeeira, no planejamento e coordenação de todos os segmentos do sistema cafeeiro, inclusive nos segmentos industrial e consumidor. Nesse sentido, uma medida visando reduzir a pressão sobre os preços derivadas do mercado internacional foi a campanha para o aumento do consumo interno. O Acordo Internacional do Café (AIC) foi estabelecido no mesmo ano, contando com 42 países exportadores e 25 países consumidores. Durante o período de vigência do AIC, o

Brasil manteve a estratégia de preços artificialmente elevados, enquanto muitos países expandiram suas produções, pressionando a cota brasileira. Esse foi um dos fatores que determinaram o declínio da participação brasileira no mercado mundial de café (FURTADO, 2005; FARINA; AZEVEDO; SAES, 1997; VOTTA; VIAN; PITELLI, 2006).

A partir do estabelecimento do acordo, as políticas de sustentação de preço se mantiveram no mercado mundial até julho de 1989, quando o AIC não foi renovado. No Brasil, em 1990, com a dissolução do IBC, uma política de liberalização foi adotada, inaugurando um período de desregulamentação com alterações no ambiente organizacional e institucional do setor cafeeiro. Tais fatores marcaram o fim da regulamentação do setor cafeeiro no Brasil (COSTA, 2003). No início dos anos 90, o excesso de oferta mundial provocou uma queda vertiginosa dos preços e crise no setor, não só no Brasil, mas em vários outros países cuja economia dependia significativamente da renda derivada do café (SEREIA; CAMARA; CINTRA, 2008).

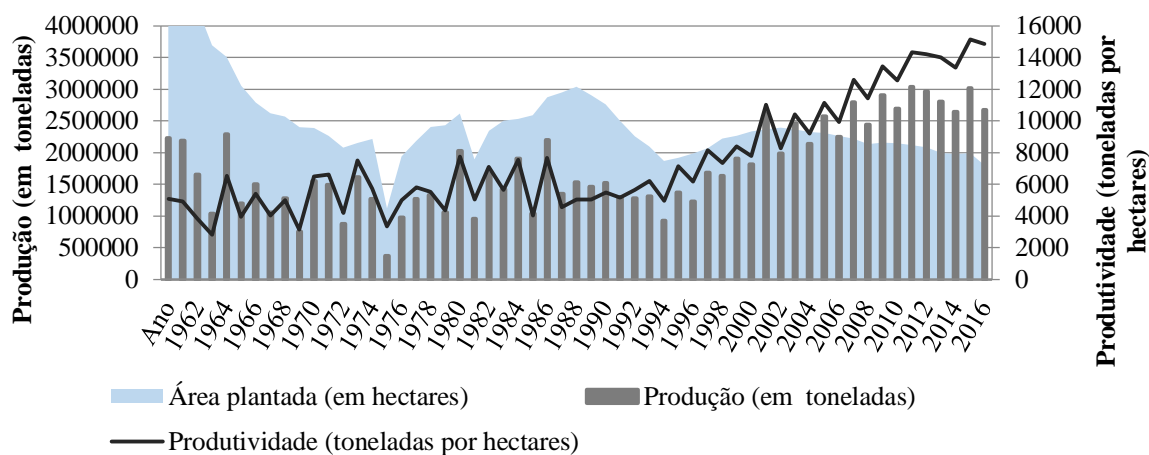
Posteriormente, a maior exposição à competitividade internacional instigou aumento de eficiência produtiva por parte dos agentes, fazendo com que características como menores custos, maior diferenciação e melhor qualidade do café passassem a ser a chave para sobrevivência no mercado, o que antes não era observado com a proteção estatal. Além disso, o mercado tornou-se mais exigente em termos de preferência por produtos diferenciados e de melhor qualidade (CONCEIÇÃO; ELLERY JUNIOR; CONCEIÇÃO, 2019).

Dessa forma, a regulamentação, e posteriormente, seu fim, tiveram grande impacto no sistema agroindustrial do café brasileiro. Para Farina, Azevedo e Saes (1997), o controle do Estado foi prejudicial em muitos aspectos no âmbito industrial devido à percepção ineficaz às novas mudanças de competitividade da indústria, principalmente em aderir à transformação de commodities em especialidades. Além disso, a regulamentação foi desestimulante para o investimento empresarial, restringindo o aperfeiçoamento de vários processos, tais como: capacitação gerencial, desenvolvimento do produto e redução de custos (VOTTA; VIAN; PITELLI, 2006).

Embora o Brasil tenha passado por várias crises e expansão da cultura cafeeira ao longo do tempo, o país ainda se mantém como o maior produtor de café do mundo. Conforme a ICO (2019), o Brasil continua com uma larga vantagem como o maior produtor de café a nível mundial com uma produção estimada de 58,5 milhões sacas (em sacas de 60kg) para safra de 2019/20, tendo como principal concorrente o

Vietnã (segunda colocada no "ranking" de produtores de café em grão). Os aumentos da área plantada, produção e produtividade do café brasileiro a partir de 1961 até 2017 podem ser observados pela Figura 3.

Figura 3 - Evolução da área plantada, produção e da produtividade do café no Brasil entre 1961 a 2017



Fonte: FAO (2019)

É possível verificar uma mudança de toda dinâmica do cultivo do café no Brasil no período analisado (Figura 3). Observa-se que mesmo a produção apresentando um aumento moderado, a área plantada diminuiu drasticamente ao longo do tempo, transformando o cenário brasileiro um ambiente mais produtivo.

Com relação à produtividade, pode-se verificar um aumento no decorrer do período analisado, com maior intensidade no período pós-desregulamentação (Figura 3). Com o fim da regulamentação no setor cafeeiro, grande parte dos campos organizacionais no país, dentro do SAG do café, foram expostos à maior competitividade. Sendo assim, foram induzidos por uma melhora de produtividade sob pena de verem reduzido seu *market share* e, com isso, redução da lucratividade na atividade. Segundo Caldarelli, Gilio e Zilberman (2019), a evolução da área plantada, produção e a produtividade do café no Brasil apresenta um padrão inadequado decorrente dos desafios enfrentados pela cultura ao longo dos anos. Segundo os autores, desde 1960, apesar de grande relevância mundial na produção de café, as condições atreladas à história brasileira fizeram com que a produção de baixos custos e sistema voltado aos parâmetros quantitativos prejudicasse a gestão da qualidade do café.

Ao longo do período analisado, a produção de café no Brasil apresentou crescimento moderado, passando de 2,23 milhões de toneladas em 1961, para 2,68 milhões de toneladas em 2017. Até 1976 o café apresentou redução da área plantada e volatilidade na produção que refletiram em uma produtividade também instável e

dependente de fatores favoráveis a uma boa produção. De 1976 a 2000, a produção de café praticamente acompanhou o crescimento da área, sem ganhos expressivos de rendimento físico (Figura 3).

Os ganhos de produtividade, a partir de 2000, decorrem, por um lado, da modernização tecnológica, sobretudo, devido a uma nova fase do setor, de maior competitividade diante de um livre mercado. A partir da década de 1990, a área colhida tem se estabilizado sistematicamente, contrastando com a quantidade total produzida, que vem aumentando, resultando em um aumento significativo da produtividade até 2016. A produção se expandiu com relativa rapidez durante a última década, de 2008 a 2018, por exemplo, a produção brasileira de café aumentou de 46 milhões de sacas beneficiadas para 61,7 milhões de sacas beneficiadas (CONAB, 2017). Outro fator que tem impactado no aumento da produção nos últimos anos, é atribuído ao aumento da demanda mundial de café, principalmente por variedades de melhor qualidade (COULIS, 2011). Minten et. al., (2019) verificaram para o caso da Etiópia, maiores níveis de produtividade e melhoria na qualidade do produto atribuídos à adoção de práticas estimulando a melhoria da produção de café por parte dos produtores, tais como a melhoria dos métodos de colheita e de secagem. Além disso, constataram que o maior desempenho do marketing também contribuiu para o progresso do setor.

O mercado tende a sofrer instabilidades, dado que o café é uma cultura perene, e sofre impactos dos ciclos sazonais, exigindo um longo período para a produção inicial. A produção é afetada por comportamentos de ciclos sazonais do café, tais como: o ciclo plurianual, o ciclo bienal e o ciclo intra-anual. A bienalidade, por exemplo, é uma característica da cultura cafeeira referente à alternância de alta e baixa frutificação ao longo do tempo. Dessa forma, em um ano as reservas são utilizadas para os frutos, aumentando a produtividade do café, porém, neste ano, a reserva é insuficiente para o crescimento dos ramos, fazendo com que a produção seja menor no próximo ano. Esse fenômeno é mais recorrente no café arábica, mas também ocorre no café robusta com menor intensidade (BACHA, 1998).

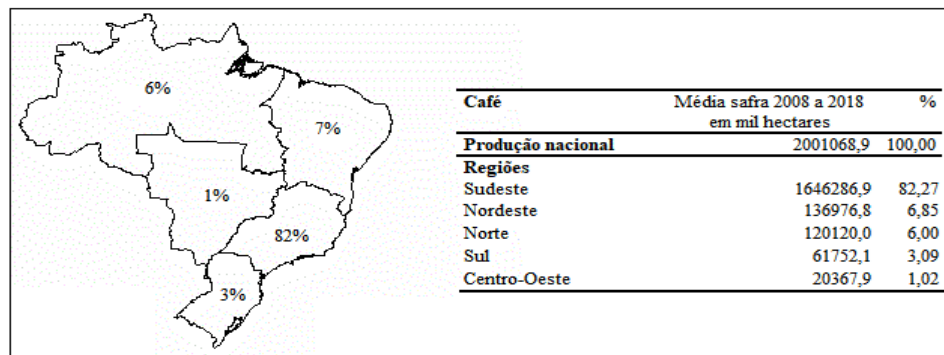
O cultivo de café no Brasil é caracterizado pelo plantio de dois tipos de café: o café arábica (*Coffea arabica*) e o café robusta ou café robusta (*Coffea canephora*). Os processos industriais, a partir destes dois tipos principais, podem ocorrer posteriormente, surgindo os chamados cafés verdes industrializados (cafés torrado e moído, solúveis e café em cápsula). Embora o Brasil apresente esses tipos de café em sua pauta de exportações, o café arábica é o mais representativo em relação aos outros, sendo

responsável por 74% da produção brasileira de café de 2018/19. O Brasil, apesar de não ser o principal produtor e exportador do café robusta, tem grande relevância mundial, representando o segundo maior produtor, atrás somente do Vietnã (USDA, 2019).

Pela sua relevância econômica no Brasil, o complexo agroindustrial do café teve sua história marcada por uma forte orientação estatal, o que estigmatizou o país por sua produção de grande escala, mas com qualidade inferior. Atualmente, o café ainda é considerado como um dos principais segmentos da economia nacional, embora determinados fatores tenham impactado o setor cafeeiro nos últimos anos, tais como: a inserção em um sistema inadequado de regularização dos segmentos do Sistema Agroindustrial (SAG) do café, dificuldade na estabilidade de preços e manutenção de um padrão de qualidade, problemas climáticos, diversificação na pauta de exportações brasileiras, entre outros fatores (SAES; FARINA, 1999; COSTA, 2003; FURTADO, 2005). Ademais, a história do café no Brasil contribui para as discussões sobre o cenário contemporâneo do setor cafeeiro nacional.

Devido à sua grande dimensão, o Brasil possui uma diversidade de climas e relevos, possibilitando a produção das duas variedades de cafés. A região sudeste, maior produtora nacional de café representa cerca de 82,27% da área plantada de café no Brasil. Segundo a CONAB(2019), os estados brasileiros de Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo e Paraná são os principais estados produtores de café no Brasil. Em termos espaciais a produção nacional de café é significativamente concentrada no Brasil, como pode ser observado pela Figura 4, que apresenta a distribuição espacial do café no país para a média das últimas onze safras (2008/2009 a 2018/2019).

Figura 4 – Distribuição espacial da área plantada média de café (em mil de hectares) – de 2008 a 2018



Fonte: Elaborado pela autora com dados da Conab (2019)

No Brasil, a produção está concentrada em três estados: Minas Gerais, Espírito Santo e São Paulo, localizados na região Sudeste, a qual responde por 82% da

área plantada média de café no período de 2008 a 2018 (Figura 4). Só Minas Gerais é responsável por 54,11% da produção nacional no ano de 2018 e é também o maior produtor café arábica (69,43%), principal tipo de café produzido e exportado no Brasil. Espírito Santo é o principal produtor do café robusta, com 63,41% de participação na produção nacional de café (CONAB, 2019).

Segundo a CONAB (2019), os estados que mais se destacam em área para o cultivo do café em 2018 são Minas Gerais (que detém cerca de 54,1% da área total destinada ao café no Brasil), com 1008,6 mil hectares, Espírito Santo, com 387,9 mil hectares, e São Paulo, com 202,6 mil hectares. No entanto, nos últimos anos, é notória a redução da área plantada de café (Figura 3). Essa percepção é baseada no aumento da produtividade, competitividade e qualidade final do produto adquirido pelos produtores, que têm internalizado novas tecnologias nessa cultura. Além disso, para se sobressair nesse ambiente mais competitivo, algumas regiões se destacam no sistema de custo de produção da lavoura de café. O estudo de Bliska et al. (2009) indicou que as regiões com maior vantagem comparativa no Brasil estavam situadas no Paraná e em algumas regiões de São Paulo (Mogiana) e Minas Gerais (Sul e Cerrado). Entretanto, a escolha de beneficiar-se de baixo custo de produção como um elemento de vantagem comparativa, ao invés de investir na qualidade do produto, vem subestimando os ganhos potenciais da cultura cafeeira (ALMEIDA; ZYLBERSZTAJN, 2017).

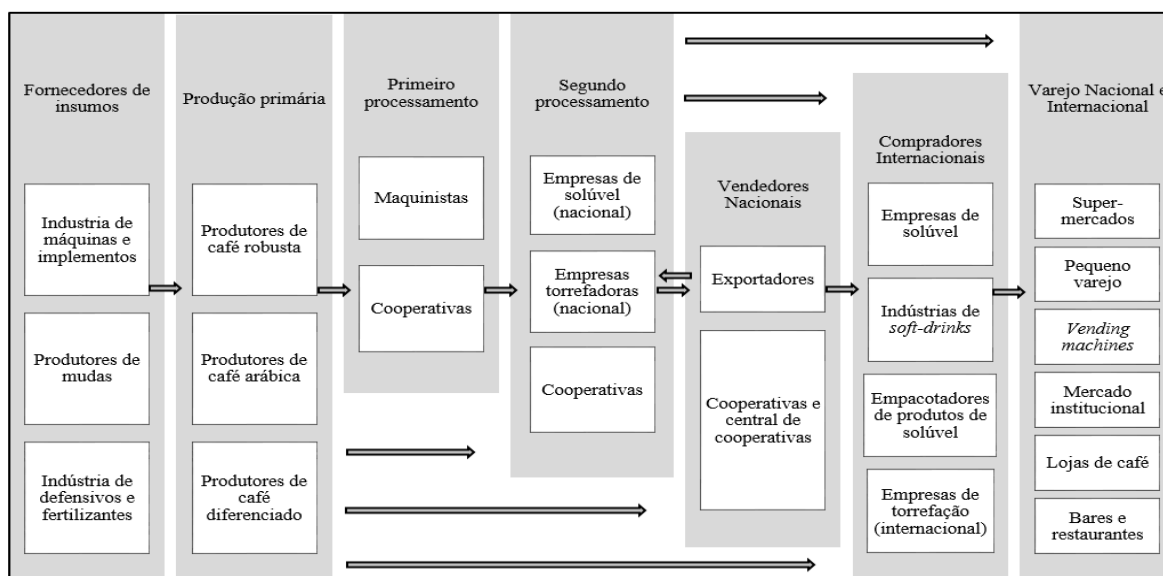
Determinadas mudanças, como a liberalização de alguns mercados e a crescente importância do varejo nos países em desenvolvimento, impactaram profundamente na estrutura da cadeia de valor global do café nas últimas décadas (MINTEN et al., 2019). Em relação às formas organizacionais, verifica-se o crescimento de grandes propriedades administradas profissionalmente e de pequenas propriedades, operadas principalmente por famílias. Dessa forma, muitas fazendas de café são gerenciadas por famílias com menor sofisticação tecnológica. Embora produtiva e competitiva, a cadeia cafeeira brasileira está inserida num mercado desregulamentado e com níveis de competição cada vez mais altos, com baixos preços e renda para pequenos produtores, e concentração no segmento de torradores. Tais fatores constituem sérios problemas para os pequenos e médios produtores de café do país (ALMEIDA; ZYLBERSZTAJN, 2017; CALDARELLI; GILIO; ZILBERMAN, 2019).

Entende-se por cadeia produtiva diversas etapas de processamento, na qual ocorre a transformação de insumos em produtos finais, contemplando as fases de produção, transformação e distribuição dos produtos. Além de representar uma

importante commodity mundial, o café é utilizado em diversos processos. Saes e Farina (1999) apontam que o SAG do café pode ser representado por 7 segmentos, como observado na Figura 5. Entre eles estão:

- complexo de setores responsáveis pelo fornecimento de insumos e serviços necessários à produção agrícola;
- a produção agrícola;
- o segmento de armazenagem e comercialização, com destaque para as cooperativas e armazéns públicos e privados;
- a indústria de torrefação e moagem de café; a indústria de segundo processamento, que pode ser ou não integrada à de primeiro processamento, salientando-se a indústria de café solúvel, indústria de cápsulas;
- exportadores de café verde;
- indústria externa;
- distribuição para o consumidor final, que incluem atacado interno, atacado externo e varejo.

Figura 5 – Diagrama do sistema agroindustrial do café



Fonte: Saes e Farina (1999)

Uma vez produzido, o café verde pode seguir diversas trajetórias de processamentos, podendo passar por empresas nacionais de torrefação e moagem, por empresas nacionais de café solúvel e de cápsulas, ou até mesmo ser exportado diretamente em grãos pelo produtor ou por intermédio de cooperativas. No Brasil a participação das empresas de segundo processamento vem crescendo no mercado ao longo dos anos,

contudo, as vantagens que outros países possuem na produção e exportação do produto com maior valor agregado ainda não foram conquistadas. Esse setor pertence a um mercado extremamente concentrado, cujo controle pertence ao capital estrangeiro responsável pelo processo de torrefação, moagem e venda estratégica de produtos diferenciados e vinculados a marcas consolidadas (MINTEN et al., 2019).

No Brasil, um dos problemas enfrentados pelo SAG do café está na falta de coordenação. O fato de o Brasil possuir uma estrutura completa de produção, industrialização e comércio, coloca o país em situação mais difícil do que países que se especializaram somente na fase de exportação do produto (Vietnã e Colômbia), ou somente na industrialização do produto (Alemanha e Itália) (CONCEIÇÃO; ELLERY Jr; CONCEIÇÃO, 2019). Segundo Nogueira (2001), o complexo do café brasileiro caracteriza-se por estar inserido em uma rede complexa de produtores, processadores, *traders* e consumidores que se influenciam mutuamente. Tais influências recíprocas respeitam padrões decorrentes das relações de mercado, podendo refletir na integração do mercado como um todo.

Em termos de desenvolvimento industrial, o setor ainda passa por um processo de consolidação. Durante o período de regulamentação, o sistema inviabilizou a concorrência entre as empresas via diferenciação de produto. Outro ponto é a dificuldade das pequenas torrefadoras de conseguir desenvolver um *blend* característico, impossibilitando inserção externa ou até mesmo aumentando a concorrência no mercado interno com produtos importados. Mesmo com os recentes avanços tecnológico, os processos industriais vigentes no país ainda são caracterizados pelo atraso tecnológico e gerencial (BACHA, 1998).

A intensificação da concorrência e a elevada rotatividade das empresas desse SAG, decorrente do fim da regulamentação, foram fatores que contribuíram para maior concentração do mercado (CONCEIÇÃO; ELLERY JUNIOR; CONCEIÇÃO, 2019; COULIS, 2011). Apesar da intensificação da competição no mercado e do desempenho das grandes empresas transnacionais, no Brasil, essa indústria ainda precisa fomentar estratégias visando agregar melhorias ao produto ofertado (RUSSELL; MOHAN; BANERJEE, 2012).

Segundo Costa (2003), a comercialização constitui o processo de ligação entre a produção e consumo. Dessa forma, a análise feita com o foco na demanda ressalta que a posição de destaque do Brasil diante de outros produtores, deve-se muito ao forte mercado interno consumidor. Além de maior produtor, o Brasil é o terceiro maior

consumidor de bebidas do mundo na safra de 2018/2019 (USDA, 2019).

Segundo Costa (2003), o consumo interno brasileiro sofreu impactos das políticas exportadoras adotadas até a desregulamentação do setor. Em períodos de excesso de produção, o consumo era incentivado devido aos estoques elevados. Já em períodos de escassez da produção, o mercado interno se sujeitava a ceder café para o setor exportador, abandonando sua trajetória de crescimento.

Saes e Farina (1999) observaram efeitos danosos sobre a competitividade no segmento processador de torrado e moído devido ao período de regulamentação. Coube à indústria nacional a responsabilidade de absorver o café não exportável devido à geração de excedentes quando havia maiores ofertas do produto, ou até mesmo por questões de qualidade. Esta foi uma das principais práticas responsáveis pela imagem do café como um produto homogêneo. Segundo Farina, Azevedo e Saes (1997), antes do processo de desregulamentação o sistema regulatório estimava a exportação de cafés de alta qualidade para o mercado internacional, e para o consumo interno restava os de baixa qualidade. Assim, o consumidor brasileiro passou a ter uma imagem negativa do café, desconfiando da mistura com outros produtos e atribuindo-lhe uma qualidade inferior.

Para combater a estagnação do consumo medidas de melhoria foram tomadas para o café disponível no mercado interno. Em particular, a indústria introduziu o que ficou conhecido como Selo de Pureza, movimento responsável pela difusão da seleção de cafés de qualidade superior no mercado interno. Esse processo surgiu da necessidade de certificação do produto para assegurar ao consumidor das procedências e características do produto, desvinculando o café da característica de um produto homogêneo. Além disso, visando incentivar o consumo foram desenvolvidas políticas de marketing ativa, o que formou a base de um impulso bem-sucedido para aumentar o consumo interno, fornecendo mais informações sobre o produto consumido (ITC, 2011). É interessante notar que até hoje a maioria das marcas apreciadas pelo consumidor brasileiro têm a denominação de forte, ou extra forte, característica de um produto processado com um elevado grau de torra, visando disfarçar características indesejáveis, próprias de um café de qualidade inferior (CONCEIÇÃO; ELLERY JUNIOR; CONCEIÇÃO, 2019).

Uma estratégia a ser adotada nesse sentido, seria a utilização da denominação de origem do café como estratégia de diferenciação, a exemplo de países que já adotam sistema de diferenciação do produto como forma de obter vantagem

comparativa no mercado (FARINA; AZEVEDO; SAES, 1997). Após o processo de desregulamentação, no mercado externo observou-se um movimento em direção a cafés de qualidade, por outro lado, no Brasil a situação não foi a mesma (NISHIJIMA; SAES; POSTALI, 2012).

Entretanto, o crescimento da oferta de produtos de melhor qualidade e maior valor agregado tem sido verificado recentemente, não somente para exportação, mas também para os consumidores internos. O crescimento do consumo dos cafés diferenciados, tais como os orgânicos, descafeinados, *estate coffees*, e cafés *gourmet* é notável e tem gerado impacto no desenvolvimento de tecnologias e empreendimentos, gerando novos campos organizacionais no complexo cafeeiro ao incluir pequenas empresas que estão testando o novo modelo de negócio em seus mercados regionais (CONCEIÇÃO; ELLERY JUNIOR; CONCEIÇÃO, 2019).

Segundo Nishijima, Saes e Postali (2012), a indústria de café solúvel no Brasil tem uma oferta limitada de insumo e preços superiores aos praticados no mercado internacional, isso porque a principal matéria-prima do café solúvel é o café robusta e o Brasil, embora um dos maiores produtores desse café no mundo, utiliza café robusta para compor seus *blends* de café consumidos no mercado interno. Dessa forma, a disponibilidade e preço do café robusta interferem diretamente na competitividade da indústria e na dinâmica do mercado de café no Brasil.

O principal café exportado pelo Brasil é o arábica natural, dado que a maior parte da produção de café robusta é para consumo interno e para a indústria doméstica de café instantâneo. Dos países produtores de café, o Brasil é o principal exportador de café instantâneo, sendo a Colômbia outro importante *player* entre os países da América Latina. Apesar do crescimento das exportações de café instantâneo de países em desenvolvimento nos últimos anos, sua participação no mercado internacional ainda é restrita devido à elevada competição com grandes empresas estabelecidas em países desenvolvidos e altas tarifas de importação (ROLDÁN-PÉREZ et al., 2009).

O Brasil representou, na safra de 2018/2019, cerca de um quarto do total das exportações mundiais (USDA, 2019). Sendo que os segmentos do setor de exportação de café brasileiro também apresenta concentração. Cinco grandes empresas representam o total exportado em café verde e café torrado no país, respondendo por 36% do volume total. Esse cenário competitivo não mudou desde a ocorrência da desregulamentação do setor na década de 1990.

O processo de exportação de produtos do agronegócio é fundamental

para equilibrar a balança comercial brasileira, contribuindo no ajustamento das contas externas da economia (AGROSTAT, 2019). O valor das exportações, quantidade exportada, e preço médio do café no Brasil, no período de 2008 a 2018, podem ser visualizados na Tabela 5.

Tabela 5 - Exportações, variações e preço médio do café cru em grão brasileiro no período de 2008 a 2018

Ano	Exportações		Variação (%)		Preço Médio	
	Milhões US\$	Toneladas	Valor	Quant.	US\$/t	Var. (%)
2008	4130666	1566566			2637	
2009	3760533	1638917	-9,0	4,6	2295	-13,0
2010	5178803	1789939	37,7	9,2	2893	26,1
2011	7998511	1790799	54,4	0,0	4466	54,4
2012	5720080	1503337	-28,5	-16,1	3805	-14,8
2013	4580008	1698157	-19,9	13,0	2697	-29,1
2014	6040264	1986266	31,9	17,0	3041	12,8
2015	5554782	2004805	-8,0	0,9	2771	-8,9
2016	4842720	1823786	-12,8	-9,0	2655	-4,2
2017	4600226	1647808	-5,0	-9,6	2792	5,1
2018	4357486	1826248	-5,3	10,8	2386	-14,5

Fonte: AgroStat Brasil, a partir de dados da SECEX/MDIC (2019)

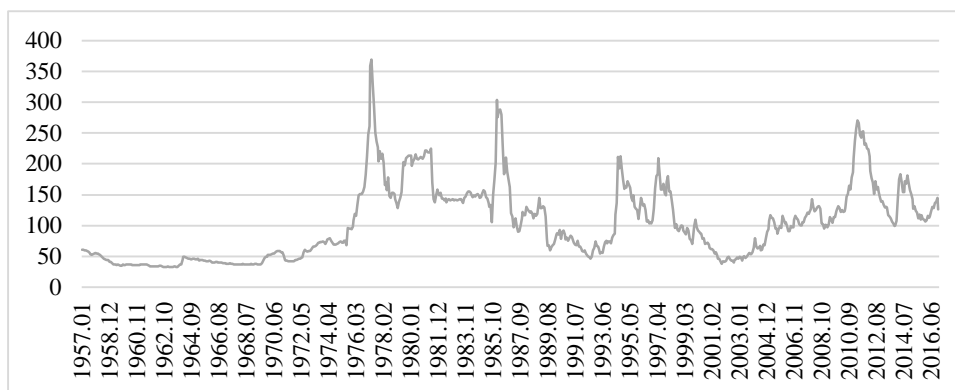
Observa-se que de 2008 a 2010 as exportações brasileiras apresentaram um leve aumento. Mesmo com a constância da quantidade exportada no ano de 2011, o valor exportado – em US\$ FOB – do café, foi o maior verificado no período, com cerca de 7,9 bilhões. De 2013 a 2015, o Brasil apresentou as maiores variações de quantidade no período analisados (Tabela 5). Nota-se que o valor exportado – em US\$ FOB – do café no período só apresentou crescimento no ano de 2014, com um faturamento de 6 bilhões. Em 2015, o país exportou o maior volume de café, cerca de 2 milhões de toneladas. Com relação aos preços (Tabela 5), pode-se verificar que o período no qual o preço do café permaneceu em níveis altos compreende os anos de 2011 a 2014. Esse período coincide com os de maior faturamento pelo Brasil, com as exportações de café. Tal evidência indica que o comportamento do mercado externo pode influenciar na determinação dos preços domésticos.

A quantidade exportada de café apresentou grande volatilidade no período de 2008 a 2018, com mais aumentos que decréscimos, mas não é possível traçar uma tendência clara de crescimento. Pode-se observar uma leve tendência de crescimento nos valores de exportação até meados de 2011, ano em que houve uma elevação considerável dos valores de exportação seguido rapidamente por uma queda no ano

seguinte. O período de 2009/2010 foi considerado de baixa produção do café, devido a fase de recuperação dos preços internacionais do café afetados pela crise econômica mundial de 2008.

No Brasil, os preços do café são cotados para o mercado físico, à vista e mercado futuro, para os dois tipos de cafés produzidos no país. Os preços físicos diários do café são determinados pela oferta e demanda. Dessa forma, os critérios de definição de preços são principalmente a qualidade e a disponibilidade do produto. Cada parcela de café é única no que diz respeito às suas características, sabor, qualidade e procedência, atraindo, portanto, preços diferentes. Outros fatores também contribuem para a formação de preços, tais como: expectativas do mercado, ações especulativas, mudanças em taxas de câmbio e assim por diante (ITC, 2011). A evolução da cotação internacional do preço do café a partir de janeiro de 1957 até dezembro de 2016 pode ser observada pela Figura 6.

Figura 6 – Evolução da cotação internacional do preço do café de janeiro de 1957 a dezembro de 2016 (em centavos de dólar americano (US\$) por libra-peso)



Fonte: FMI (2019)

Após a geada negra, ocorrida em 1975, a ICO sustentou os preços do café elevados até o seu colapso em 1989, ano em que os preços internacionais voltaram a cair significativamente. Durante a década de 1990, devido à perda da produção brasileira de milhões de sacas de café, os preços permaneceram em um nível alto até a produção mundial aumentar em 1999. Entre 2000 e 2001, o excesso de oferta global fez com que os preços caíssem abaixo do custo, atingindo o valor mais baixo em 30 anos, causando sérios danos às economias produtoras. Desde 2005, os preços mundiais do café vêm se recuperando, ocasionando lucros mais elevados para comerciantes, torrefadores e produtores. (ROLDÁN-PÉREZ et al., 2009).

3 REVISÃO DE LITERATURA

O objetivo desse capítulo é abordar os aspectos teóricos necessários à construção do modelo a ser formulado neste estudo. Dessa forma, apresentam-se, de modo sintético, as principais contribuições feitas até o momento, tanto no aspecto teórico do problema proposto, revisando as teorias do comércio exterior, quanto de seleção de estudos empíricos acerca da demanda e oferta de exportação.

3.1 TEORIAS DE COMÉRCIO INTERNACIONAL

O conceito teórico das vantagens comparativas adquiridas com o comércio é essencial para a compreensão das dinâmicas da economia internacional. Desde o surgimento dos modernos estados-nações no século XVI, os governos se preocuparam com o efeito da competição internacional na prosperidade da economia doméstica e, principalmente, com a possibilidade de obtenção de vantagens com a comercialização entre as nações (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

As teorias ligadas às vantagens do comércio internacional iniciaram-se com a Teoria das Vantagens Absolutas formulada por Adam Smith, em 1776. Para Smith, cada país deve se especializar na produção de um bem, para o qual possuísse vantagem absoluta sobre os demais. Com a vantagem absoluta na produção de determinado bem, o país poderia produzir uma unidade desse bem utilizando menos trabalho do que outro país e, assim, tornaria possível o surgimento de benefícios com o comércio internacional (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001).

Em 1817, David Ricardo aprimora o modelo de Adam Smith e apresenta a Teoria das Vantagens Comparativas. Segundo Ricardo, uma economia teria vantagem comparativa na produção de um bem se o custo de oportunidade na sua produção, em relação aos outros bens, fosse mais baixo que em outras economias. Dessa forma, as diferenças relativas entre os custos de oportunidade dos países envolvidos explicariam o fluxo do comércio internacional. Ademais, os ganhos do comércio internacional seriam possíveis pela diferença dos custos relativos derivados da produtividade do trabalho de cada país, ou seja, cada país se especializa na atividade em que se obtivesse a produtividade relativa mais elevada. (SALVATORE, 2000).

Com o objetivo de estabelecer alguns princípios que possibilitassem instituir um padrão de comércio entre os países, foi desenvolvida a Teoria da Dotação

Relativa dos Fatores. Inserida nas chamadas modernas teorias do comércio internacional essa contribuição teórica foi desenvolvida pelos economistas suecos Eli Hecksher e Bertil Ohlin, recebendo o nome de teoria de Heckscher-Ohlin (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001).

Segundo essa teoria cada país tende a especializar-se e exportar bens intensivos nos seus fatores de produção mais abundante. Dessa forma, a vantagem comparativa é influenciada pela interação entre a abundância relativa dos fatores de produção e a tecnologia da produção (intensidade relativa na qual fatores de produção são usados na produção de bens distintos). Uma segunda proposição da teoria de Heckscher-Ohlin, chamada de Teorema da Equalização do Preço dos Fatores, refere-se ao efeito do livre comércio internacional sobre os preços dos fatores de produção em cada país. Entretanto, a proposição de equalização dos preços dos fatores depende da convergência completa dos preços dos bens, e não é validada se os países tiverem tecnologias diferentes de produção (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001).

Decorrente disso, um importante Teorema foi o de Stolper-Samuelson, afirmando que o comércio se beneficia com o aumento da remuneração de uma mercadoria cujo fator de produção é abundante no país em detrimento da redução da remuneração do fator escasso. Na sequência, o Teorema de Rybczynski afirmou que, se o preço de determinado bem for fixo, um aumento na dotação de um fator provoca um aumento mais que proporcional na produção do bem que usa o fator relativamente de forma intensiva e uma diminuição na produção do outro bem (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001).

Esses teoremas são considerados extensões dinâmicas do modelo de Hecksher-Ohlin e esboçam uma grande parte do comércio entre os países industrializados. Nesse sentido, a estrutura desse modelo tem como base quatro teoremas que se baseiam na introdução de produtos e processos de produção inovadores, na concessão temporária do monopólio ao país inovador no mercado mundial e nas patentes e direitos autorais que estimulam o fluxo das inovações (CARVALHO; SILVA, 2000).

Com a evolução de teorias de comércio exterior, modernamente, Paul R. Krugman desenvolve a Teoria da Vantagem Competitiva, onde os padrões de comércio e a competitividade internacional não são resultado somente das vantagens comparativas, mas também da eventual especialização baseada em rendimentos crescentes de escala. Segundo essa teoria, os retornos crescentes de escala contribuem para o fortalecimento dos sistemas e arranjos locais, pois atraem os produtores para essas regiões

(BITTENCOURT; FONTES; CAMPOS, 2012). Outra teoria desenvolvida pelo autor foi a Teoria do Comércio Estratégico, defendendo o progresso da balança comercial mediante atuação estratégica no comércio internacional. Essa teoria quebrou os paradigmas das teorias estabelecidas por Hecksher-Ohlin, destacando a importância da pesquisa e desenvolvimento (P&D) para o desenvolvimento econômico e para a competitividade internacional (BITTENCOURT; FONTES; CAMPOS, 2012).

A evolução teórica do comércio internacional se baseia no fundamento inicial das vantagens comparativas e justifica a participação dos países nos fluxos globais de comércio. Isso mostra que de certa forma o padrão de comércio internacional é influenciado por vários fatores, quais sejam: preferências dos consumidores; preços; tecnologias disponíveis; custos dos fatores; estrutura de políticas governamentais; abundância ou escassez dos recursos; entre outros fatores. Apesar de todo desenvolvimento teórico constatado nas teorias apresentadas, ainda se faz necessário estudos acerca dos determinantes que se aproximem cada vez mais da realidade do comércio internacional (KRUGMAN; OBSTFELD, 2001; BITTENCOURT; FONTES; CAMPOS, 2012).

3.2 DETERMINANTES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO

Krugman e Obstfeld (2005) enfatizam que para determinar o que a economia produz e comercializa no mercado mundial seria necessário, primeiramente, observar os preços e as quantidades dos produtos envolvidos neste processo de produção e comercialização. Para estabelecer o preço e a quantidade dos produtos comercializados internacionalmente, devem-se determinar a curva de demanda de importação e a curva de oferta de exportação do país exportador para estes produtos, as quais são derivadas das curvas de oferta e demanda domésticas.

Segundo Varian (2003), a oferta pode ser definida como as várias quantidades que o produtor está disposto a ofertar de um bem, a todos os preços alternativos em determinado período de tempo, considerando quaisquer outros fatores que possam afetar a quantidade ofertada constante. A curva de oferta apresenta relação direta entre preços e a quantidade ofertada, resultando em uma curva com inclinação positiva.

Vasconcellos (2011) acrescentou que a oferta de um determinado bem é determinada por outras variáveis, tais como o preço do bem, preços de recursos utilizados na produção, técnicas de produção disponível em determinado período de

tempo, entre outros fatores. Dessa forma, a função de oferta pode ser representada da seguinte forma:

$$q_i^s = f(p_i, \pi_m, T, A)$$

onde:

q_i^s = quantidade ofertada do bem i, por unidade de tempo;

p_i = preço do bem i;

π_m = preço dos fatores e insumos de produção m (mão-de-obra, matérias primas etc);

T = tecnologia;

A = fatores climáticos e/ou ambientais.

Já a demanda, é determinada pelas várias quantidades desse bem em que os consumidores estão dispostos a adquirir no mercado, num dado período de tempo, à medida que varia o preço unitário, mantidos os demais fatores constantes. A curva de demanda apresenta relação inversa entre preços e quantidade ofertada, ou seja, um aumento nos preços de determinado bem impacta negativamente na quantidade demandada desse bem (VARIAN, 2003). Segundo Vasconcellos (2011) a demanda de determinado bem pode ser influenciada por diversos fatores, tais como: nível de renda; preço do bem; preço dos produtos substitutos ou complementares; preferência dos consumidores; entre outros. Dessa forma, a função de demanda pode ser representada da seguinte maneira:

$$q_i^d = f(p_i, p_s, p_c, R, G)$$

onde:

q_i^d = quantidade demandada do bem i, por unidade de tempo;

p_i = preço do bem i;

p_s = preço dos bens substitutos;

p_c = preço dos bens complementares;

R = nível de renda do consumidor;

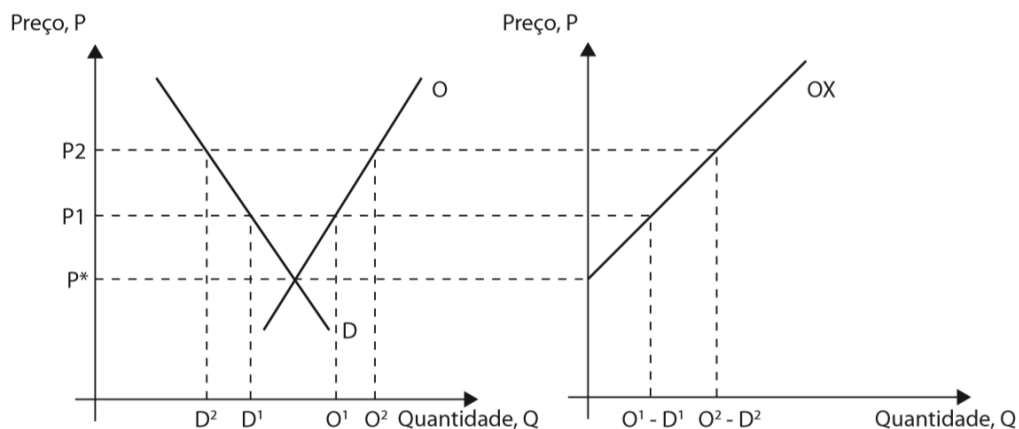
G = gostos, hábitos e preferências do consumidor.

Para determinação do preço e quantidade negociados mundialmente, é necessário definir duas novas curvas, quais sejam: a curva de oferta de exportação estrangeira, definida pelo excesso do que os produtores estrangeiros ofertam sobre o que os consumidores estrangeiros demandam, e a curva de demanda de importação doméstica,

referente ao excesso consumido pelos consumidores domésticos sobre o que os produtores domésticos ofertam (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

A Figura 7 mostra como é derivada a curva de oferta de exportação de um determinado país.

Figura 7 - Curva de oferta de exportação



Fonte: Krugman e Obstfeld (2005)

Quando a oferta (O) e a demanda (D) são iguais, ao nível de preço P^* , há ausência de comércio internacional. À medida que o nível de preço se eleva, a quantidade ofertada se torna superior à quantidade demandada na economia, aumentando assim a quantidade ofertada total disponível para exportação. Logo, a curva de oferta de exportação (OX) terá inclinação positiva. Se o preço estiver ao nível de P_1 , por exemplo, os produtores irão ofertar O^1 , enquanto os consumidores irão consumir D^1 , fazendo com que a quantidade disponível para exportação seja dada pela diferença entre O^1 e D^1 ($O^1 - D^1$).

Assim, quando a demanda de importação doméstica do país importador se iguala à oferta de exportação estrangeira, o equilíbrio mundial será atingido. Como consequência dessa igualdade, ocorrerá a determinação do preço e quantidade de equilíbrio comercializada no mercado internacional (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

A partir dessas relações existem três possibilidades para a especificação de um modelo de exportação. Na primeira delas assume-se que as exportações representam uma fração muito pequena do total do comércio mundial, tornando a influência do país no nível de preço internacional inexistente (hipótese do país pequeno). Essa hipótese faz com que o país se depare com uma função de demanda por exportação infinitamente preço-elástica. Dessa forma, a quantidade exportada é determinada pela

oferta, ou seja, o exportador tem o poder de determinar a quantidade do seu produto no mercado ao preço internacional (CAVALCANTI; RIBEIRO, 1998; BARROS; BACCHI; BURNQUIST, 2002; POURCHET, 2003).

A segunda possibilidade considera a função de oferta perfeitamente elástica (possibilitando a existência de ociosidade na capacidade da indústria doméstica ou de retornos constantes ou crescentes de escala para tecnologia produtiva instalada), mas uma função de demanda por exportação com elasticidade-preço finita (pressupondo-se detenção de um elevado *market share* mundial ou produção de bens diferenciados). Nesse caso, a modelagem resume-se à estimação de equações da demanda, e apenas a estimação de uma equação de demanda é necessária. A terceira opção envolve a adoção de um modelo no qual exista determinação simultânea de preços e quantidades exportadas devido à interação das funções de oferta e demanda com elasticidades-preço finitas (CAVALCANTI; RIBEIRO, 1998; BARROS; BACCHI; BURNQUIST, 2002).

Reis, Leite e Simões (2004) ressaltam que a especificação de produtos substitutos perfeitos ou imperfeitos, tanto para importação quanto para consumo doméstico, deve ser levada em consideração no modelo teórico a ser adotado. Supondo um modelo competitivo e com custos marginais decrescentes/constantes, se os produtos fossem substitutos perfeitos, haveria a dominação plena de cada mercado, tornando determinado país ou um exportador ou um importador. Mesmo considerando o mesmo produto, um grande número de estudos empíricos tem demonstrado que existem diferenças significativas entre preços. Dessa forma, a hipótese de substitutos imperfeitos para os produtos pode ser adotada mesmo considerando a homogeneidade como uma de suas características, como é o caso das commodities (POURCHET, 2003). Segundo Zini (1988), caso as especificações das funções de oferta e demanda de exportação assumissem a substituição imperfeita entre os produtos importados e os bens domésticos, há possibilidade de estimação das elasticidades-preço finitas para a oferta e demanda por exportação. Para o autor, o modelo de substitutos perfeitos só é adequado quando se tratam de mercados de produtos homogêneos.

Apesar dessas considerações, até o fim da década de 1970 vários autores limitaram as estimações das equações de oferta de exportação adotando a hipótese de país pequeno no contexto internacional, em que o preço do produto no mercado internacional é exógeno e a curva de demanda de exportação é horizontal (possui elasticidade-preço da demanda de exportação infinita). No Brasil, por exemplo, isso era justificado pelo fato da composição da pauta de exportação nacional ser predominada por

produtos primários ou semimanufaturados, considerados, de certa forma, homogêneos. A partir dessa década passou a ser mais frequente a utilização de modelos de determinação simultânea de preços e quantidades exportadas. O modelo de determinação simultânea requer a estimação tanto da função de oferta como da função de demanda, podendo ser estimada em suas formas estruturais ou reduzidas (BARROS; BACCHI; BURNQUIST, 2002).

Nesse contexto de determinação simultânea de variáveis, têm-se os modelos uniequacionais, que consideram o equilíbrio entre oferta e demanda para estimar equações, utilizando o conceito de cointegração. Modelos de equações simultâneas são estimados em sua forma estrutural por meio de metodologia adequada para a sua resolução. Já os modelos uniequacionais consideram funções tanto de oferta como de demanda com elasticidades finitas, não podendo ser fundamentados na hipótese de país pequeno (SAPIENZA, 2007). Para esse modelo é necessário constar a existência de uma relação estável entre as variáveis para testar a exogeneidade fraca das variáveis explicativas. Uma vez analisadas as ordens de integração das variáveis, examina-se a existência de um vetor de cointegração e os mecanismos de correção de erros, tornando possível a elaboração de um método onde a estimação das equações de oferta e demanda sejam feitas de forma uniequacional (CARVALHO; NEGRI, 2000; POURCHET, 2003; MAZZOTTI, 2008).

Com objetivo de investigar questões relacionadas ao desempenho comercial dos países e as implicações das políticas comerciais na economia, vários estudos procuram teorizar sobre as especificações das funções de importação e exportação no decorrer do tempo sumarizados na próxima seção.

3.3 ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÕES

Goldstein e Khan (1978) realizaram a análise da especificação teórica das funções de exportação através de dois modelos, considerando a quantidade exportada e a determinação de preço. O primeiro modelo supõe que não há defasagens no sistema, de tal forma que as quantidades exportadas e os preços se ajustam para seus respectivos valores de equilíbrio instantaneamente. Dessa forma, esse modelo refere-se ao equilíbrio entre a quantidade de exportação demandada e ofertada.

A especificação para a função de demanda de exportação é dada por:

$$\log X_t^d = a_0 + a_1 \log \left(\frac{PX}{PXW} \right)_t + a_2 \log YW_t$$

onde:

X^d é a quantidade demandada de exportação;

PX é o preço das exportações;

PXW é a média ponderada dos preços dos produtos concorrentes de outros países;

YW é a média ponderada das rendas reais dos parceiros comerciais do país exportador.

Com relação aos coeficientes, espera-se que a_1 seja negativo e que a_2 seja positivo. Como a equação é expressa em forma logarítmica, o coeficiente a_1 representa o preço (relativo) e o a_2 , a elasticidade da renda real (da demanda por exportação).

No segundo modelo, o pressuposto anterior é relaxado e admite-se a possibilidade de ajustamento dos valores de equilíbrio com algum atraso. O modelo considera o desequilíbrio no mercado, pois o excesso de demanda e oferta, além de ser permitido, pode também afetar o preço e quantidade de exportação.

A especificação para a função de oferta de exportação é dada por:

$$\log X_t^s = b_0 + b_1 \log \left(\frac{PX}{P} \right)_t + b_2 Y_t^*$$

onde:

X^s é a quantidade ofertada de exportação;

PX é o preço das exportações;

P é índice de preços no mercado interno;

Y^* é o logaritmo de um índice da capacidade produtiva doméstica.

Com relação aos coeficientes, espera-se que b_0 e b_1 sejam positivos nos resultados. A equação de oferta de exportações foi também especificada na forma log-linear, sendo expressa em função do preço relativo de exportação (a proporção de exportação em relação ao doméstico) e de um índice que representa a capacidade produtiva do país exportador. Esse modelo incorpora a hipótese de que os preços de exportação aumentam em relação aos preços domésticos, tornando a produção para exportação mais lucrativa. Conseqüentemente, as exportações aumentam, tudo mais permanecendo constante, quando há um aumento na capacidade de produzir do país.

Nesse sentido de desequilíbrio no modelo de exportação pode considerar um modelo de ajustamento para o *quantum* demandado. O ajuste das

exportações se dá pela diferença entre demanda para exportação no período t e o fluxo real do período anterior:

$$\Delta \log X_t = c[\log X_t^d - \log X_{t-1}]$$

onde:

c é o coeficiente de ajustamento;

Δ é o operador de primeira diferença ($\Delta \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1}$).

O ajustamento assume que o preço de exportação é determinado no país exportador, pois a quantidade exportada se ajusta às condições de excesso de demanda no resto do mundo. Substituindo a equação acima na função de demanda, tem-se:

$$\log X_t = d_0 + d_1 \log\left(\frac{PX}{PXW}\right)_t + d_2 \log YW_t + d_3 \log X_{t-1}$$

onde:

$d_0 = ca_0$;

$d_1 = ca_1$;

$d_2 = ca_2$;

$d_3 = 1 - c$.

Baseado nos sinais esperados dos parâmetros a_1 , a_2 , e c , espera-se que: $d_1 < 0$, $d_2 > 0$ e $d_3 > 0$. Para obtenção da função de oferta de exportação, usa-se o mesmo mecanismo de ajustamento parcial, resultando em uma função que tem entre as variáveis explicativas uma defasagem da variável dependente.

Diversos trabalhos acadêmicos se fundamentam no estudo de Goldstein e Khan (1978). Distintas metodologias foram utilizadas em trabalhos posteriores de comércio internacional sobre estimações de oferta e demanda, utilizando diferentes bases de dados. Dentre esses trabalhos diversas possibilidades foram abordadas, de comercialização de produtos de forma individual ou agregada e de estimação de funções de demanda e de oferta em conjunto ou de forma isolada. Em meio aos estudos que tiveram como objetivo caracterizar os condicionantes e principais fatores de influência dos mercados brasileiros de commodities e produtos agropecuários destaca-se: Zini (1988), Cavalcanti e Ribeiro (1998), Castro e Rossi Junior (2000), Carvalho e Negri (2000), Miranda (2001), Pourchet (2003), Barros, Bacchi e Burnquist (2002), Alves e Bacchi (2004), Sapienza (2007), Morais, Bertoldi e Anjos (2010), Silva, Rosado, Braga e Campos (2011), Favro, Caldarelli e Camara (2015), Arevalo, Andrade e Silva (2016).

Com base nos estudos mencionados o Quadro 1 foi desenvolvido, possibilitando uma análise mais resumida desses trabalhos. Além disso, proporciona a verificação mais clara das variáveis especificadas nos modelos empíricos de oferta de exportação, e a consequente análise comparativa com os resultados do presente estudo.

Quadro 1 – Principais estudos empíricos acerca de oferta e demanda de exportação de commodities e produtos agropecuários brasileiros

Autor(es)	Objetivo	Modelo/Método	Variáveis utilizadas
Zini (1988)	Estimar de forma consistente elasticidades de exportação e de importação para o Brasil, por grupos de bens, com o objetivo de identificar e avaliar a relevância das principais variáveis que afetam este comércio.	$\ln X_t^d = a_{11} + a_{12} \ln(PX_t/PXW_t) + a_{13} \ln YW_t + u_{1t}$ $\ln X_t^s = b_{11} + b_{12} \ln(ePX_t S_t / PD_t) + b_{13} \ln YT_t + b_{14} \ln U_t + u_{2t}$	X^d : quantidade demandada de exportação; PX : preço das exportações em dólares; PXW : preço dos bens competitivos no resto do mundo; YW : renda real no resto do mundo; X^s : quantidade ofertada de exportação; e : taxa nominal de câmbio nominal; S : taxa média de subsídios; PD : nível de preço doméstico; YT : capacidade produtiva doméstica; U : índice de ciclos domésticos; u_1 e u_2 : distúrbios aleatórios.
Cavalcanti e Ribeiro (1998)	Analisar o desempenho das exportações no Brasil no período 1977/96, com foco aos acontecimentos dos anos 90, visando identificar padrões da trajetória das exportações, bem como estimar equações de exportação para o período em análise, com objetivo de identificar os principais determinantes do desempenho exportador.	$X^D = X^D(P_X/P_W, Y_W)$ $X^S = X^S(P_X S_X E / P_d, C_d, U, Y_p)$	X^D : quantidades demandadas; X^S : quantidade ofertadas de exportação; Y_w : proxy da renda mundial; P_x : preço das exportações; P_w : preço dos bens concorrentes; S_x : um índice de incentivos às exportações; E : taxa de câmbio nominal; P_d : índice de preços doméstico dos produtos exportados; C_d : índice de custo de insumos e/ou fatores de produção; U : taxa de utilização da capacidade produtiva; Y_p : índice de produto potencial.
Castro e Rossi Junior (2000)	Estimar as equações para o valor exportado e o preço das principais commodities brasileiras	Estima-se um VAR (forma reduzida) irrestrito, com preço e valor exportado endógenos, considerando as demais variáveis exógenas.	Váriáveis endógenas: valor exportado; preços internacionais da commodity. Váriáveis exógenas: taxa de juros Libor; taxa de câmbio real efetiva; importações dos países industrializados.

Fonte: Elaboração própria

Continua

Continuação

Quadro 1 – Principais estudos empíricos acerca de oferta e demanda de exportação de commodities e produtos agropecuários brasileiros

Carvalho e Negri (2000)	Estimar equações trimestrais para os produtos agropecuários exportados e importados pelo Brasil. Considerado o período de 1977 a 1998 para as exportações, E o período de 1978 a 1998 para as importações.	$M^d = f(Y, E.Pm.(1+T)/Pd, Y^p)$ $X = f((E.Px.(1+S)/Pd), Y, Y^*)$	M^d : equação de demanda; X : equação de oferta; Y_n : produto nominal; E : taxa de câmbio; P_m : preço das importações; P_d : preço doméstico; T : tarifa de importação; S : subsídio à comercialização; P_x : preço das exportações; (*) indicação de valores correspondente à economia estrangeira.
Miranda (2001)	Estabelecer um procedimento que permita avaliar os impactos da imposição de Barreiras Não-Tarifária (BNTs) sobre as exportações de carne bovina do Brasil.	$X_s = H (P_i, P_w, TC, W_i, Y_i, Z_D)$	X_s : Quantidade ofertada de carne bovina para o exterior; P_i : Preço doméstico de carne bovina; P_w : Preço da carne bovina dos concorrentes no mercado internacional; TC : Taxa de cambio; W_i : Deslocador da oferta de carne bovina; Y_i : Deslocador da demanda pela carne bovina brasileira; Z_D : Deslocador da demanda externa pela carne bovina brasileira.
Pourchet (2003)	Investigar o impacto do câmbio em diversos setores de exportação no Brasil, utilizando equações econométricas uniequacionais. Utilizando o modelo em defasagens autoregressivas distribuídas (ADL) para obtenção das elasticidades de longo prazo, e o modelo de correção de erros (ECM) para obtenção da dinâmica de curto prazo.	$\ln X_t^k = \alpha_1^k + \alpha_2^k \ln(Px_t^k / Pw_t^k) + \alpha_3^k \ln(Yw_t)$ $+ \alpha_4^k \ln(e_t P_x^k S_t^k / P_d^k) + \alpha_5^k \ln(Yp_t^k) + \varepsilon_t^k$	X_t^k : quantidade demandada de exportação; Px_t^k : preço das exportações brasileiras em dólares; Pw_t^k : preço das exportações mundiais em dólares; Yw_t : renda mundial; e_t : taxa de câmbio nominal; S_t^k : índice de incentivos fiscais; Pd_t^k : índice de preços domésticos; Yp_t^k : índice de produção potencial da indústria doméstica; ε_t^k : distúrbio aleatório.

Fonte: Elaboração própria

Continua

Continuação

Quadro 1 – Principais estudos empíricos acerca de oferta e demanda de exportação de commodities e produtos agropecuários brasileiros

Arevalo, Andrade e Silva (2016)	Responder em que medida as variáveis: renda, preço, distância geográfica, taxa de câmbio e índice de liberdade de negócios explicam a oferta de exportação praticada pelo Brasil, Colômbia e Peru.	$\ln(xcb_{ijt}) = a + b_1 \ln(gdp_x_{it}) + b_2 \ln(gdp_m_{ij}) + b_3 \ln(D_{ij}) + b_4 \ln(PI_t) + b_5 \ln(IB_{jt}) + b_6 \ln(tC_{jt}) + u_{ijt}$	As variáveis em estudo são exportações de café, renda proxy do PIB, distância geográfica, preços internacionais do café, índice de liberdade de negócios e taxa de câmbio.
Barros, Bacchi e Burnquit (2002)	Estimar funções de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil, a fim de avaliar os principais determinantes do desempenho exportador desse setor.	$Qe_t = \alpha + \beta P_t + \gamma T_t + \delta C_t + \theta Pe_t + \sum_{i=1}^{11} \omega_i D_{it} + \sum_{j=1}^{n-1} \lambda_j Z_{jt} + u_t$	<p>Qe_t: quantidade exportada; Pi_t: preço do mercado interno do produto; Cr_t: taxa de câmbio efetiva; Pe_t: preço recebido pelas exportações; D_{it}: binárias representando os diferentes meses do ano; Z_{jt}: binárias que representam os n anos da amostra</p>
Alves e Bacchi (2004)	Estimar uma função de oferta de exportação brasileira de açúcar utilizando a metodologia de Auto-Regressão Vetorial com identificação pelo processo de Bernanke, e dados do período de outubro de 1995 a dezembro de 2002.	$Q_x = h(pe, tc, pd, w, y)$	<p>Q_x: quantum exportado; pe: preços de exportação expresso em moeda estrangeira; tc: taxa de câmbio real; pd: preço doméstico; w: variável dummy para representar o período de safra e entressafra da cultura da cana-de-açúcar com a finalidade de melhorar o ajustamento do modelo; y: renda interna.</p>
Sapienza (2007)	Apresentar estimações das elasticidades das equações da oferta de exportação e da demanda de importação para o Brasil de 1980 a 2006 a partir de dados trimestrais.	$\ln X_t = b_0 + b_1 \ln WX_t + b_2 \ln E_t + b_3 \ln CRB_t + m_t$ $\ln M_t = b_0 + b_1 \ln Y_t + b_2 \ln E_t + b_3 \ln R_t + m_t$	<p>X: quantidade real ofertada de exportação agregada pelo Brasil; WX: volume das exportações mundiais; E: taxa de câmbio real do Brasil; CRB: índice de preços internacionais de commodities; M: quantidade real demandada de importação agregada pelo Brasil; Y: PIB do Brasil; R: reservas em moeda estrangeira do Brasil m = termo de erro aleatório.</p>

Fonte: Elaboração própria

Continua

Continuação

Quadro 1 – Principais estudos empíricos acerca de oferta e demanda de exportação de commodities e produtos agropecuários brasileiros

Morais, Bertoldi e Anjos (2010)	Aplicar o mecanismo de correção de erros linear e não linear para encontrar as elasticidades de resposta das exportações do setor de borracha a diversas variáveis, a partir de dados trimestrais englobando o período de 1992 a 2006.	$qx^o_t = f(px_t, pr_t, \sigma P_t, cp_t, cf_t, u_t, open_t) + \varepsilon_t$ $qx^d_t = g(px_t, pw_t, pr_t, \sigma P_t, y_t) + \zeta_t$	qx^o : quantidade ofertada de exportação; qx^d : quantidade demandada por exportação; px : preço; pr : preços intersetoriais; pw : preço do concorrente no mercado internacional; cp : custos relativos à produção; cf : custos financeiros; σP : medida de volatilidade dos preços; u : utilização da capacidade instalada; y : renda mundial; $open$: grau de abertura da economia brasileira; ε e ζ : choques exógenos
Silva, Rosado, Braga e Campos (2011)	Analisar os determinantes da oferta de exportação de carne de frango, no período de janeiro de 1992 a outubro de 2007, através do modelo de Autorregressão Vetorial (VAR) reparametrizado, denominado Vetor de Correção de Erro (VEC).	$QX_t = f(PD_t, PE_t, Y_t, TC_t)$	QX_t : quantidade exportada de frango; PD_t : preço doméstico de carne de frango; PE_t : preço externo de carne de frango; Y_t : renda interna e; TC_t : taxa de câmbio.
Favro, Caldarelli e Camara (2015)	Estimar a função de oferta de exportação de milho para o Brasil, com vistas a compreender melhor esse processo e mensurar os determinantes internos e externos na comercialização e formação do preço do milho no País, no período de 2001 a 2012.	$X^s_t = f(PI, AA, PSOJA, PIBMUNDO)$	X^s_t : quantidade de exportação de milho para o exterior; PI : preço internacional; AA : quantidade de abate de aves; $PSOJA$: preço doméstico da soja; $PIBMUNDO$: PIB mundial, uma proxy para renda mundial.

Fonte: Elaboração própria

Verifica-se nos trabalhos analisados (Quadro 1) a apresentação das variáveis relevantes para cada modelo empírico estimado de oferta de exportação. Dos trabalhos especificados, Zini (1988), Barros, Bacchi e Burnquist (2002) e Alves e Bacchi (2004), foram os pioneiros desses modelos no Brasil, servindo como base para adaptações mais recentes na literatura.

Para Carvalho e Negri (2000), no contexto de globalização em que os países estão inseridos, o conhecimento das variáveis que realmente interferem na estimação de equações de oferta e demanda de exportações são de suma importância. Um modelo corretamente estimado, que abranja o período recente, possibilita o cálculo de elasticidades mais próximas da realidade do cenário atual. Além disso, constitui um forte instrumento de previsão e análise de política, uma vez que possibilita previsões para o comportamento do comércio externo e a inferência sobre como os impactos que políticas de subsídio ou de desvalorização cambial podem trazer sobre a balança comercial.

Para Sapienza (2007), a função de oferta de exportação pode ser determinada por uma gama de variáveis explicativas, tais como índices para a capacidade produtiva, produtividade ou taxa de investimento, indicador de ciclos econômicos internos, taxa de câmbio real (base para a comparação entre as rentabilidades no mercado interno e externo) e, em particular, o índice de preços internacionais de commodities. No Brasil, esse índice merece destaque pelo impacto exercido nos preços médios dos bens exportados, dada a influência de commodities na pauta das exportações do país. Zini (1988) ressalta que no caso da equação de oferta de exportação o índice de preço apresenta duas principais influências. Primeiramente, o índice é relacionado com o efeito que os custos domésticos têm sobre a rentabilidade das exportações. Além disso, o índice tem efeito sobre a relação entre a lucratividade de se comercializar domesticamente ou internacionalmente.

Outra variável relevante para a oferta de exportação, utilizada por Zini (1988), foi o indicador de ciclos domésticos. Os produtores podem optar por suprir sua mercadoria do mercado e preservar seu *market-share* durante os períodos de expansão da economia doméstica. Além disso, outros fatores como estrangulamentos setoriais, problemas de armazenamento e limitações de transporte podem enfraquecer a oferta de exportação.

Para países em fase de desenvolvimento, os recursos provenientes das exportações possuem grande relevância econômica. Devido à significância estratégica desses recursos que mantêm o fluxo comercial internacional, requeridos para assegurar a

estrutura econômica dos países em desenvolvimento, torna-se relevante conduzir estudos que proporcionem material necessário para o entendimento dos fatores que explicam o desempenho das exportações. Para o Brasil, verifica-se uma relativa concentração de produtos agropecuários nas relações comerciais externas de mercadorias, assim, justifica-se a importância de estudos tendo como foco os mercados desses produtos (BARROS; BACCHI; BURNQUIST, 2002; FAVRO; CALDARELLI; CAMARA, 2015).

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O objetivo deste capítulo é apresentar os fundamentos teóricos sobre séries temporais, além dos instrumentos econométricos utilizados nesta pesquisa, a saber: teste de raiz unitária de Dickey e Fuller, Phillips e Perron e de Dickey e Fuller Generalized Least Square- DF-GLS e o modelo de Vetores Autoregressivos (VAR). O modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ARDL) e o modelo de Autorregressão Vetorial com correção de erros (VEC), que são extensões do modelo VAR. Por fim, será desenvolvido o modelo utilizado para a análise do trabalho e a descrição das fontes e do tratamento de dados do estudo.

4.1 FUNDAMENTOS TEÓRICOS SOBRE SÉRIES TEMPORAIS

Para Nogueira (2001), ao utilizar séries temporais é necessário, a priori, analisar a sua estacionariedade. A estimação dos modelos de regressão considerando séries temporais não estacionárias pode conduzir ao problema de regressão espúria (não representa verdadeiramente as relações que mostra matematicamente). A regressão espúria é caracterizada por apresentar um alto coeficiente de determinação (R^2), mas sem relações significativas entre as variáveis estimadas. Logo, como assevera Gujarati (2011) a estimação de séries estacionárias conduz a resultados viesados, invalidando os pressupostos estatísticos de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo, e que o valor da covariância entre os dois períodos de tempo deve depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos.

Sendo a maioria das séries econômicas consideradas não-estacionárias, é necessário o uso de instrumentos econométricos aplicáveis a essas séries a fim de que se possam obter inferências não viesadas entre as variáveis do modelo. Séries não estacionárias podem ser diferenciadas, uma ou mais vezes, até resultar em uma nova série estacionária. O número de diferenciações para que a nova série se torne estacionária é chamado de ordem de integração (ou ordem de homogeneidade). Assim, se uma série for diferenciada d vezes para se tornar estacionária, ela é chamada de integrada de ordem d , ou $I(d)$ (HILL; GRIFFITHS; LIM, 2011).

A série cuja ordem de integração for maior ou igual a 1 é considerada não estacionária, as séries estacionárias, por sua vez, são integradas de ordem zero, $I(0)$. Desse modo, para verificar a estacionariedade da série em análise, primeiramente, é

necessário encontrar a ordem de integração das variáveis. Um teste que se tornou amplamente popular para essa verificação, é o teste de raiz unitária (GUJARATI, 2011). Considerando o modelo Autoregressivo (AR) para a variável temporal y_t tem-se:

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t \quad -1 < \rho \leq 1 \quad (1)$$

em que: v_t é um termo de erro de ruído branco¹.

Nesse modelo, se $\rho = 1$ (caso de raiz unitária), a Equação (1) torna-se um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, ou seja, é um processo estocástico não estacionário. Portanto, a ideia geral por trás do teste de estacionariedade de raiz unitária reside na regressão de y_t sobre seu valor defasado (de um período), y_{t-1} , a fim de verificar se o ρ estimado é estatisticamente igual a 1 (GUJARATI, 2011).

No entanto, esse teste não deve ser realizado pelos testes habituais da estimação de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pois levaria a um resultado viesado no caso de uma raiz unitária (GUJARATI, 2011). Assim, manipula-se a Equação (1) como se segue:

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \rho y_{t-1} - y_{t-1} + v_t \\ \Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + v_t \\ \Delta y_t &= \delta y_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

em que: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ (primeira diferença da série y_t), e $\delta = \rho - 1$.

Por conseguinte, ao estimar a Equação (2) é possível testar a hipótese (nula) de que $\delta = 0$, sendo a hipótese alternativa $\delta < 0$. Se $\delta = 0$, então $\rho = 1$, isto é, há presença de uma raiz unitária, o que significa que a série temporal sob consideração é não estacionária. Além disso, pode-se observar que, se $\delta = 0$, y_t segue um passeio aleatório:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = v_t \quad (3)$$

Quando o termo de erro (v_t) for puramente aleatório, as primeiras diferenças da série temporal serão estacionárias. Para testar a hipótese de presença de uma raiz unitária, estima-se (2) por MQO e examina-se a estatística t para a hipótese de que $\delta = 0$. Entretanto, o valor t do coeficiente estimado de y_{t-1} não segue a distribuição t ,

¹ Dado que os termos de erro são gerados pelo seguinte mecanismo: $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, $-1 < \rho < 1$, em que ρ é conhecido como coeficiente de autocovariância e ε_t é o termo de erro estocástico, o ruído branco é um termo de erro com as seguintes propriedades: $E(\varepsilon_t) = \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+s}) = 0$ e $\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$.

pois se a hipótese é verdadeira, y_t segue um passeio aleatório. Sabe-se que o valor estimado t do coeficiente de y_t na Equação (2) segue a estatística τ (tau). Assim, essa estatística em geral deve ser comparada com valores críticos especialmente construídos. Na literatura específica, a estatística ou teste τ é conhecida como teste Dickey-Fuller –DF (HILL; GRIFFITHS; LIM, 2011).

Segundo Gujarati (2011), a implementação do teste DF envolve várias etapas, pois um processo de passeio aleatório permite várias possibilidades: (a) y_t pode ser um passeio aleatório sem deslocamento; (b) y_t pode ser um passeio aleatório com deslocamento; (c) y_t pode ser um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística. Por isso, o teste DF é estimado de três formas diferentes:

$$(a) \Delta y_t = \delta y_{t-1} + v_t \quad (4)$$

$$(b) \Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + v_t \quad (5)$$

$$(c) \Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + v_t \quad (6)$$

em que t é a variável de tendência.

Em cada caso as hipóteses são: hipótese nula: $\delta = 0$ (há uma raiz unitária ou a série temporal é não estacionária, ou ela possui uma tendência estocástica); hipótese alternativa: $\delta < 0$ (a série temporal é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística).

Caso a hipótese nula for rejeitada, indica que y_t é estacionária com média zero, no caso da Equação (4), ou que y_t é estacionária com média diferente de zero, no caso da Equação (5). Para o caso da Equação (6), podemos testar $\delta < 0$ (nenhuma tendência estocástica) e $\beta_2 \neq 0$ (a existência de uma tendência determinística) simultaneamente, utilizando o teste F com os valores fundamentais tabulados do teste de Dickey e Fuller. Nota-se que uma série temporal pode ter tanto tendências determinísticas quanto estocásticas (GUJARATI, 2011).

Segundo Gujarati (2011), no teste DF, conduzido pelas Equações (4), (5) e (6), o termo de erro v_t era admitido não correlacionado. Existe outra forma do teste DF para os casos em que os v_t são correlacionados, conhecido como teste Dickey-Fuller aumentado (DFA). O procedimento desse teste leva em consideração a extensão das três equações anteriores, adicionado os valores defasados da variável dependente Δy_t . Utilizando a Equação (6), estima-se a seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

em que ε_t é um termo de erro de ruído branco puro, $\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2})$, $\Delta y_{t-2} = (y_{t-2} - y_{t-3})$, e assim por diante. A determinação do número de termos de diferenças defasados a serem incluídos no modelo é frequentemente baseada em critérios pré-estabelecidos visando escolher defasagens suficientes para que o termo de erro na Equação (7) seja serialmente não correlacionado. Ainda é possível testar se $\delta = 0$, pois o teste DFA segue a mesma distribuição assintótica da estatística DF (GUJARATI, 2011).

Muitas alternativas aos testes de Dickey e Fuller foram sugeridas, tanto para tentar melhorar as propriedades finitas da amostra quanto para acomodar outras estruturas de modelagem. O estudo de Phillips e Perron (1988), por exemplo, utiliza métodos estatísticos não paramétricos, tratando da correlação serial dos resíduos, não incluindo os termos de diferença defasados no modelo (GREENE, 2003; GUJARATI, 2011).

Elliot, Rothenberg e Stock (1996) propuseram o teste conhecido como Dickey e Fuller *Generalized Least Square* (DFA-GLS), uma modificação dos resultados encontrados por Dickey e Fuller. Neste teste, os termos determinísticos são refinados antes da realização do teste de raiz unitária. A equação é estimada por MQO, em que y_t^d é uma série com tendência extraída por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Estima-se então a seguinte equação para testar uma raiz unitária na variável:

$$\Delta y_t^d = \alpha_0 y_{t-1}^d + \alpha_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p}^d + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde:

Δ é o operador de diferença;

y_t^d é o valor decrescente generalizado dos mínimos quadrados da variável;

α são coeficientes a serem estimados;

ε_t é o termo de erro independente e identicamente distribuído.

Utiliza-se o procedimento padrão DFA de teste de hipótese empregando a estatística τ para testar a Hipótese Nula: $\alpha_0 = 0$, sinalizando a presença de raiz unitária, contra a Hipótese Alternativa: $\alpha_0 < 0$, sinalizando que a série é estacionária. Elliot, Rothenberg e Stock (1996) fundamentaram esse teste devido à importância de uma maior aproximação ao real processo de geração de dados através de uma seleção adequada para a ordem de defasagem do modelo.

Ng e Perron (2001) apontam que o uso de testes com extração de

tendência por MQG, associados ao Critério Modificado de Akaike (MAIC), produz testes com maiores níveis de significância/potência. Portanto, o número de defasagens será determinado, nesse estudo, pelo MAIC visando escolher a defasagem que contenha a menor autocorrelação entre os resíduos.

Para analisar a influência das variáveis sobre a oferta de exportação do café no Brasil, utilizou-se o modelo ARDL, que requer ordem de integração menor do que dois nas variáveis. Sendo assim, se fez necessário primeiramente realizar testes de raiz unitária para verificar a estacionaridade e a ordem de integração das variáveis a serem utilizadas.

4.2 MODELO AUTORREGRESSIVOS DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS - ARDL

Para finalidade de captar os efeitos das variáveis selecionadas sobre a oferta de exportação do café no Brasil, foi adotado o modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) desenvolvido por Pesaran, Shin e Smith (2001). Modelos autorregressivos e modelos de correção de erros (VEC) são extensões do modelo VAR. Tais procedimentos de estimação tem apresentado grande relevância na literatura devido a sua facilidade de interpretação.

A metodologia VAR consiste em um conjunto de regressões de séries temporais em que os regressores podem ser tanto o próprio regressando defasado quanto valores defasados de todas as outras variáveis endógenas no modelo (GUJARATI, 2011). Segundo Enders (2010), quando não se sabe quais variáveis são endógenas e quais são exógenas, uma solução seria adotar a metodologia VAR que consiste em tratar todas as variáveis simetricamente, tornando-as variáveis endógenas. Considere o seguinte sistema bivariado:

$$y_t = b_{10} + b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (9)$$

$$z_t = b_{20} + b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (10)$$

Assume-se que: (1) y_t e z_t são estacionários; (2) ε_{yt} e ε_{zt} são os distúrbios de ruído branco com desvios padrão de σ_y e σ_z respectivamente; e (3) ε_{yt} e ε_{zt} são perturbações de ruído branco não correlacionadas.

As equações (9) e (10) constituem o Vetor Autorregressivo (VAR) de primeira ordem, uma vez que a maior defasagem é de uma unidade. Esse modelo simples,

com duas variáveis, é útil para ilustrar sistemas multivariados de ordens superiores. A estrutura do modelo incorpora respostas mais intuitivas, já que y_t e z_t podem afetar um ao outro. O coeficiente b_{12} , por exemplo, é o efeito presente da mudança de uma unidade de z_t em y_t , e o coeficiente γ_{21} o efeito passado de uma unidade de mudança de y_{t-1} em z_t . Além disso, ε_{yt} e ε_{zt} são chamados impulsos ou inovações ou choques em y_t e z_t , respectivamente (ENDERS, 2010).

É possível transformar o sistema para uma forma mais usual, tirando o efeito presente que as variáveis exercem uma sobre a outra, e obtendo a forma reduzida das equações do modelo VAR:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (11)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (12)$$

É importante notar que os resíduos do VAR na forma reduzida incorporam as relações contemporâneas anteriormente estabelecidas em (9) e (10). Dessa forma pode-se calcular e_{1t} e e_{2t} como:

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (13)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (14)$$

Como ε_{yt} e ε_{zt} são perturbações de ruído branco, e_{1t} e e_{2t} terão média zero, variância constante, e serão individualmente não correlacionados serialmente.

Os coeficientes individuais nos modelos estimados VAR são frequentemente difíceis de interpretar. Pesaran, Shin e Smith (2001) propuseram uma abordagem que oferece vantagens sobre os modelos convencionais autorregressivos. O modelo possibilita aplicação independentemente da ordem de integração dos regressores, defasagens entre as variáveis, e cointegração. Além disso, pela configuração de uma única equação, simplifica-se tanto a implementação quanto a interpretação do modelo.

Dessa forma, para estimar a oferta de exportação do café no Brasil, foram utilizadas as abordagens de Pesaran e Shin (1998) e Pesaran, Shin e Smith (2001). Tais abordagens se baseiam em modelos autoregressivos de defasagens distribuídas (ARDL), envolvendo processo de cointegração utilizando o teste de fronteira (*bounds testing approach*) para verificação das relações de longo prazo presentes no modelo. Este procedimento também possibilita a obtenção da estimativa de curto e longo prazo para o

modelo em análise, assim como a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo.

Os modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (ARDL) contêm tanto valores defasados da variável dependente quanto das variáveis independentes (HILL; GRIFFITHS; LIM, 2011). Na forma geral, com p defasagens para o regressando e q defasagens para o regressor, um modelo ARDL (p, q) pode ser escrito como:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-p} + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_q x_{t-q} + \varepsilon_t \quad (15)$$

onde ε_t é um termo de distúrbio aleatório.

Os testes utilizados para a análise do modelo proposto tem como base a dinâmica de um modelo de correção de erros (VEC), o qual se tornou extremamente popular pela versatilidade de utilização. O Modelo VEC convencional pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum \gamma_j \Delta x_{1t-j} + \sum \delta_k \Delta x_{2t-k} + \varphi z_{t-1} + e_t \quad (16)$$

em que z_{t-1} , representa o "termo de correção de erros", derivado da série de resíduos MQO da regressão cointegrante de longo prazo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + z_t \quad (17)$$

onde, a série de resíduos defasados (z_{t-1}) seria :

$$z_{t-1} = y_{t-1} - b_0 - b_1 x_{1t-1} - b_2 x_{2t-1} \quad (18)$$

sendo os coeficientes b , as estimativas de MQO dos coeficientes β .

O termo de correção de erro, também chamado de coeficiente de ajustamento, é derivado como termo de erro dos modelos de cointegração e representa um parâmetro da velocidade de ajuste. O valor da estimativa indica quanto o modelo está sendo corrigido ou ajustado dentro de um período. Se a estimativa do termo de correção de erro for igual a 1, por exemplo, significa que o ajuste é instantâneo, ou seja, o ajuste ocorre 100% dentro do período. Já se for igual a zero, nenhum ajuste será realizado. O sinal do coeficiente indica divergência ou convergência caso for positivo ou negativo, respectivamente (NKORO; UKO, 2016).

O procedimento ARDL adotado por Pesaran, Shin e Smith (2001) utiliza os resíduos da relação de longo prazo. Nesse procedimento estimam-se conjuntamente os coeficientes das variáveis defasadas para obter o termo de correção de erro. A dinâmica de curto prazo, por sua vez, é obtida pela redefinição da equação ARDL sob a forma de um modelo de correção de erro irrestrito, possibilitando uma análise mais simples da estabilidade estrutural e interpretação imediata dos coeficientes estimados. Dessa forma, substituindo o termo de correção de erros (z_{t-1}) pelos termos y_{t-1} , x_{1t-1} e x_{2t-1} , formula-se o seguinte modelo:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum \gamma_j \Delta x_{1t-j} + \sum \delta_k \Delta x_{2t-k} + \theta_0 y_{t-1} + \theta_1 x_{1t-1} + \theta_2 x_{2t-1} + e_t \quad (19)$$

A equação (19) é denominada de VEC condicional ou VEC irrestrito, incluindo os mesmos níveis defasados de um VEC regular, mas não restringindo seus coeficientes. Por conseguinte, ao estimar a Equação (19) é possível testar os limites para o modelo ARDL. Usando a estatística F , verifica-se a significância do coeficiente defasado no modelo de correção irrestrita, testando a existência de uma relação de longo prazo (PESARAM; SHIN; SMITH, 2001).

Para o teste, compara-se a estatística F calculada com valores críticos sugeridos por Pesaram, Shin e Smith (2001), possibilitando uma inferência conclusiva sem a necessidade de se conhecer a ordem de integração das variáveis em análise. Dois conjuntos de valores críticos são fornecidos, sendo um obtido assumindo que todas as variáveis são $I(0)$, e o outro assumindo que todas as variáveis são $I(1)$. Isto é, caso o valor da estatística F calculada for menor que o valor crítico inferior, não se rejeita a hipótese nula de não cointegração, ou seja, não existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. Caso contrário, se o valor calculado da estatística F exceder o valor crítico superior, a hipótese nula de não cointegração entre as variáveis é rejeitada. Por fim, se o valor calculado da estatística F estiver inserido entre o intervalo formado pelos valores críticos, a inferência é inconclusiva.

São muitas as vantagens que o procedimento ARDL oferece em relação a outras técnicas de cointegração: i) os problemas de endogeneidade são evitados, por estar livre de correlação residual após inclusão de um número suficiente de defasagens; ii) permite captar os efeitos dinâmicos das variáveis dependentes e explicativas, quando existe uma relação de longo prazo; iii) permite identificação dos vetores de cointegração,

além de poder ser aplicado independentemente de as variáveis serem I(1) ou I(0) ou um ou uma combinação das duas ordens de integração; iv) através de uma transformação linear simples, obtêm-se o modelo de correção de erros (VEC) derivado do modelo ARDL, que possibilita a integração de ajustamento de curto prazo sem perder informações de longo prazo. Por essas razões, a literatura internacional vem utilizando cada vez mais essa abordagem para diferentes tipos de análises (PESARAN; SHIN, 1999; PESARAN; SMITH; SHIN, 2001).

4.3 MODELO PROPOSTO PARA A FUNÇÃO DE OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE CAFÉ

Com base na revisão de literatura propõe-se um modelo empírico para a oferta de exportação de café no Brasil. Os principais fatores influentes na oferta de exportação de café foram baseados nos modelos estimados apresentados, que trataram da oferta de exportação de diferentes produtos e setores econômicos. Ademais, foram considerados os estudos de Nishijima, Saes e Postali, (2012) e Caldarelli, Gilio e Zilberman (2019), estes específicos para mercado de café brasileiro, porém, não com o objetivo de estimar oferta de exportação. Considera-se o período de 1997 a 2016, pelo fato de captar os movimentos de exportação do café no país no período pós-desregulamentação e por considerar o escopo de dados disponíveis. O modelo proposto é descrito por:

$$x_t^s = f (pd, pi, tc, w, PIBbr)$$

onde:

x é a quantidade de exportação de café para o exterior;

pd é o preço doméstico;

pi é o preço de exportação expresso em moeda estrangeira;

tc é a taxa de câmbio;

w é a variável dummy que representa a sazonalidade do café;

PIBbr é o PIB brasileiro.

A teoria econômica sugere que a variável preço doméstico apresente sinal negativo e que mostre uma relação indireta com a quantidade exportada de café. Por outro lado, é previsto que um aumento do preço de exportação aumente a quantidade exportada de café. Do mesmo modo, espera-se que o coeficiente referente à taxa de câmbio apresente sinal positivo, indicando aumento do volume exportado de café

com uma desvalorização cambial.

A teoria econômica propõe que reduções no saldo da balança comercial podem ser causadas por um aumento na renda doméstica (PIB Brasil). Logo, é esperado que o coeficiente da variável PIB seja negativo, denotando uma relação indireta com a quantidade exportada de café. O PIB mundial poderia ser utilizado para representar a demanda externa nesse modelo, entretanto não foi encontrada uma série de intervalo mensal para essa variável, que abrangesse o período proposto para análise. Dessa forma, no que diz respeito aos movimentos da demanda global, a não inclusão da variável PIB mundial pode apresentar uma fragilidade ao modelo. Contudo, o movimento da variação cambial pode captar parcialmente os efeitos dos mercados externos.

4.4 FONTE E TRATAMENTO DE DADOS

Para realização do presente trabalho foi utilizada a metodologia de séries temporais. Os dados referentes à quantidade exportada de café foram obtidos da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). De acordo com a prática internacionalmente aceita, todos os dados referentes à quantidade, representam sacos de 60 kg líquidos (132.276 lb) de café verde ou seu equivalente.

Informações sobre os preços domésticos e internacionais do café foram obtidos do sistema de dados estatísticos do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA). Os preços são expressos em centavos de dólar americano (US\$) por libra-peso. Os dados relacionados ao PIB brasileiro e à taxa de câmbio foram coletados da base de dados do Banco Central do Brasil. A variável sazonalidade foi construída levando em consideração o ciclo bienal característico da cultura cafeeira.

Para o ajustamento do modelo, todas as séries foram transformadas em logaritmo, de forma que as relações entre as variáveis possam ser interpretadas como elasticidades. A série preço doméstico do café foi deflacionada utilizando o IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas, que foi obtido junto ao site do IPEA. A análise, feita com dados mensais abrange o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2016. Justifica-se o intervalo temporal limitado até o ano de 2016 devido a indisponibilidade de alguns dados atualizados para períodos mais recentes ao deste estudo.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este capítulo tem como objetivo discutir os principais resultados obtidos na estimação do modelo especificado para a oferta de exportação de café. Primeiramente, apresentam-se os resultados dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) e Phillips-Perron (PP), para as variáveis em nível e na primeira diferença, com o intuito de verificar a ordem de integração das séries. Posteriormente, utilizando o *ARDL Bounds Testing Approach*, estima-se o modelo para oferta de exportação do café no Brasil para o período estabelecido e examina-se a existência de vetores de cointegração entre as variáveis. Por fim apresentam-se os resultados de curto e longo prazo obtidos da estimação do modelo ARDL, assim como o coeficiente de ajustamento.

5.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE

Apresenta-se no Apêndice A, os gráficos descritivos do comportamento das séries concernente à base de dados utilizada. Procedendo com as estimações, primeiramente, se faz necessário verificar a ordem de integração das variáveis presentes no modelo. Ao aplicar a modelagem ARDL, para que os valores críticos da estatística F se tornem válidos para inferência, é necessário que nenhuma variável presente no modelo seja integrada de ordem dois ou de maior ordem (PESARAN; SMITH; SHIN, 2001). Para tanto, no presente estudo, a ordem de integração das variáveis foi verificada através de dois testes, a saber: Dickey e Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) e Phillips-Perron (PP). A hipótese nula de ambos os testes é que a série é não-estacionária (ou possui uma raiz unitária).

Para a escolha do número de defasagens (p), utilizou-se o critério de informação Akaike Modificado (MAIC) considerando um número máximo de 12 defasagens (NG; PERRON, 2001). Foram utilizadas nos testes duas versões do modelo: i) com constante e tendência e; ii) com constante e sem tendência. Os resultados dos testes de raiz unitária para as séries em nível e em primeira diferença estão apresentados na Tabela 6.

Observou-se no teste Dickey e Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) (Tabela 6) o diagnóstico de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para a maioria das variáveis analisadas, com exceção apenas das variáveis quantidade exportada

de café (x) em nível, e taxa de câmbio (tc) em primeira diferença, que rejeitam a hipótese nula de que há uma raiz unitária nessas séries, considerando o nível de significância de 5% e 1% respectivamente.

Tabela 6 - Resultados dos testes de raiz unitária Dickey e Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) e Phillips–Perron (PP) para as séries em nível em primeira diferença

Variáveis	Modelo com constante e com tendência				Modelo com constante			
	<i>P</i>	Estatística DF-GLS	<i>P</i>	Estatística Phillips-Perron	<i>P</i>	Estatística DF-GLS	<i>P</i>	Estatística Phillips-Perron
lx	11	-2.951**	4	-6.663***	12	-0.438	4	-4.072***
Δ lx	12	-2.749*	4	-18.651***	12	-1.494	4	-18.694***
lpi	1	-1.669	4	-2.080	1	-1.559	4	-1.629
Δ lpi	9	-1.814	4	-13.110***	9	-0.710	4	-13.110***
lpd	1	-1.523	4	-1.569	1	-0.459	4	-1.776
Δ lpd	6	-1.564	4	-8.654***	5	-0.828	4	-8.597***
lpibbr	12	-1.077	4	-4.919***	12	1.346	4	-0.316
Δ lpibbr	11	-1.870	4	-19.743***	12	-0.030	4	-19.761***
ltc	2	-1.252	4	-1.904	2	0.207	4	-1.922
Δ ltc	3	-6.310***	4	-9.676***	3	-6.291***	4	-9.688***

Fonte: Cálculos do trabalho

Nota: *, **, ***, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1% respectivamente. Teste realizado para intercepto e tendência e utilizando o critério AIC modificado para a seleção das defasagens

O teste Phillips–Perron (PP) apresentou resultados discrepantes aos obtidos pelo DF-GLS. Um fator que pode justificar a não estacionariedade identificada na maioria das variáveis pelo teste DF-GLS é a ocorrência de quebra estrutural na série temporal. Perron (1989) mostrou que mesmo assintoticamente testes padrões de raiz unitária podem ser comprometidos caso o mecanismo de geração de dados for o de séries que flutuam em torno de uma tendência que contenha uma quebra estrutural.

Como se pode verificar, baseado nos valores críticos reportados na Tabela 6, os resultados do teste PP indicam que as variáveis analisadas são estacionárias (rejeição da hipótese nula de presença de uma raiz unitária) ou em nível ou em primeira diferença. A variável quantidade de exportação de café para o exterior é a única estacionária em nível, ou seja, é integrada de ordem zero, $I(0)$. Enquanto que as demais variáveis, tais como: o preço doméstico, o preço de exportação, a taxa de câmbio e o PIB brasileiro são estacionárias em primeira diferença, consideradas integradas de ordem um $I(1)$. Verifica-se a existência de variáveis integradas tanto de ordem zero quanto de ordem um, portanto rejeita-se a hipótese de que há séries integradas de ordem igual ou maior a

dois, o que valida a utilização do procedimento ARDL.

5.2 ESTIMAÇÃO DO MODELO ARDL

Usando o Critério de Informação de Akaike (AIC), o modelo ARDL (1,0,0,3,1) foi estimado para análise do modelo de oferta de exportação de café para o Brasil segundo a seguinte equação:

$$lx_t = \beta_0 + \beta_{1j}lx_{t-1} + \beta_{2j}lpi_t + \beta_{3j}lpd_t + \beta_{4j}ltc_t + \beta_{5j}ltc_{t-1} + \beta_{6j}ltc_{t-2} + \beta_{7j}ltc_{t-3} + \beta_{8j}lpibbr_t + \beta_{9j}lpibbr_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Embora anteriormente especificada, optou-se por não utilizar a variável sazonalidade no modelo de oferta de exportação de café para o Brasil, por não apresentar significância estatística ao modelo. Os estudos de Barros, Bacchi e Burnquist (2002) e Alves e Bacchi (2004) utilizaram variáveis binárias para representar a característica sazonal das respectivas culturas analisadas com a finalidade de melhorar o ajustamento dos modelos propostos. Pelo fato de serem não significativas, Barros, Bacchi e Burnquist (2002), consideraram a eliminação das variáveis binárias adotadas da série de algumas culturas em análise. A Tabela 7 apresenta as estimativas dos coeficientes desse modelo, assim como os testes e estatísticas inerentes à inferência econométrica a ser realizada.

Tabela 7 - Estimativas do modelo econométrico dos determinantes da oferta de exportação de café no Brasil, no período de 1997 a 2016

ARDL(1,0,0,3,1)	Coeficiente	Desvio-padrão	t-valor
Intercepto	7.797206	0.9452547	8.25***
lx _{t-1}	0.6146188	0.0476568	12.90***
lpi _t	0.1345906	0.0753212	1.79*
lpd _t	-0.2609283	0.0759336	-3.44**
ltc _t	0.5069093	0.2253846	2.25**
ltc _{t-1}	-0.3343435	0.3896221	-0.86
ltc _{t-2}	0.4298286	0.3911973	1.10
ltc _{t-3}	-0.744478	0.2303565	-3.23***
lpibbr _t	1.13944	0.2362618	4.82***
lpibbr _{t-1}	-1.100923	0.2368629	-4.65***
R-squared	0.8059	Breusch-Godfrey	0.8719
Adj R-squared	0.7982	Teste alternativo de Durbin	0.8749
F (9, 226)	104.29		
Prob > F	0.0000		

Nota: *, **, ***, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

O teste Breusch-Godfrey LM para autocorrelação indica que a probabilidade χ^2 é maior que 0,05 ou 5%, dessa forma a hipótese nula de que não há correlação serial não pode ser rejeitada (Tabela 7). Em outras palavras, sugere-se a não existência de correlação serial entre os resíduos do modelo. O teste alternativo de Durbin é assintoticamente semelhante ao teste Breusch-Godfrey, e assim como o teste anterior, não rejeita a hipótese nula de não correlação serial entre os resíduos. Os resultados indicam que não existe autocorrelação na série para estimação da oferta de exportação para o café no Brasil. A ausência de qualquer correlação serial residual sugere que o número correto de defasagens foi selecionado, garantindo a estabilidade do modelo por meio desse teste. Como o modelo estimado inclui termos defasados da variável dependente como uma das variáveis explanatórias, o teste Durbin-Watson não é aplicável.

Os resultados apresentados na Tabela 7 evidenciam que, no conjunto, essas variáveis explicam bem a variável dependente, devido ao coeficiente de determinação elevado (0.8059) e à significância do teste F. Como o modelo é ajustado por uma transformação logarítmica os coeficientes são interpretados como elasticidades.

Verifica-se que a quantidade de exportação de café é afetada positivamente por ela mesma no período t-1, pelos preços internacionais, pela taxa de câmbio, e pelo PIB brasileiro. Além disso, os resultados mostram que um aumento no preço doméstico, a taxa de câmbio no período t-3, e o PIB brasileiro no período t-1, tem um efeito negativo e significativo sobre a quantidade de exportação de café.

Após achar a ordem de integração das variáveis e formular o modelo ARDL com a estrutura correta de defasagens, é possível realizar o teste F para confirmar qualquer relação de longo prazo ou cointegração entre as variáveis.

5.3 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Com vistas a estabelecer a relação de longo prazo entre as variáveis analisadas neste estudo, a validade do procedimento de cointegração foi estabelecida para aplicação do teste *bound* F (PESARAN; SMITH; SHIN, 2001). É importante destacar que o teste F é sensível às defasagens impostas, sendo essencial estabelecer corretamente as ordens de defasagens para as variáveis do modelo para que exista normalidade da distribuição dos resíduos, que são homocedásticos e serialmente não correlacionados. A Tabela 8 reporta os resultados do teste de cointegração.

Tabela 8 – Teste de cointegração (ARDL bounds testing approach)

Variáveis	Estatística F	Valores críticos				Decisão
		I(0) Bound		I(1) Bound		
		5%	1%	5%	1%	
lpi, lpd, lpibbr, ltc	14.179	2.895	3.827	4.057	5.139	Cointegração

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Ho - não há cointegração.

Os resultados na Tabela 8 mostram que o valor calculado da estatística F são menores do que o menor valor crítico estimado a nível 5% e 1% de significância, rejeitando a hipótese nula de que não há cointegração. Isso significa que não se pode rejeitar a presença de um vetor de cointegração ou uma relação de longo prazo entre as variáveis, permitindo que os coeficientes de curto e longo prazo possam, portanto, serem estimados e interpretados.

5.4 ESTIMATIVAS DE CURTO E LONGO PRAZO

Subsequentemente à verificação da existência dos vetores de longo prazo, são estimados os coeficientes de equilíbrio de curto e longo prazo para o modelo e apresentados na Tabela 9. Os coeficientes são interpretados como elasticidades, devido ao ajustamento do modelo para uma transformação logarítmica.

Tabela 9 – Estimativas de curto e longo prazo dos parâmetros de um modelo ARDL para a oferta de exportação do café

Estimativas de curto prazo				Estimativas de longo prazo			
Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	t-valor	Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	t-valor
Δlpi_t	0.13459	0.075321	1.79*	lpi_{t-1}	0.34924	0.194564	1.79*
Δlpd_t	-0.26092	0.075933	-3.44***	lpd_{t-1}	-0.67706	0.197855	-3.42***
Δltc_t	0.50690	0.225384	2.25**	ltc_{t-1}	-0.36868	0.180075	-2.05**
Δltc_{t-1}	0.31464	0.242886	1.30	$lpibbr_{t-1}$	0.09994	0.122614	0.82
Δltc_{t-2}	0.74447	0.230356	3.23***	Estimativas do coeficiente de ajustamento			
$\Delta lpibbr_t$	1.13944	0.236261	4.82***	Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	t-valor
Intercepto	7.7972	0.945254	8.25***	lz_{t-1}	-0.38650	0.048467	-7.97***

Nota: *, **, ***, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Em suma, os resultados apresentados na Tabela 9 corroboram a hipótese inicial, segundo a qual as variáveis selecionadas desempenham um papel significativo para a oferta exportação de café. Apenas o PIB brasileiro não apresentou significância no longo prazo. No curto prazo, a série defasada em um período da taxa de câmbio também não se mostrou significativa. Além disso, a maioria dos sinais dos coeficientes estimados é coerente ao esperado.

Para os coeficientes da variável preço internacional (Tabela 9) foram encontrados valores negativos e estatisticamente significativos. Isso implica que, tudo mais permanecendo constante, para cada aumento percentual na variável preço internacional no curto e no longo prazo, espera-se um aumento de 0,13% e de 0,35% nas exportações de café no Brasil, respectivamente. Portanto, as exportações brasileiras de café verde podem ser consideradas como inelásticas às variações dos preços externos, para o curto e longo prazo, coerente aos encontrados de Nishijima, Saes e Postali (2002).

Foram encontrados valores negativos e estatisticamente significativos para o coeficiente da variável preço doméstico para ambas estimativas. Sendo assim, o aumento de 1% na variável preço doméstico reduz em 0,26% as quantidades exportadas de café no curto prazo, enquanto que no longo prazo o impacto é ainda maior, provocando uma redução de 0,68%, *ceteris paribus*. Isto posto, verifica-se também inelasticidade das exportações com relação aos preços domésticos. Esse resultado de valores mais elevados das elasticidades concernentes ao preço doméstico, comparativamente aos internacionais, sinaliza a preferência pelo abastecimento do mercado doméstico nos ciclos de alta do preço interno. Os resultados relacionados às elasticidades-preço das exportações mostram que os determinantes da oferta de exportação para o café verde no Brasil estão mais fortemente relacionados à dinâmica dos preços domésticos; mercado doméstico do produto.

A elasticidade de longo prazo superior a de curto prazo reflete a rigidez do lado da oferta, por levar algum tempo para eventuais ajustamentos, tanto para o preço doméstico quanto o internacional. O preço internacional, que reflete as condições de oferta prevalentes no mercado externo, embora tenha apresentado menor elasticidade comparativamente ao preço doméstico, teve algum grau de influência sobre o *quantum* exportado de café. Sabendo-se que o preço internacional é um sinalizador do potencial de absorção do produto no mercado internacional, era esperado que esse coeficiente apresentasse maior impacto sobre a quantidade ofertada. Além disso, embora ainda considerado um grande *player*, como destacado em Caldarelli, Gilio e Zilberman (20119),

o Brasil passou a ter menos poder de influenciar preços nos últimos tempos.

A variável taxa de câmbio apresenta impacto positivo de curto prazo sobre as exportações de café, indicando que a desvalorização cambial de curto prazo provoca aumento do volume exportado de café. Mantendo as demais variáveis constantes, os resultados de curto prazo são coerentes, podendo-se observar que o aumento de 1% na taxa de câmbio e aumento de 1% nessa variável defasada em dois períodos, implica em um aumento de 0,51% e 0,74% respectivamente, das quantidades exportadas de café. Dessa forma, a taxa de câmbio contribui para o mercado interno no curto prazo, no sentido de acarretar um aumento na competição do café brasileiro no mercado estrangeiro em relação a cafés de outras origens.

Já a valorização cambial em 1% no longo prazo, aumenta as exportações em 0,37%, o que não era esperado pela teoria econômica. É possível constatar com esse resultado, que nem mesmo o mecanismo macroeconômico de políticas cambiais, utilizado até a desregulamentação do mercado, parece ser um instrumento eficaz para influenciar eventuais aumentos na oferta de exportação de café e consequentes aumentos na balança comercial do país no longo prazo. Tal resultado corrobora com a perspectiva de que, no longo prazo, melhorias são realmente alcançadas via processos de inovações e melhoramentos, tanto do produto quanto dos processos de produção. Como referência, pode-se citar o caso colombiano estudado por Barjolle et al. (2017), que por investir em estratégias de diferenciação de seu produto após o período de desregulamentação, possibilitou a imposição de seus preços no mercado internacional, mudando os fatores que contribuem para a oferta de exportação no seu país.

Foram encontrados valores positivos e estatisticamente significativos para o coeficiente da variável PIB do Brasil no curto prazo. O resultado da variável PIBbr foi o que apresentou maior impacto sobre a variável dependente, indicando que o aumento de 1% provoca uma ampliação de 1,14% das exportações brasileira de café, sendo, portanto, as exportações elásticas ao produto doméstico, visto como *proxy* da renda doméstica e assim dimensão mercado interno. Esse resultado mais expressivo encontrado para o curto prazo demonstra a grande influência do mercado doméstico sobre a oferta de exportação de café para uma mesma variação percentual. Entretanto, o resultado não está alinhado à teoria econômica, a qual propõe que aumento na renda doméstica (PIB Brasil) possa provocar reduções no saldo da balança comercial.

Se negativo e significativo, o valor do coeficiente de ajustamento mostra a velocidade de ajustamento com que as variáveis convergem ao equilíbrio de

longo prazo. A volta ao equilíbrio de longo prazo após algum choque de curto prazo era o esperado, uma vez que constatou-se a cointegração entre as variáveis pelo teste *ARDL bounds testing approach*. Nota-se que para esse modelo, o coeficiente foi de -0.38, ou seja, a magnitude desse coeficiente implica que 38% dos desequilíbrios que possam existir entre a variável dependente e as variáveis explanatórias são corrigidos dentro de um período (em um mês).

Apesar desse rápido ajuste identificado, novas estratégias poderiam ser implementadas para a trajetória de longo prazo do mercado de café no Brasil, visando inserir e posicionar o país não só como maior produtor e exportador, mas como ofertante de um produto com maior valor agregado.

A desregulamentação do setor restringiu as intervenções governamentais anteriormente tão influentes nesta cultura exportadora, incitando mudanças na oferta de exportação brasileira e mundial de café. Além dos fatores climáticos que interferem na oferta do café para exportação, verificou-se que outros determinantes são significativos para esta análise, sobretudo macroeconômicos. No curto prazo, o PIB brasileiro e a taxa de câmbio têm maior poder explicativo sobre o *quantum* exportado, comparativamente às variáveis de preço de mercado interno e externo. Já no longo prazo, a variável preço doméstico revelou-se a mais influente entre as demais. O crescimento do comércio internacional do café e o ganho de competitividade têm fomentado o desempenho e o desenvolvimento produtivo desse produto. Entretanto, deve-se ressaltar que esses mesmos fatores podem ser responsáveis pela queda do desempenho das exportações no Brasil no longo prazo, revelando a grande vulnerabilidade da competitividade e do comércio do café.

Como há predomínio de pequenos e médios produtores de café no caso brasileiro, como apontado por Coulis (2001), os resultados deste estudo destacam que os mesmos estão bastante vulneráveis aos revezes do mercado doméstico e das variáveis macroeconômicas, em que choques e crises podem ser de grande relevância na deterioração de suas rendas.

Outro ponto relevante que pode ser analisado com base nos resultados deste estudo é que o Brasil, apesar de ser um grande *player* no mercado internacional, possui pouca aderência à dinâmica dos preços internacionais, corroborando os encontrados de Nishijima, Saes e Postali (2002) e o debate acerca da concentração do mercado global em torno de grandes companhias e seu poder de mercado e determinação de preços, realizado por Caldarelli, Gilio e Zilberman (2019).

As estratégias globais de diferenciação de produto, estratégias de comercialização baseada em indicadores geográficos de origem, certificação e demais modelos de agregação de valor ao produto ainda não são predominantes na realidade da cafeicultura brasileira, os estudos de caso em países que avançam em modelos diversos nesse sentido mostram que os preços e a renda dos cafeicultores podem ser maiores e menos voláteis nesses arranjos (BARJOLLE et al., 2019; MINTEN et al., 2019; ROLDÁN-PÉREZ, 2019).

Sendo assim, o Brasil ainda carece analisar de forma mais propositiva o setor cafeeiro, com destaque aos possíveis ganhos referentes à agregação de tecnologia e qualidade ao produto, que podem refletir em preços mais elevados e menos voláteis. Os encontrados neste estudo mostram relativa inelasticidade da oferta de exportação do Brasil com relação ao preço internacional e como se trata de uma cultura perene e com grande volume exportado, registra-se que o país é o maior exportador global, infere-se que os produtores frente à queda de preços pouco podem reagir, apenas absorvem tais volatilidades, tendo suas rendas também voláteis. Nesse sentido ressalta-se a necessidade de adoção de políticas direcionadas à agregação de valor ao produto brasileiro, incorporando medidas estratégicas de marketing e de melhoria de qualidade, tais como indicadores de origem geográfica e certificação do produto. Tais mudanças, fizeram parte da estratégia de modelo *multi-stakeholder* adotada pela Colômbia, que ao consolidar a relação entre agentes econômicos envolvidos nesse sistema agroindustrial, desenvolveu um cenário mais favorável frente ao mercado internacional. Tais políticas seriam alternativas à condição brasileira de *price-taker* no mercado internacional de café para uma posição de definição de preço mais efetiva.

6 CONCLUSÃO

Propôs-se a este estudo, estimar a oferta de exportação do café no Brasil, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2016, pela possibilidade de captar os movimentos de exportação do café no país no período pós-desregulamentação. Sendo assim, foi elaborado o modelo de oferta de exportação de café, visando estimar o comportamento da quantidade exportada de café diante de seus determinantes, a saber, o preço doméstico do café, o preço de exportação expresso em moeda estrangeira, a taxa de câmbio, a variável dummy representando a sazonalidade do café e o PIB brasileiro.

Com base na revisão de literatura apresentada, foi proposto um modelo de oferta de exportação de café para o Brasil, em que foram consideradas as propriedades do procedimento *ARDL Bounds Testing Approach* e ferramentas econométricas de séries temporais para as respectivas análises. Os resultados dos testes de estacionaridade foram discrepantes entre os dois testes propostos, sugerindo ocorrência de quebra estrutural na série temporal. Concluiu-se que as variáveis analisadas são estacionárias (rejeição da hipótese nula de presença de uma raiz unitária) ou em nível ou em primeira diferença. Esse resultado validou a utilização do procedimento ARDL, por rejeitar a hipótese de existência de séries integradas de ordem igual ou maior a dois.

Dessa forma, estimando a oferta de exportação de café para o Brasil, verificou-se que a quantidade de exportação de café no período $t-1$, os preços internacionais, a taxa de câmbio, e o PIB brasileiro afetaram positivamente a quantidade exportada de café, indicando uma relação direta entre essas variáveis. Além disso, os resultados mostraram que a quantidade de exportação de café é afetada negativamente pelo aumento do preço doméstico, da taxa de câmbio no período $t-3$, e do PIB brasileiro no período $t-1$. Todos esses parâmetros estimados apresentaram-se estatisticamente significativos. No conjunto, os resultados evidenciaram que essas variáveis explicaram bem a variável dependente. A variável sazonalidade não foi considerada um elemento de influência na oferta de exportação de café no Brasil, visto sua não significância.

Examinou-se a relação de longo prazo entre as variáveis utilizando o procedimento de teste *ARDL bounds testing approach*, resultando na presença de um vetor de cointegração ou uma relação de longo prazo entre as variáveis. Esse fato possibilitou a estimação e análise dos coeficientes de curto e longo prazo, assim como do coeficiente de ajustamento.

Como esperado, os resultados estimados indicaram que o aumento do

preço de exportação provoca aumento na oferta de exportação do café no Brasil, sendo confirmada a relação direta entre essas duas variáveis. Por sua vez, o aumento do preço doméstico faz com que a oferta de exportação do café diminua, o que também é coerente com o esperado.

Os resultados para a variável taxa de câmbio indicaram que a desvalorização cambial de curto prazo provoca aumento do volume exportado de café. Já no longo prazo, foi verificada uma relação inversa a de curto prazo. Em vista disso, os resultados sugerem que as mudanças na taxa de câmbio no curto prazo tem uma influência positiva sobre a oferta de exportação do café brasileira independentemente do nível tecnológico em que se encontra o sistema agroindustrial cafeeiro do país. Por outro lado, o mesmo não ocorre no longo prazo. Dessa forma, ressaltou-se a necessidade de definir uma política capaz de estimular a competitividade desse grande setor exportador brasileiro que não dependa de eventuais efeitos cambiais de longo prazo.

No que se refere à variável PIB brasileiro, este trabalho identificou valores positivos e estatisticamente significativos para este coeficiente no curto prazo. Verificou-se ainda, que esta variável foi o que apresentou maior impacto sobre as exportações brasileira de café, destacando a relevância do mercado doméstico. Por fim, o valor do coeficiente de ajustamento mostrou que o ajustamento com que as variáveis convergem ao equilíbrio de longo prazo acontece rapidamente, dado que cerca de 38% dos desequilíbrios são corrigidos dentro de um período (em um mês).

Concernente aos impactos dessas variáveis no processo de comercialização internacional do café brasileiro, os resultados apontam a importância do avanço no sistema produtivo de café. Diante dessa oportunidade, é imprescindível transformar a relação de produção dessa cultura no país, com melhor ordenação do sistema agroindustrial cafeeiro diante de um cenário mais competitivo. Só essa transformação das unidades produtoras de café poderá contribuir para uma dinamização mais adequada do setor exportador brasileiro no longo prazo.

Dadas as limitações presentes nesse estudo, estas conclusões ainda devem ser estudadas e analisadas a partir de novos estudos a serem realizados sobre o tema. A análise limitou-se a essas variáveis, visto que alguns dados não foram utilizados devido a incompatibilidade das séries temporais, ou até mesmo da indisponibilidade de alguns dados. Sugere-se para trabalhos futuros, a consideração de distinção entre as duas variedades principais de café comercializadas.

REFERÊNCIAS

AGROSTAT. **Estatística de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro, Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento.** Disponível em: <<http://indicadores.agricultura.gov.br/index.htm>>. Acesso em: 10 jul. 2019.

ALMEIDA, L.F.; ZYLBERSZTAJN, D. Key Success Factors in the Brazilian Coffee Agrichain: Present and Future Challenges. **Int. J. Food System Dynamics**, v. 8, n. 1, p. 45-53, 2017.

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, RJ, v. 42, n. 01, p.9-33, 2004.

AREVALO, J. L. S.; ANDRADE, Á. M. F.; SILVA, G. A. B. Uma Nota Sobre Modelos Gravitacionais Aplicados à Exportação de Café de Brasil, Colômbia e Peru. **Rev. Bras. Econ.**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 3, p. 271-280, 2016.

BACHA, C. J. C. A Cafeicultura Brasileira nas Décadas de 80 e 90 e suas Perspectivas. **Preços agrícolas**, v. 12, n. 142, p. 14–22, 1998.

BARJOLLE, D.; QUIÑONES-RUIZ, X. F.; BAGAL, M.; COMOÉ, H. The Role of the State for Geographical Indications of Coffee: Case Studies from Colombia and Kenya. **World Development**, v. 98, p. 105-119, 2017.

BARROS, G. S. de C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000). **Rio de Janeiro: IPEA**, mar. 2002. 53 p. (Texto para Discussão n. 865).

BITTENCOURT, G.M.; FONTES, R. M. O.; CAMPOS, A. C. Determinantes das exportações brasileiras de etanol. **Revista de política agrícola. Brasília**, DF. Ano XXI, n. 4, p. 4-19, 2012.

BLISKA, F. M. de M.; VEGRO, C. L. R.; AFONSO JUNIOR, P. C.; MOURAO, E. A. B.; CARDOSO, C. H. S. Custos de Produção de Café nas Principais Regiões Produtoras do Brasil. **Informações Econômicas**, SP, v.39, n.9, set. 2009.

CALDARELLI, C. E.; GILIO, L.; ZILBERMAN, D. The Coffee Market in Brazil: challenges and policy guidelines. **Revista de Economia**, v. 39, n. 69, 2019.

CARVALHO, A.; NEGRI, J. A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil:(1997/1998).** 2000.

CARVALHO, M. A.; SILVA, C. R. L. **Economia internacional.** São Paulo: Saraiva, 2000.

CASTRO, A. S.; ROSSI JUNIOR, J. L. Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras. **IPEA**, 2000.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. As exportações brasileiras no período 1977/96: Desempenho e determinantes. **Rio de Janeiro: IPEA**, 1998. (Texto para Discussão 545).

CONAB – **Companhia Nacional de Abastecimento**. Database. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/>>. Acesso em 23 mar. 2019.

CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; ELLERY Jr, R. G., CONCEIÇÃO, P. H. Z. Cadeia agroindustrial do café no Brasil: Agregação de valor e exportação. **Boletim de Economia e Política Internacional**, n.24, p. 37-47, 2019.

COSTA, S. L. **Demanda interna de café no Brasil: novos condicionantes e perspectivas**. (Mestrado - Economia) – Universidade Federal de Viçosa (UFV), Viçosa, p.81, 2003.

COULIS, J. E. **Rooted in Coffee Deregulation, Economic Crisis and Restructuring Power in the Brazilian Coffee Sector: How Small-Scale Producers Responded to the Coffee Crisis in Sul de Minas**. Thesis (Master of Arts in History) – University of Guelph, Ontario, Canadá, 2011.

ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3rd.ed. New York; John Wiley, 2010.

FAO. **Food and Agriculture Organization of the United Nations**. Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/en/#data/QC/visualize>>. Acesso em 26 mai. 2019.

FARINA, E. M. M. Q.; AZEVEDO, P. F.; SAES, M. S. N. **Competitividade: mercado, estado e organizações**. São Paulo: Singular, 1997.

FAVRO, J.; CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. Modelo de Análise da Oferta de Exportação de Milho Brasileira: 2001 a 2012. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 53, n. 3, p. 455-476, 2015.

FURTADO, C. **Formação Econômica do Brasil**, 32ª ed., São Paulo, Companhia Editora Nacional, 2005.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. Pearson Education India, 2003.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo. 5. ed.: AMGH, 2011.

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; LIM, G. C. **Principles of Econometrics**. 4. ed, Econometrics, 2011.

ICO. **International Coffee Organization Statistics**. Trade Statistics Tables. Disponível em: <http://www.ico.org/trade_statistics.asp?-section=Statistics>. Acesso em 5 jun. 2019.

ICO. **International Coffee Organization Statistics**. Coffee Market Report. Disponível em: <<http://www.ico.org/Market-Report-18-19-e.asp>>. Dec. 2018.

ITC, International Trade Center. **The Coffee Exporter's Guide**. Geneva, 2011.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. 5ª edição. Publicação: São, 2001.

MAZZOTTI, A. U. **Equações de oferta e demanda por exportações do Brasil: um estudo comparativo do setor de madeira e móveis**. Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, 2008.

MDIC. **Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior**. Balança comercial. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna>>. Acesso em: 29 out. 2019.

MINTEN, B.; DEREJE, M.; ENGIDA, E.; KUMA, T. Coffee value chain on the move: Evidence in Ethiopia. **Food Policy**, v. 83, p. 370-383, 2019.

MIRANDA, S.H.G. **Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

MORAIS, I. A. C.; BERTOLDI, A.; ANJOS, A. T. M. Estimativa de um modelo não linear para as exportações brasileiras de borracha no período 1992-2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, SP, v. 48, n.03, p. 679-704, 2010.

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

NKORO, E.; UKO, A. K. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. **Journal of Statistical and Econometric Methods**, v. 5, n. 4, p. 63-91, 2016.

NISHIJIMA, M.; SAES, M. S. M.; POSTALI, F. A.S. Análise de concorrência no mercado mundial de café verde. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 50, n. 1, p. 69-82, março 2012.

NOGUEIRA, F. T. P. **Integração espacial e efetividade do "hedge" no mercado brasileiro de café arábica**. Dissertação (Mestrado) - Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa-MG, p. 147, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1361-1401, 1989.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. **Econometric Society Monographs**, v. 31, p. 371-413, 1998.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.

PHILLIPS, P. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PONTE, S. The ‘latte revolution’? Regulation, markets and consumption in the global coffee chain. **World Development**, v. 30, n. 7, p. 1099-1122, julho 2002.

POURCHET, H. C. P. **Estimação de equações de exportação por setores: uma investigação do impacto do câmbio**. Tese de Doutorado. Dissertação (MSc.), Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

REIS, J. D.; LEITE, C. A. M.; SIMÕES, A. R. P. Oferta brasileira de exportação de carne bovina, 1996 - 2002.

ROLDÁN-PÉREZ, A.; GONZALEZ-PEREZ, M.; HUONG, P. T.; TIEN, D. N. Coffee, cooperation and competition: A comparative study of Colombia and Vietnam. **UNCTAD Virtual Institute**, p. 1–92, 2009.

RUSSELL, B.; MOHAN, S.; BANERJEE, A. Coffee market liberalisation and the implications for producers in Brazil, Guatemala and India. **World Bank Econ. Rev.**, v. 26, n. 3, p. 514–538, novembro 2012.

SAES, M.S.M. **Estratégias de Diferenciação e Apropriação da Quase-Renda na Agricultura: a produção de pequena escala**. São Paulo: Annablume, 2009.

SAES, M.S.M.; FARINA, E. M. M. Q. **O agribusiness do café no Brasil**. São Paulo: Milkbizz, 1999.

SALVATORE, D. **Economia internacional**. Rio de Janeiro: LTC, 2000.

SAPIENZA, D. L. **Análise do desempenho da balança comercial brasileira – estimações das elasticidades das funções da oferta de exportação e da demanda de importação (1980/2006)**. Dissertação (Mestrado em Economia), Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós Graduação em Economia, São Paulo, 2007.

SEREIA, V. J.; CAMARA, M. R. G.; CINTRA, M. V. Competitividade internacional do complexo cafeeiro brasileiro e paranaense. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 29, n. 3, p. 557-578, 2008.

SILVA, M. A. P.; ROSADO, P.L.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A.C. Oferta de exportação de frango do Brasil, de 1992 a 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, SP, v. 49, n.1, p. 31-54, 2011.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Oxford, v.48, n.1, p.1-48, 1980.

USDA, **United States Department of Agriculture**. Production Supply and Distribution Reports. Disponível em:

<<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/downloads>>. Acesso em: 11 jun. 2019.

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

VASCONCELLOS, M. A. S. **Economia: micro e macro**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2011.

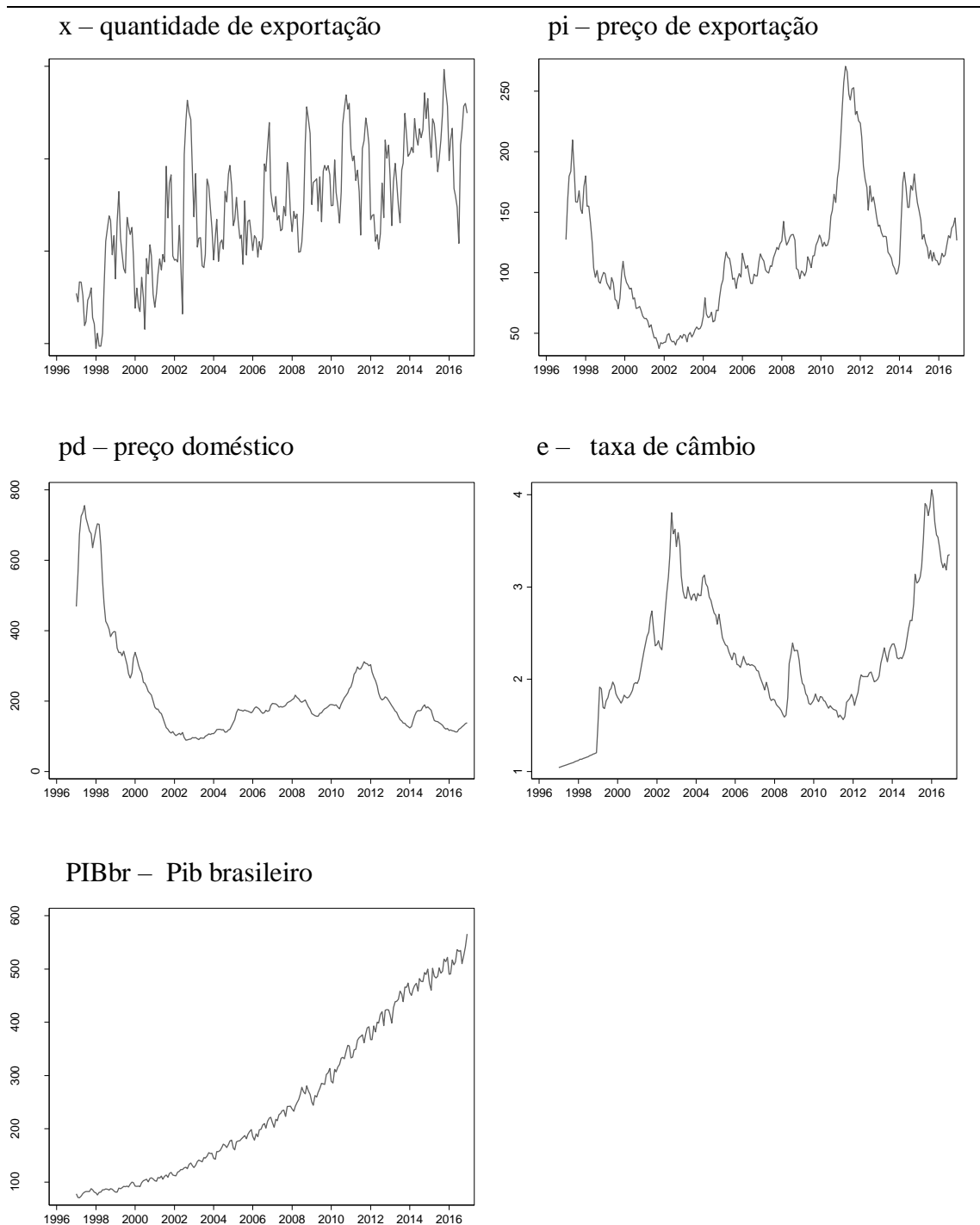
VOTTA, T.B.; VIAN, C.E.; PITELLI, M.M. A Desregulamentação no mercado de café torrado e moído e a emergência de Campos organizacionais: Uma análise prospectiva e uma agenda de pesquisa. **Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER)**, n. 149211, 2006.

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

APÊNDICES

APÊNDICE A – GRÁFICOS RECURSIVOS

GRÁFICO 1 – Comportamento das Séries de quantidade de exportação de café para o exterior, preço de exportação expresso em moeda estrangeira, preço doméstico, taxa de câmbio e PIB brasileiro



Fonte: Base de dados.