



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PIAUÍ – UFPI
CAMPUS MINISTRO REIS VELLOSO – CMRV
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**



HELOISA ASSUMPCÃO COSTA



**RECEITA DE EXPORTAÇÃO, TAXA DE CÂMBIO E RENDA
MUNDIAL: UMA ANÁLISE DO MERCADO EXTERNO DE SOJA
NO ESTADO DO PIAUÍ NO PERÍODO DE 2003 A 2008**



**PARNAÍBA-PI
2019**



HELOISA ASSUMPÇÃO COSTA

**RECEITA DE EXPORTAÇÃO, TAXA DE CÂMBIO E RENDA
MUNDIAL: UMA ANÁLISE DO MERCADO EXTERNO DE SOJA
NO ESTADO DO PIAUÍ NO PERÍODO DE 2003 A 2008**

Monografia apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas da Universidade Federal do Piauí, Campus Ministro Reis Velloso – Parnaíba.

Orientador: Msc. Vera Beatriz Martins Bacelar

**PARNAÍBA – PI
2019**

HELOISA ASSUMPCÃO COSTA

**RECEITA DE EXPORTAÇÃO, TAXA DE CÂMBIO E RENDA
MUNDIAL: UMA ANÁLISE DO MERCADO EXTERNO DE SOJA
NO ESTADO DO PIAUÍ NO PERÍODO DE 2003 A 2008**

Monografia apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas da Universidade Federal do Piauí, Campus Ministro Reis Velloso-Parnaíba.

Orientador: Msc. Vera Beatriz Martins Bacelar

Aprovada em 05/12/2019

Banca Examinadora

Vera Beatriz Martins Bacelar
Profa. Msc. Vera Beatriz Martins Bacelar

Professor orientador – Presidente

Hana Rosa Borges de Oliveira
Profa. Msc. Hana Rosa Borges de Oliveira

Prof.º membro

Osmar
Prof.º membro
Dr. Osmar Gomes de Alencar Júnior

FICHA CATALOGRÁFICA
Universidade Federal do Piauí
Biblioteca Setorial Prof. Cândido Athayde – Campus Parnaíba
Serviço de Processamento Técnico

C837r Costa, Heloisa Assumpção
Receita de exportação, taxa de câmbio e renda mundial: uma análise do mercado externo de soja no estado do Piauí no período de 2003 a 2008 [recurso eletrônico] / Heloisa Assumpção Costa. – 2019.

1 Arquivo em PDF

TCC (Bacharel em Ciências Econômicas) - Universidade Federal do Piauí, 2019.

Orientação: Prof^ª. Msc. Vera Beatriz Martins Bacelar.

1. Exportação. 2. Regressão Múltipla. 3. Soja. I. Título.

CDD: 336.02

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer a Deus, por ter me concedido essa oportunidade maravilhosa e por ter me guiado pelos melhores caminhos segundo a Tua vontade.

Segundamente, gostaria de agradecer aos meus pais, Francisco Anderson e Fabricia, os grandes responsáveis por essa conquista, meus maiores apoiadores e incentivadores, a base do meu crescimento. Agradeço a eles por terem me dado discernimento para que soubesse distinguir o certo do errado e assim me fazerem capaz de tomar as melhores decisões. Agradeço a eles por me ensinarem, desde criança, que a educação é o melhor caminho.

Agradeço também, a minha irmã, Maria Eduarda, por ser um grande exemplo de pessoa e profissional para mim.

Agradeço, a todos os meus amigos, dentro e fora da graduação, que me apoiaram e me incentivaram a concluir o curso de ciências econômicas. Agradeço aqueles que sempre estiveram ali para estender um ombro amigo.

Gostaria de agradecer também aos grandes mestres que tive o prazer de ser aluna durante esses quatro anos de graduação, agradeço por todo conhecimento que a mim foi repassado, espero fazer dele o melhor proveito possível. Em especial, gostaria de agradecer a professora Vera Beatriz Martins Bacelar, minha orientadora e a melhor professora que eu já tive em minha vida, obrigada por ser essa pessoa humana, preocupada e tão querida por todos que te cercam.

Por fim, agradeço ao meu grande amor, Rock Araujo, por ser meu ponto de apoio, de paz e exemplo de cumplicidade e parceria. Agradeço por ser tão compreensível e por sempre acreditar em mim.

A todos vocês, o meu muito obrigada!

RESUMO

A soja é atualmente um dos produtos mais promissores no estado do Piauí, sendo o produto mais exportado pelo estado. Dessa forma, o presente estudo partiu do seguinte questionamento: Quais são as variáveis explicativas para a variação da receita de exportações de soja no estado do Piauí no período de 2003 a 2018? De modo a responder esse questionamento o objetivo geral foi analisar quais são as variáveis explicativas para a variação na receita de exportação de soja no estado do Piauí no período de 2003 a 2018 e os objetivos específicos foram: verificar a variação relativa da quantidade e do preço de exportação de soja no período; avaliar o impacto das variações relativas da taxa de câmbio na receita de exportações; relacionar a renda dos principais parceiros comerciais com o montante de receita de exportação; descrever a influência da elasticidade-renda da China na variação percentual relativa da receita das exportações e conhecer as políticas públicas relacionadas ao mercado externo de soja. A metodologia utilizada neste estudo, iniciou-se com um levantamento bibliográfico e pesquisa documental, para que fossem selecionadas literaturas específicas a respeito do problema. Em continuidade a isto, utilizou-se um modelo de regressão linear múltipla com logaritmos naturais afim de testar a correlação existente entre as variáveis. Como conclusão, este estudo verificou que as variáveis preço e quantidade são as principais responsáveis no que tange a explicação da variação das receitas de exportação de soja no estado do Piauí.

Palavras-chave: Exportação. Regressão Múltipla. Soja.

ABSTRACT

Soy is currently one of the most promising products in the state of Piauí, being the most exported product by the state. Thus, the present study started from the following question: What are the explanatory variables for a variation of soybean storage revenue in the state of Piauí from 2003 to 2018? In order to answer this question, the general objective was to analyze what are the explanatory variables for the variation in soybean export revenue in the state of Piauí from 2003 to 2018 and the specific objectives were: verify the relative variation in the quantity and export price of soybeans in the period; assess the impact of relative exchange rate variations on export earnings; relate the income of major trading partners to the amount of export revenue; describe the influence of China's income elasticity on the relative percentage change of export earnings and know the public policies related to the foreign soy market. The methodology used in this study began with a literature review and documentary research, so that specific literature on the problem could be selected. Following this, a multiple linear regression model with natural logarithms was used to test the correlation between the variables. In conclusion, this study found that price and quantity variables are mainly responsible for explaining the variation in soybean export revenues in the state of Piauí.

Key words: Export. Multiple Regression. Soy.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES, TABELAS E QUADROS

Figura 01: Participação relativa dos principais produtos importados pelo estado do Piauí no ano de 2018.....	22
Figura 02: Participação relativa dos principais produtos exportados pelo estado do Piauí no ano de 2018.....	26
Figura 03: Principais municípios produtores de soja em toneladas no estado do Piauí no ano de 2017.....	31
Figura 04: Diagrama de dispersão dos logaritmos naturais das variáveis.....	43
Figura 05: Resultados Obtidos no Modelo Econométrico	44
Figura 06: Resultados do Teste de Heterocedasticidade de White	53
Gráfico 01: Produção de soja em grão dos municípios do Piauí por quantidade produzida em toneladas em 2017.....	19
Gráfico 02: Programas de Financiamento da Agricultura no estado do Piauí no ano de 2017	19
Gráfico 03: Comparativo da evolução das exportações totais e da soja no estado do Piauí no período de 2003-18.....	28
Gráfico 04: Desenvolvimento da área, produção e produtividade de soja no Piauí.....	40
Gráfico 05: Participação dos principais parceiros comerciais do Estado do Piauí nas exportações no ano de 2018	42
Tabela 01: Produção de soja no Brasil, por regiões e estados selecionados no período 2009-19 em toneladas	15
Tabela 02: Evolução das receitas de exportações FOB em US\$ do estado do Piauí no período de 2003-18.....	25
Tabela 03: Participação relativa dos principais produtos de exportados pelo estado do Piauí nos anos de 2003, 2008, 2013 e 2018.....	27
Tabela 04: Principais parceiros comerciais do estado do Piauí em termos relativos das exportações totais em 2018	29
Tabela 05: Valor das Receitas de Exportação de Soja, Quantidade, Preço, Taxa de Câmbio e Renda do resto do Mundo no estado do Piauí no período 2003-19	39
Quadro 01: Descrição das variáveis coletadas sobre as exportações de soja no estado do Piauí e a fonte dos dados	34

LISTA DE SIGLAS

CEPEA- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada

CEPRO- Superintendência de Pesquisas Econômicas e Sociais do Piauí

COMEXSTAT- Estatísticas do Comercio Exterior

CONAB- Companhia Nacional de Abastecimento

EMBRAPA- Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária

FISET- Fundo de Investimentos Setoriais

FINOR- Fundo de Investimentos do Nordeste

IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IPEA- Instituto de Pesquisa Econômica Aplica

MAPA- Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento

MDIC- Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços

PRONAF- Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar

PRONAMP- Programa Nacional de Apoio ao Médio Produtor Rural

SUDENE- Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste

WTO- World Trade Organization

Sumário

INTRODUÇÃO	11
1 REFERENCIAL TEÓRICO	14
1.1 Contextualização da soja no Brasil	14
1.2 Contextualização da soja no Piauí	16
1.3 Políticas públicas de incentivo ao cultivo de soja no Piauí	17
1.4 Relações Comerciais	20
1.4.1 Teorias do Comércio Exterior	20
1.4.2 Exportações	21
1.4.3 Importações	21
1.5 Modelo agroexportador brasileiro	22
1.6 Evolução das exportações piauienses	24
1.7 Principais parceiros comerciais do Piauí.....	28
2. MÉTODOS E PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	31
2.1 Delimitação da Área de Estudo	31
2.2 Metodologia da Pesquisa.....	32
2.2.1 Quanto à Abordagem	32
2.2.2 Quanto aos Procedimentos	32
2.3 Análise dos Dados	33
2.3.1 Escolha das Variáveis e Coleta dos Dados	33
2.3.2 Modelo Econométrico.....	34
2.3.2.1 Teste de Autocorrelação de Durbin-Watson.....	37
2.3.2.2 Teste de Heterocedasticidade de White	37
3. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	39
3.1 Considerações a Respeito das Exportações de Soja no estado do Piauí	39
3.2 Resultados Obtidos através da Estimação do modelo Econométrico	43
3.2.1 Resultados gerais do modelo.....	43
3.2.2 A Constante do modelo	45
3.2.3 A Variável Quilograma Líquido	46
3.2.4 Variável Preço das exportações.....	48
3.2.5 Variável taxa de Câmbio Real.....	49
3.2.6 Variável Renda do Mundo.....	50
3.2.7 Testes do modelo	52
3.2.7.1 Teste de Autocorrelação de Durbin-Watson.....	52
3.2.7.2 Teste de Heterocedasticidade de White	52
3.3 Demais Considerações do Modelo.....	54
CONSIDERAÇÕES FINAIS	56
REFERÊNCIAS	
ANEXOS	

INTRODUÇÃO

Desde o período colonial, o Brasil é considerado um país predominantemente agrícola, seja pelo seu clima tropical propício, suas terras férteis ou pelo investimento em novas técnicas. Conforme Fries e Coronel (2014) o Brasil se tornou um dos países líderes na economia agrícola mundial, juntamente com a União Europeia e Estados Unidos, devido a rápida expansão da demanda por alimentos, fibras e energia.

As relações comerciais brasileiras com outros países, se intensificaram a partir da década de 1990 com a maior abertura comercial, entretanto, o país estava assolado pela hiperinflação que acabou por gerar diversos problemas internos. Após a implantação do plano real em 1994, o país começou a se recuperar, somado a outros fatores como a desvalorização cambial de enfrentamento aos ataques especulativos, período em que o Brasil abandonou o regime de bandas cambiais e culminou no chamado *boom* das *commodities*. Momento em que houve um aumento internacional no preço das *commodities*, trazendo benefícios para os países exportadores de produtos primários, incluindo o Brasil.

Entretanto, com a crise financeira mundial de 2008, o maior parceiro comercial do Brasil, a China, também foi atingido pela crise e isso gerou impactos negativos para o país conseqüentemente. Conforme Farhi *et al* (2009), a crise financeira norte-americana do *subprime* alcançou proporções que colocaram em risco todo o sistema financeiro internacional ao passo em que demonstrou as fragilidades e limitações existente no que diz respeito à regulação e supervisão bancárias – isto acarretou perdas a todos os países que mantinham relações diretas com os Estados Unidos.

Apesar desse momento, o país vem se destacando no setor que em 1980 foi denominado agronegócio, que conforme Mendes e Padilha (2007) “O agronegócio é um conceito mais abrangente do setor agrícola, em que a produção agropecuária é apenas uma parcela, uma vez que inclui também a aquisição de insumos, equipamentos, o processamento produção agropecuária, a distribuição, ou seja, é uma visão da cadeia na sua totalidade.” Dessa forma, pode-se entender o agronegócio (também chamado de *agrobusiness*) como o conjunto de negócios relacionados a agricultura e a pecuária no âmbito econômico.

Conforme o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento-MAPA (2019) “O PIB do agronegócio compreende, além das atividades primárias realizadas no estabelecimento, as atividades de transformação e de distribuição. O agronegócio é a locomotiva da economia, sendo responsável por um em cada três empregos e 21,6% do

Produto Interno Bruto (PIB) em 2017.” Sendo assim é perceptível a relevância do agronegócio para o cenário econômico brasileiro.

Ainda conforme o MAPA (2019) dentre os principais produtos, destacam-se o açúcar, café e o suco de laranja, produtos que o Brasil se destaca como líder mundial tanto em produção quanto em exportação, e destaca-se também a soja, em que o Brasil é o 2º em produção e 1º em exportação.

De acordo com o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada- CEPEA (2018), a participação do agronegócio nas exportações totais do país representou 42% no ano de 2018, isso se deve a boa safra do ano, onde foi produzida aproximadamente 230 toneladas de grãos, o suficiente para abastecer o país e exportar o excedente.

Esse estudo partiu da seguinte problemática: Quais são as variáveis explicativas para a variação da receita de exportações de soja no estado do Piauí no período de 2003 a 2018?

Para responder a esse questionamento, o estudo terá como objetivo geral compreender quais são as variáveis explicativas para a variação na receita de exportação de soja no estado do Piauí no período de 2003 a 2018 e os objetivos específicos foram: verificar a variação relativa da quantidade e do preço de exportação de soja sobre receita de exportação no período; avaliar o impacto das variações relativas da taxa de câmbio na receita de exportações; relacionar a renda dos principais parceiros comerciais com o valor da receita de exportação; descrever a influência da elasticidade-renda da China na variação percentual relativa da receita das exportações e conhecer as políticas públicas relacionadas ao mercado externo de soja.

Esse estudo analisou a principal *commodity* brasileira, a soja, que também é o produto mais exportado no estado do Piauí. Conforme Hirakuri e Lazzaroto (2014), o Piauí ocupa a terceira posição entre os principais produtores de grão do nordeste, ficando atrás da Bahia e do Maranhão, respectivamente. Conforme a Companhia Nacional de Abastecimento-CONAB (2014), a produção de soja no cenário nacional representa 2% da produção total.

Como metodologia utilizou-se, inicialmente, um levantamento de cunho bibliográfico e documental, para que a literatura já existente do problema fosse detalhada. Em continuidade foi utilizado um modelo de regressão linear múltipla para analisar a correlação existente as variáveis.

O presente estudo está estruturado em três partes: referencial teórico, onde é discutido a literatura a respeito do tema; metodologia, onde é especificado o modelo analisado e por fim, análise e discussão de resultados.

1. REFERENCIAL TEÓRICO

1.1 Contextualização da soja no Brasil

O processo de diversificação dos produtos da economia brasileira deriva de fatores recentes na formação histórico-econômica da economia brasileira, sendo o mercado externo o principal vetor deste processo. Conforme Silva (1998), em 1907 cerca de aproximadamente dois terços da produção agrícola total brasileira tinha como destino o mercado externo, uma vez que as exportações brasileiras eram o centro dinâmico à época; todavia, em 1919 este montante havia sido reduzido a aproximadamente 36%. Ainda conforme o autor, a produção agrícola brasileira era dominada predominantemente pelo cultivo do café.

A produção de grãos, cuja finalidade era a subsistência, como o arroz e o milho, eram cultivados de forma arcaica e com baixa instrumentação tecnológica – o que promovia uma baixa de produtividade a estas culturas. Com a crise de 1929, a economia brasileira modificou as bases operacionais de sua economia, promovendo, para tal, o processo de industrialização. O projeto Nacional Desenvolvimentista, idealizado por Getúlio Vargas, teve como objetivo fomentar as bases da industrialização da economia brasileira; porém, este não minimizou a importância do setor agrícola, que sofreu forte diversificação e expansão.

Conforme Coelho (2000), o aumento da produção de grãos na economia brasileira, em especial a soja, foi um dos fatores decisivos que corroboraram tanto com o processo de transformação da agricultura brasileira como também com o aumento das áreas cultiváveis, o que promoveu ganhos expressivos de produtividade.

No que tange ao cultivo de soja no país:

“No Brasil, a soja começou a ser plantada experimentalmente na Bahia em 1882, mas o início do cultivo propriamente dito e a distribuição de sementes aos produtores paulistas ocorreram em 1901, na Estação Agropecuária de Campinas. A migração japonesa facilitou a disseminação do grão, que chegou ao Rio Grande do Sul em 1914, e foi difundida para o restante do País na década de 1970, com a ampliação da indústria de óleo e a intensificação da pesquisa, principalmente pela Embrapa (...)” (CÔELHO, p.8, 2018).

Conforme Hiraoki e Lazzaroto (2014), a expansão da produção de soja durante as décadas de 70 e 80 se deveu a três fatores importantes: (1) mercado favorável; (2) políticas agrícolas de incentivo ao complexo agroindustrial nacional; (3)

desenvolvimento e estabelecimento de uma ampla cadeia produtiva, que permitiu a oferta crescente de modernas tecnologias de produção.

Tabela 01: Produção de soja no Brasil, por regiões e estados selecionados no período 2009-19 em toneladas

REGIÃO/UF	2009/10	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14	2014/15	2015/16	2016/17	2017/18	2018/19 (!)
NORTE	1.691,7	1.977,2	2.172,2	2.661,5	3.391,3	4.289,5	3.818,9	5.536,4	5.903,9	6.053,0
NORDESTE	5.309,5	6.251,5	6.096,3	5.294,8	6.620,9	8.084,1	5.107,1	9.644,7	11.850,7	10.359,4
Maranhão	1.330,6	1.599,7	1.650,6	1.685,9	1.823,7	2.069,6	1.250,2	2.473,3	2.973,4	2.873,4
Piauí	868,4	1.144,3	1.263,1	916,9	1.489,2	1.833,8	645,8	2.048,1	2.538,6	2.239,6
Alagoas	-	-	-	-	-	-	-	-	5,5	5,5
Bahia	3.110,5	3.507,5	3.182,6	2.692,0	3.308,0	4.180,7	3.211,1	5.123,3	6.333,2	5.240,9
CENTRO-OESTE	31.586,7	33.938,9	34.904,8	38.091,4	41.800,5	43.968,6	43.752,6	50.149,9	53.945,4	52.663,7
Mato Grosso	18.766,9	20.412,2	21.849,0	23.532,8	26.441,6	28.018,6	26.030,7	30.513,5	32.306,1	31.702,4
Mato Grosso do Sul	5.307,8	5.169,4	4.628,3	5.809,0	6.148,0	7.177,6	7.241,4	8.575,8	9.600,5	9.302,4
Goiás	7.342,6	8.181,6	8.251,5	8.562,9	8.994,9	8.625,1	10.249,5	10.819,1	11.785,7	11.409,9
SUDESTE	4.457,6	4.622,1	4.656,3	5.425,9	5.015,3	5.873,5	7.574,9	8.151,5	8.955,0	8.837,0
Minas Gerais	2.871,5	2.913,6	3.058,7	3.374,8	3.327,0	3.507,0	4.731,1	5.067,2	5.545,2	5.373,7
São Paulo	1.586,1	1.708,5	1.597,6	2.051,1	1.688,3	2.366,5	2.843,8	3.084,3	3.409,8	3.463,3
SUL	25.642,7	28.534,6	18.553,4	30.025,8	29.292,8	34.012,3	35.181,1	40.592,8	38.626,7	38.857,6
Paraná	14.078,7	15.424,1	10.941,9	15.912,4	14.780,7	17.210,5	16.844,5	19.586,3	19.170,5	18.777,8
Santa Catarina	1.345,2	1.489,2	1.084,9	1.578,5	1.644,4	1.920,3	2.135,2	2.292,6	2.305,9	2.312,0
Rio Grande do Sul	10.218,8	11.621,3	6.526,6	12.534,9	12.867,7	14.881,5	16.201,4	18.713,9	17.150,3	17.767,8
NORTE/NORDESTE	7.001,2	8.228,7	8.268,5	7.956,3	10.012,2	12.373,6	8.926,0	15.181,1	17.754,6	16.412,4
CENTRO-SUL	61.687,0	67.095,6	58.114,5	73.543,1	76.108,6	83.854,4	86.508,6	98.894,2	101.527,1	100.358,3
BRASIL	68.688,2	75.324,3	66.383,0	81.499,4	86.120,8	96.228,0	95.434,6	114.075,3	119.281,7	116.770,7

Fonte: CONAB (2018).

Conforme observado na Tabela 01, na safra 2018/19 a região Centro-oeste é a região que apresentou maior destaque na produção de soja, detendo aproximadamente 45,10% do montante total da oleaginosa. Enquanto a Região Nordeste, para o mesmo ano supracitado apresentou, em termos relativos, 8,87% do total de produção de soja. Em termos relativos, considerando a safra de 2009/10, a Região Nordeste apresentou um crescimento na produção de soja de aproximadamente 1,14 p.p. Considerando o cenário de crescimento da produção de soja do nordeste, o Piauí elevou a produção relativa em 5,26 p.p, considerando a produção relativa da primeira safra e da última safra.

A soja é considerada a principal *commodity* do agronegócio brasileiro, sendo o Estado do Mato Grosso o maior produtor do país, seguido pelo Paraná e Rio Grande do sul. No Nordeste, o estado da Bahia é o maior produtor.

Conforme dados da Embrapa Soja (2019) o Brasil é o maior exportador e segundo maior produtor de soja do mundo (114,843 milhões de toneladas ao ano), perdendo apenas para os Estados Unidos (123,664 milhões de toneladas).

Dessa forma, pode-se notar a importância socioeconômica da produção da *commodity* soja para o Brasil.

Hiraruki e Lazzaroto (2014) destacam que:

“O complexo agroindustrial da soja tem expressiva importância socioeconômica para o Brasil, pois movimenta um amplo número de agentes e organizações ligados aos mais diversos setores socioeconômicos, como empresas de pesquisa e desenvolvimento, fornecedores de insumos, indústrias de máquinas e equipamento, produtores rurais, cooperativas agropecuárias, cooperativas agroindustriais, processadoras, produtores de óleo, fabricantes de ração e usinas de biodiesel, dentre outras.”

1.2 Contextualização da soja no Piauí

Assim como no Brasil, a soja também se tornou a principal cultura cultivada no Estado do Piauí. Conforme Companhia Nacional de Abastecimento-CONAB (2014), o Piauí ocupa a terceira posição de estados mais produtores do Nordeste, ficando atrás apenas da Bahia e do Maranhão.

Conforme Frota e Campello (1999) a produção de soja no estado do Piauí se iniciou, de forma tímida, em 1982, com apenas 10 hectares de área cultivada.

A produção de soja no Estado do Piauí, começou a ser expandida no final da década de 80 e início da década de 90, devido a dois fatores que podem ser destacados: a) Na década de 1980, o Centro Nacional de Pesquisa de Soja da Embrapa (Embrapa-CNPSO) realizou vários estudos e pesquisas sobre o cultivo da soja no Piauí. Como consequência dessas pesquisas, foi introduzida no Piauí uma linhagem de soja, fruto de uma seleção cultivar. (Leal e França, 2010); b) Interesse pelas terras piauienses devido ao seu baixo preço e facilidade de financiamento através da SUDENE responsável pelo Fundo de Investimentos do Nordeste (Finor), e do Fundo de Investimentos Setoriais (Fiset).

Ainda no que diz respeito a implantação dessa *commodity* no estado do Piauí, Alves (2004, p. 48) destaca que:

As estratégias de acumulação do capital em terras piauienses são muito semelhantes às adotadas no Oeste da Bahia e Sul do Maranhão, na medida em que se adotam os mesmos mecanismos para a territorialização do capital. Coincidem com a chegada dos primeiros grupos ao Piauí, a implementação de políticas

governamentais voltadas para atender a modernização agropecuária naquele Estado, tais como: ampliação das linhas de créditos para a agropecuária e para os reflorestamentos financiados pelo Finor (Fundos de Investimentos do Nordeste), pelo Banco do Nordeste e [Banco] do Brasil; implantação ou melhoramento de infraestrutura viária, de telecomunicações e de energia elétrica; além da grande disponibilidade de terras públicas a preços muito baixos. Tais mecanismos de incentivos econômicos se fortaleceram na década dos 90 com a atuação do Proceder e com as perspectivas previstas para a construção de corredores viários de exportação destinados ao escoamento da produção dessa sub-região aos grandes portos do Nordeste, especialmente ao complexo portuário de Itaqui/Ponta da Madeira, em São Luís (MA).

É importante e necessário destacar que antes da década de 70, o setor agrícola piauiense era predominantemente voltado para agricultura de subsistência e familiar, extrativismo e atividade pastoril, somente após a implantação das políticas públicas supracitadas, o agronegócio adentrou o estado do Piauí.

Conforme Lima e Reis (2016), desde a criação do estado do Piauí, a produção de soja aumentou aproximadamente 170 vezes, evoluindo de 0,2 milhões de toneladas para cerca de 2 milhões de toneladas de soja, evidenciando a efetividade das políticas públicas citadas anteriormente. Além disso, houve um aumento expressivo no tamanho da área plantada, que aumentou 3.500 vezes, sendo no princípio de 0,2 mil hectares, na safra 1987-1988, para a estimativa de 714 mil hectares na safra 2015-2016 (LIMA E REIS, p.165, 2016).

1.3 Políticas públicas de incentivo ao cultivo de soja no Piauí

A Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), se consolidou como papel fundamental para o cultivo de soja no estado do Piauí, a partir da introdução do cultivo de soja da linhagem cultivar, como citado anteriormente, além de contribuir com tecnologias que melhorem a qualidade genética e do solo, proporcionado um ambiente propício para o cultivo da oleaginosa.

Em concomitância a isso, é importante ressaltar a influência do crédito rural no desempenho do cultivo de soja. Delgado (2012), aponta que o crédito rural representa um dos principais fomentadores da modernização agrícola e contribuiu de forma significativa para o boom dos *commodities*.

Conforme Leite e Júnior (2015), o crédito rural foi um fator de grande proeminência no que tange à expansão da produção de soja no estado do Piauí; todavia, destacam os autores, o crédito rural, durante a década de 80, teve a sua maior parte direcionada a grandes produtores, o que, corrobora com a ideia de restrição de crédito criada devido à falta de comprovação de garantias por parte dos pequenos produtores – o que permitiu que produtores de outros estados adentrassem na produção de soja do estado do Piauí (SANTOS; BRAGA, 2013).

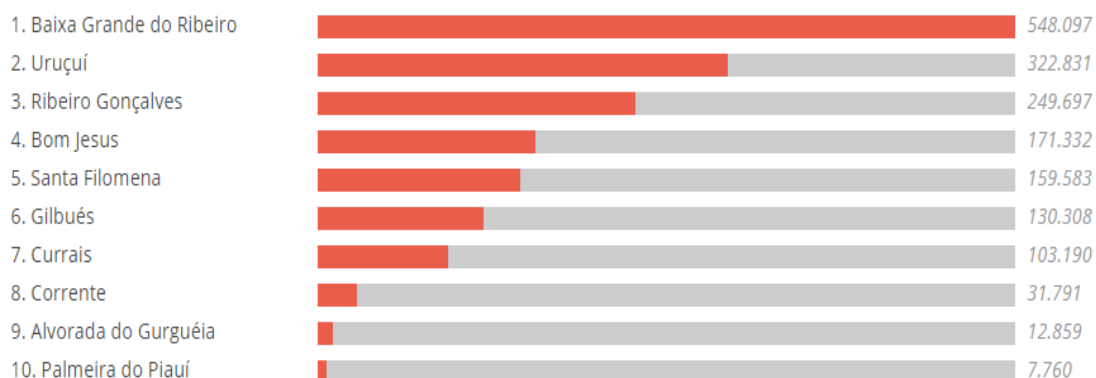
Conforme Silva, Souza e Furtado (2013), a parte já explorada correspondente do cerrado piauiense é de aproximadamente 3.000 km², ou seja, menos de 30% de toda a cobertura vegetal inexplorada já fora cultivada, o que permite a expansão da produção em novas áreas potenciais. Dessa forma, é importante destacar que o estado do Piauí ainda possui aproximadamente 70% de área a ser cultivada, o que reforça o quanto a produção de soja pode ser expandida e revela o quanto o mercado de soja no estado do Piauí pode se destacar frente ao mercado nacional.

Destaca-se que o estado do Piauí:

Com tantos fatores importantes para o incentivo ao cultivo da soja, o estado do Piauí ainda possuía outro atrativo: baixo valor de mercado de suas terras, aliada aos incentivos fiscais, mão de obra barata e fraca organização sindical. Outro fator de igual relevância é a facilidade de obtenção de calcário, insumo indispensável à correção do solo. (LIMA, 2016, p.44)

Lima e Reis (2016) apontam que o baixo custo das terras piauienses incentivou os investidores locais e de outros estados a produzirem soja no estado do Piauí através de financiamentos como por exemplo o FINOR. Isso possibilitou a expansão da área cultivada e conseqüentemente o volume produzido de soja pelo estado do Piauí. O Gráfico 01 destaca a produção de soja em toneladas por município.

Gráfico 01: Produção de soja em grão dos municípios do Piauí por quantidade produzida em toneladas em 2017.



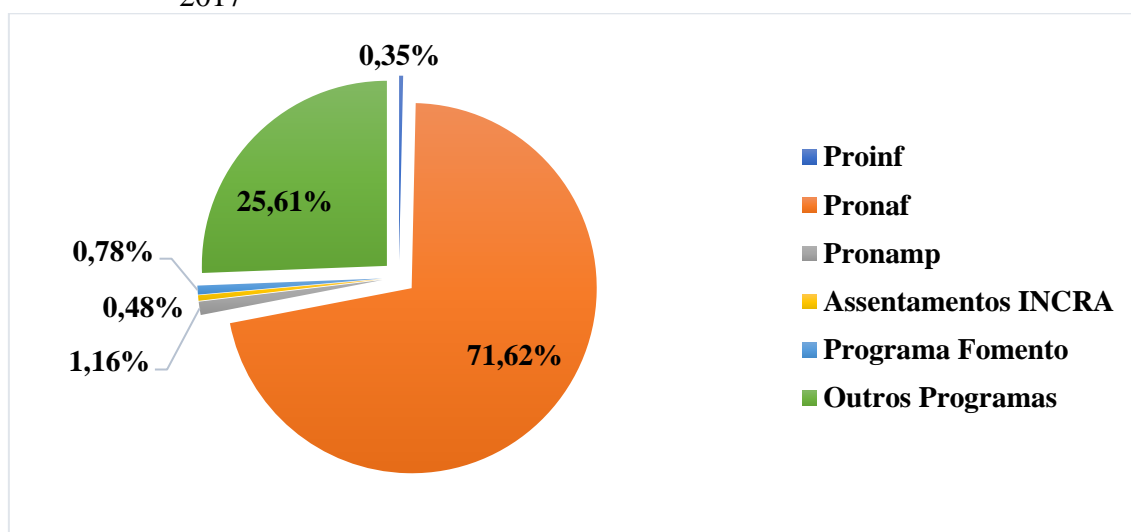
Fonte: Censo agropecuário 2017, IBGE.

Conforme apontado pelo Censo Agropecuário do IBGE (2017), a produção total de soja em toneladas no estado do Piauí foi de 1.981.892 toneladas em aproximadamente 681.021 hectares, o que confere uma produtividade média de 2,91 ton/ha.

Ainda de acordo com o gráfico 01, o principal município produtor é Baixa Grande do Ribeiro, com uma produção de 548.097, representando aproximadamente 27,65% da produção total de soja do estado.

Um dos fatores indispensáveis ao fomento produtivo da soja no estado do Piauí foi o acesso direto por parte dos produtores e investidores aos programas de financiamento destinados a produção de soja no estado.

Gráfico 02: Programas de Financiamento da Agricultura no estado do Piauí no ano de 2017



Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do Censo Agropecuário IBGE 2017.

Conforme Gráfico 02, o principal programa de financiamento utilizado pelos produtores no Piauí foi o Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF), atendendo cerca de 10.936 estabelecimentos, o que corresponde a 71,61% do total de estabelecimentos financiados pelos programas.

Outro programa que também apresentou destaque foi o Programa Nacional de Apoio ao Médio Produtor Rural (PRONAMP), atendendo cerca de 177 estabelecimentos, ou seja, aproximadamente 1,16% do número total de estabelecimentos produtores de soja no estado do Piauí. Os outros programas (que englobam a esfera nacional, estadual e municipal) foram responsáveis por 25,61% dos financiamentos, o que atendeu diretamente cerca de 3.911 estabelecimentos.

1.4 Relações Comerciais

1.4.1 Teorias do Comércio Exterior

Uma das primeiras teorias a respeito da transação internacional entre os países foi a teoria das Vantagens Comparativas de David Ricardo em 1817. Ricardo (1817) argumentava que os países deveriam especializarem-se na produção dos bens que obtivessem vantagem comparativa, ou seja, as trocas entre países seriam benéficas para ambos (KRUGMAN; OBSTFELD, 2015).

Do ponto de vista da eficiência técnica, haveria uma migração natural de fatores produtivos e os agentes da transação tenderiam a melhorar suas condições. Um dos problemas apontadas à teoria de Ricardo é o fato que os países possuem estruturas heterogêneas no que diz respeito à intensidade do uso dos fatores de produção, fato que explica, parcialmente, na análise Krugman e Obstfeld (2015), o porquê de muitos países não serem beneficiados de forma integral por este processo. A moderna abordagem do comércio internacional advoga que o comércio internacional é um dos responsáveis pelos ganhos de produtividade devido às economias de escala obtidas durante as transações.

Do ponto de vista intertemporal, os ganhos com o comércio internacional condicionam melhorias na fronteira de produção de produção temporal do país, uma vez em que este toma decisões baseado em uma taxa de substituição de produção em termos marginais em relação ao tempo e à escolha da produção.

1.4.2 Exportações

Do ponto de vista das exportações, estas refletem a capacidade técnica e natural dos bens que um país pode produzir para satisfazer as preferências de um conjunto de consumidores em outro país. Conforme Krugman e Obstfeld (2015), as exportações representam a parte da produção interna destinada à demanda externa, sendo estas afetadas por muitos fatores, em especial à taxa de câmbio, o nível de renda mundial e pelo preço do produto exportado em questão.

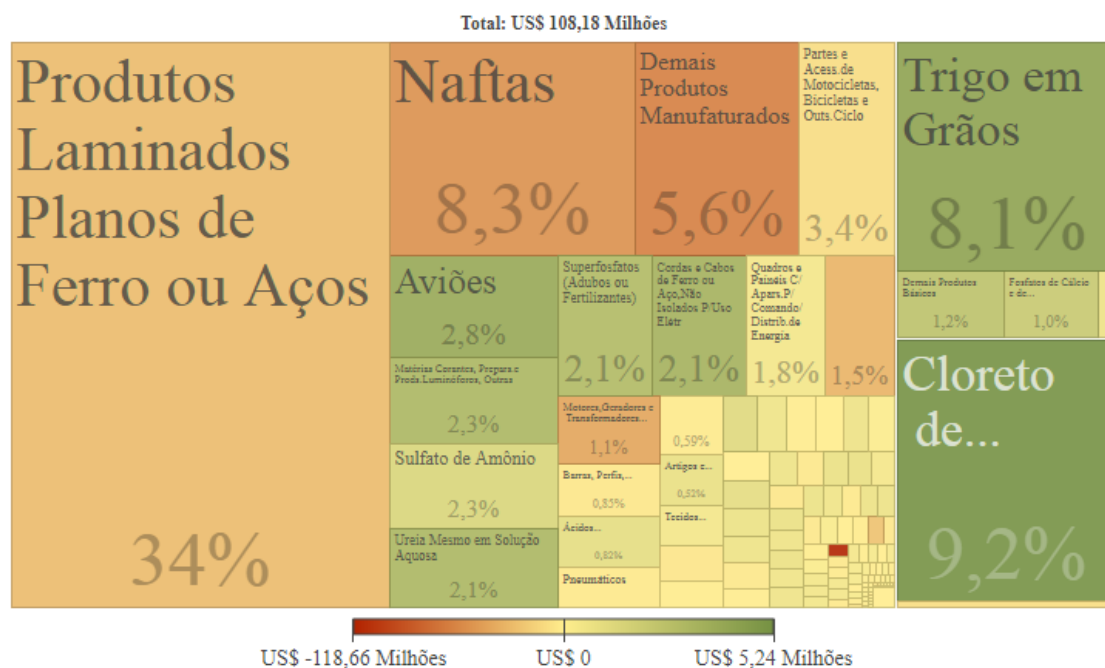
No que diz respeito da taxa de câmbio, quanto maior for a depreciação da moeda doméstica, em termos da moeda estrangeira, maior será o estímulo às exportações, pois a remuneração do custo de oportunidade dos produtores internos será maior do que se comparada aos preços internos. Dessa forma, quanto maior for a elasticidade das exportações em relação à taxa de câmbio, tão maior será, mesmo com pequenas variações, os efeitos desta sobre o volume exportado e à receita dos exportadores.

1.4.3 Importações

As importações constituem uma saída de divisas do país que adquire bens no comércio exterior de modo a atender a demanda interna por bens. Nesse ponto de vista, países com baixa produtividade tendem a ofertar produtos com preços mais elevados, o que reforça o impacto dos produtos importados, que adentram o mercado interno com preços mais competitivos, sobre a produção interna de bens (KRUGMAN; OBSTFELD, 2015).

O estado do Piauí apresenta uma gama variada de parceiros comerciais no que tange às importações. A Figura 01 demonstra os principais produtos importados pelo estado do Piauí no ano de 2018.

Figura 01: Participação relativa dos principais produtos importados pelo estado do Piauí no ano de 2018



Fonte: MDIC (2019).

Conforme Apresentado pela figura 01, o principal produto importado pelo estado do Piauí foram produtos laminados planos derivados de ferro ou aços, com aproximadamente cerca de 34% do volume total importado. As naftas correspondem ao segundo produto de maior volume de importação (8,3%), sendo seguidas pelo cloreto de potássio (9,2%), trigo em grãos (8,1%) e demais produtos manufaturados (5,6%).

Um fato importante a ser ressaltado pelos dados apresentados pela figura acima, é de que o estado do Piauí importa principalmente produtos manufaturados com alto valor agregado, que, geralmente, servem como bens intermediários à produção interna do estado.

1.5 Modelo agroexportador brasileiro

Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr (2017, p.366) expõem que “Desde a época Colonial (1500-1822), passando pelo período Imperial (1822-1889) até a República Velha (1889-1930), a economia brasileira dependeu quase exclusivamente do bom desempenho de suas exportações”, isso demonstra, a dependência que economias em desenvolvimento apresentam em relação ao setor externo.

No caso do Brasil, pode-se notar que essa relação com o setor externo vem desde a sua formação e perdura até hoje. Entretanto, as exportações do Brasil para o mundo se restringiam a poucos produtos agrícolas, caracterizando o país como agroexportador.

Conforme Trennepohl (2011, p.33) “A formação da sociedade agrária brasileira e a estrutura fundiária estão intimamente ligadas ao processo de ocupação do território brasileiro, à prática da agricultura e ao papel que o Brasil desempenhou no cenário mundial – sobretudo nos primeiros quatro séculos de história”, isso se deve ao fato de que o Brasil era uma colônia e devia importar produtos primário para sua metrópole, Portugal. Então a sua produção interna deveria se basear em interesses externos, o que culminou na produção por ciclos econômicos (Trennepohl, 2011).

Brum (1997), define ciclos econômicos como:

pode ser definido como o período em que determinado produto, beneficiando-se da conjuntura favorável do momento, se constitui no centro dinâmico da economia, atraindo as forças econômicas – capitais e mão-de-obra – e provocando mudanças em todos os outros principais setores da sociedade, como na criação de novos equipamentos [...]” (Brum, 1997, p. 131).

Portanto, o produto de interesse da metrópole era a cana de açúcar, e foi isso que o Brasil produziu por anos, baseado na mão de obra escrava. Ainda segundo Trennepohl (2011, p. 38) “A exploração da terra foi baseada na grande propriedade, na monocultura e na escravidão. O poder ficava concentrado nas mãos de uma minoria, os senhores de terra, donos de tudo e que tudo podiam”. Dessa forma, é perceptível que a produção da cana de açúcar beneficiava apenas um pequeno grupo de pessoas e não trazia desenvolvimento socioeconômico para o país.

O país passou por três ciclos econômicos importantes – o da cana de açúcar, do ouro e do café –, que tinham como objetivo principal suprir o mercado externo.

É importante ressaltar que até a década de 1940, as técnicas agrícolas eram altamente rudimentares, utilizando-se pouca ou nenhuma tecnologia. Somente após os anos 40, a tecnologia foi inserida no setor agrícola, dinamizando o setor através do uso de máquinas e equipamentos.

Um fato importante que marca essa fase transitória da agricultura familiar e de subsistência para a agricultura moderna é a Revolução Verde:

A “Revolução Verde”, liderada por grandes grupos econômicos, tinha como objetivo o aumento da produção agrícola no mundo, mediante o desenvolvimento de sementes adequadas para os diferentes solos e climas e resistentes às doenças e pragas, bem como a adoção de técnicas agrícolas mais modernas e eficientes. Essa imagem humanitária ocultava os interesses de grandes grupos econômicos, que buscavam a transnacionalização. Ela serviu de carro-chefe para ampliar no mundo a venda de insumos agrícolas modernos: máquinas, equipamentos, implementos, fertilizantes, defensivos, pesticidas, além da comercialização e de financiamento aos países que aderissem ao processo de modernização. (Trennepohl, 2011, p. 43)

A exportação de produtos agrícolas tem sido a forma de inserção do Brasil no mercado internacional desde a época do Brasil-colônia, isso se deve a uma série de fatores como o clima propício, a tecnologia disponível e a técnica. Dito isso, pode-se afirmar que o Brasil é um país agroexportador, que tem como principal pauta de exportação os *commodities*.

Nesse sentido, Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr (2017), destacam a teoria cepalina de Raul Prebisch, na qual ele divide os países em centro e periferia, sendo que os países periféricos são especialistas em exportar matérias primas e produtos básicos e importar bens manufaturados e os países centrais exportam fazem o oposto.

Dessa forma, os países periféricos, apresentam uma constante dependência dos países centrais e estão fadados a viver nesse mesmo perfil de troca. O autor aponta que a única maneira de romper esse ciclo é através da industrialização dos países periféricos, que seria responsável por proporcionar o desenvolvimento econômico dessas nações.

1.6 Evolução das exportações piauienses

O estado do Piauí apresenta características únicas que favorecem o desenvolvimento de atividades produtivas dinâmicas que visem atender às demandas internas e externas. No que diz respeito às exportações piauienses, a Tabela 02 apresenta informações acerca da evolução destas no estado.

Tabela 02: Evolução das receitas de exportações FOB em US\$ do estado do Piauí no período de 2003-18

Ano	Exportações Totais FOB US\$	Varição Anual das Exportações
2003	37.672.052,00	-
2004	62.234.276,00	65,20%
2005	55.347.422,00	-11,07%
2006	35.883.849,00	-35,17%
2007	51.584.295,00	43,75%
2008	72.935.587,00	41,39%
2009	102.991.768,00	41,21%
2010	75.819.526,00	-26,38%
2011	56.836.913,00	-25,04%
2012	95.480.479,00	67,99%
2013	69.566.293,00	-27,14%
2014	164.786.459,00	136,88%
2015	320.323.884,00	94,39%
2016	134.199.707,00	-58,10%
2017	322.515.736,00	140,33%
2018	289.637.142,00	-10,19%

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do COMEXSTAT (2019).

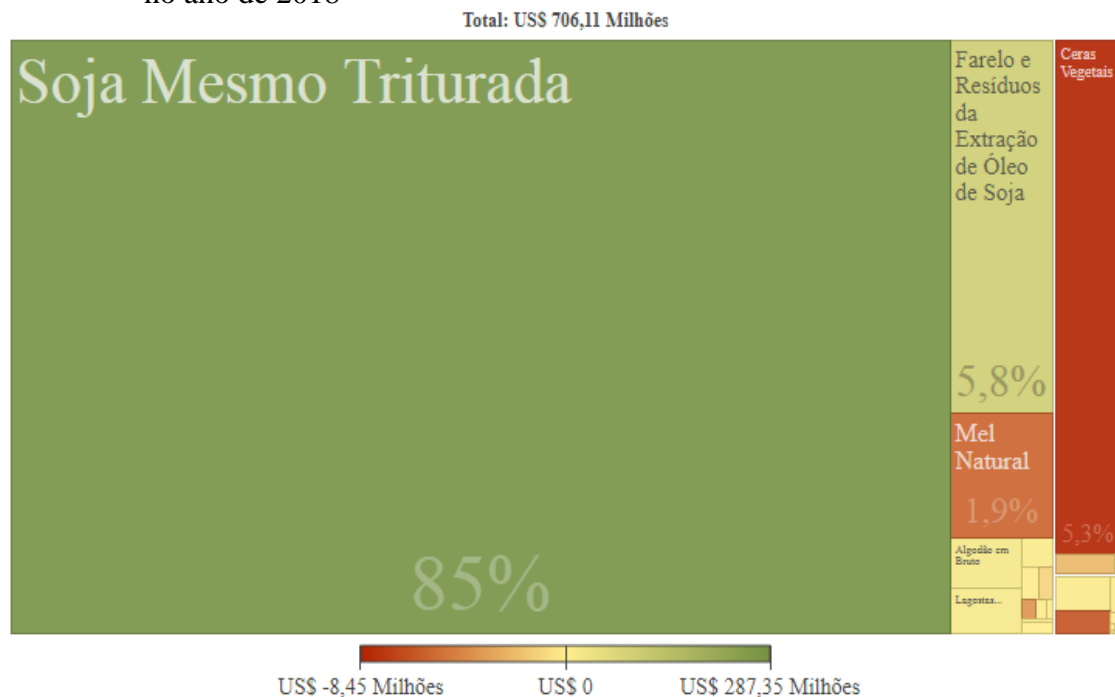
Com base na tabela 02, observa-se uma nítida evolução no valor exportado pelo estado do Piauí para o período analisado. O valor total das exportações aumentou aproximadamente 668,84% na comparação entre 2018 (US\$ 289,6 milhões) e 2003 (US\$ 37,6 milhões).

Em termos comparativos anuais, observou-se que as maiores variações aconteceram em 2017/2016 e 2014/2016 com respectivamente 140,33% e 136,88%. Todavia, foram visualizados comportamentos de contração no volume exportado em diversos anos, tomando como base os anos listados à análise, sendo a maior redução ocorrida no período 2016/2015 (-58,10%).

Conforme a Fundação Centro de Pesquisas Econômicas e Sociais do Piauí, CEPRO (2018), a melhora no desempenho das exportações piauienses teve como base o aumento da participação relativa da soja, que, adicionalmente com as ceras vegetais e de abelhas, representam a maior parcela das exportações totais – cerca de aproximadamente

mais de 60% para o ano de 2017. Do ponto de vista da composição das exportações do estado do Piauí, em 2018, a Figura 02 destaca os principais produtos exportados pelo estado.

Figura 02: Participação relativa dos principais produtos exportados pelo estado do Piauí no ano de 2018



Fonte: MDIC (2019).

Conforme figura 02, percebe-se que a soja é um dos principais produtos de exportação do estado do Piauí no ano de 2018, totalizando, em termos relativos, cerca de 85% do total de produtos exportados pelo estado (MDIC, 2019). Outro produto de destaque nas exportações piauienses para o ano mencionado foram os farelos de extração do óleo de soja, que representaram cerca de aproximadamente 5,8% das exportações totais do estado.

Percebe-se, mediante apresentação da figura 02, que o Piauí é um estado exortador de produtos com pouco ou baixo valor agregado, em decorrência das suas vantagens comparativas: áreas produtivas, mão de obra e tecnologia disponível.

A Tabela 03 demonstra a relação dos principais produtos exportados pela economia piauiense.

Tabela 03: Participação relativa dos principais produtos de exportados pelo estado do Piauí nos anos de 2003, 2008, 2013 e 2018

Descrição	2003	2008	2013	2018
Soja, mesmo triturada	7,09%	13,14%	26,04%	75,98%
Ceras vegetais e de abelha	17,51%	40,87%	45,96%	8,96%
Resíduos sólidos da extração do óleo de soja	-	9,94%	-	6,38%
Mel natural	17,97%	5,18%	2,83%	3,24%
Algodão	-	-	6,66%	1,33%
Crustáceos, mesmo sem casca, vivos e frescos	10,09%	-	0,67%	1,06%
Total	52,66%	69,13%	82,15%	96,96%

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do COMEXSTAT (2019).

* Os valores descritos como (-) representam a ausência dos dados para o período pesquisado.

** Os produtos foram listados com base nos principais produtos exportados em 2018.

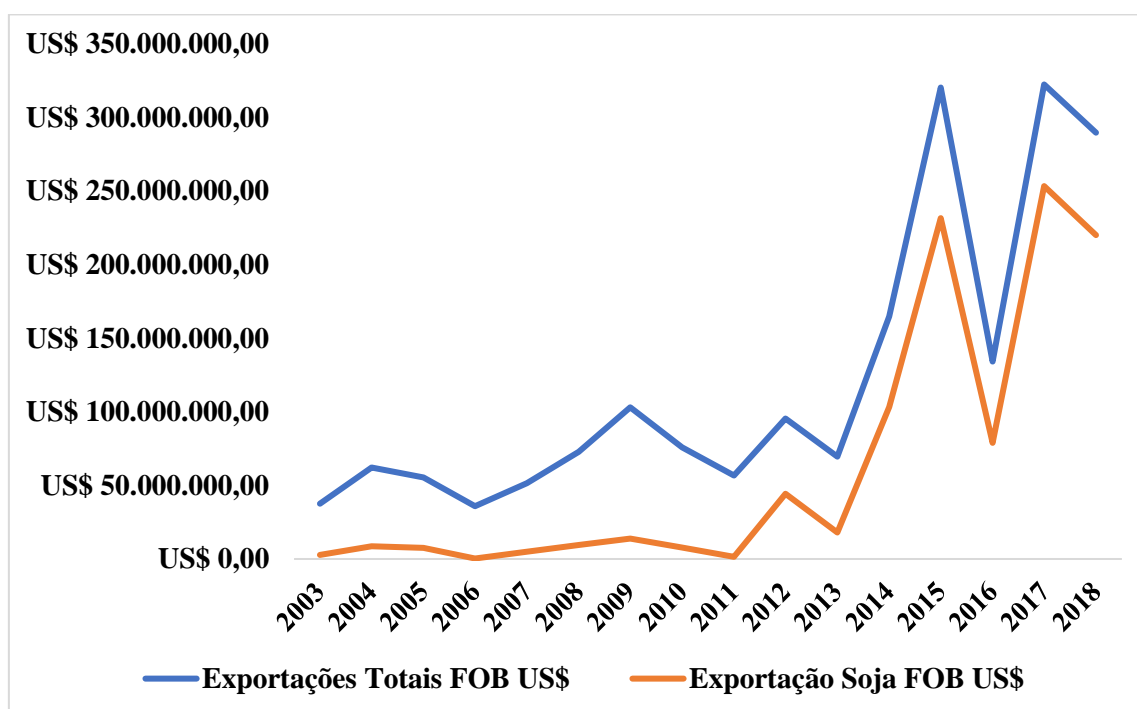
Conforme tabela 03, observa-se que a produção de soja para exportação veio crescendo ao longo do tempo – observa-se que a participação relativa da soja, a despeito do volume de exportações totais, cresceu cerca de 68,89 pontos percentuais, p.p., (7,09% em 2003 para 75,98% em 2018). Neste contexto, a participação reativa da soja foi o que apresentou a maior evolução em pontos percentuais tomando como base os produtos listados.

As ceras vegetais, que representava os maiores valores relativos, teve um decréscimo de cerca de -8,55 p.p. Todavia, conforme CEPRO (2018) o estado do Piauí ainda é o maior exportador de cera de carnaúba do Brasil, o que foi impulsionado pela política de incentivos do estado no que diz respeito à utilização da cera de carnaúba como vetor da criação de empregos e do aumento da arrecadação do estado (PIAUI, 2019).

Ainda conforme tabela 03, a exportação de mel do estado do Piauí apresentou um decréscimo, em termos relativos da participação do volume total exportado, de -14,73 p.p., embora que a receita bruta da exportação de mel tenha quase US\$ 3 mil em comparativo do ano de 2018 em relação ao ano de 2003.

Outro fator que merece destaque é a representatividade dos produtos listados em termos totais das exportações no estado do Piauí: em 2003 estes correspondiam a aproximadamente cerca de 52,66%, contra 96,96% em 2018 – um aumento de cerca de +44,3 p.p., resultado cuja causa principal foi o aumento da representatividade da soja em termos relativos. O Gráfico 03 demonstra a evolução das exportações piauienses totais e da soja.

Gráfico 03: Comparativo da evolução das exportações totais e da soja no estado do Piauí no período de 2003-18



Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do COMEXSTAT (2019).

Com base no gráfico 03, percebe-se os efeitos da evolução da participação da soja em termos das evoluções totais a partir do ano de 2013, quando a exportação de soja excedeu US\$ 18 milhões. Em 2018 a soja representava aproximadamente 75,98% o que favoreceu a aproximação entre as curvas das exportações totais e da soja. Diante do exposto, com a expansão da produção de soja no sul do Piauí e da logística necessária para o escoamento da produção, a soja tornou-se o principal componente das exportações piauienses (CEPRO, 2018).

1.7 Principais parceiros comerciais do Piauí

Os parceiros comerciais desempenham um importante papel no que diz respeito ao fluxo de mercadorias, serviços e dos ganhos de escala provenientes do comércio

internacional (KRUGMAN; OBSTFELD, 2015). A Tabela 04 descreve os principais parceiros comerciais do estado do Piauí para o ano 2018.

Tabela 04: Principais parceiros comerciais do estado do Piauí em termos relativos das exportações totais em 2018

País	Produtos Exportados	Valor exportado Total US\$	Participação relativa nas exportações totais
China	Soja, mesmo triturada; ceras vegetais e de abelha; resíduos de cobre.	202.699.553,00	69,98%
Alemanha	Mel natural; ceras vegetais e de abelha; resíduos sólidos da extração do óleo de soja; compostos heterocíclicos; couros preparados e secos; pedras preciosas e semipreciosas.	22.192.064,00	7,66%
EUA	Peixes congelados; crustáceos vivos e frescos; mel natural; ceras vegetais e de abelha; quartzo; compostos heterocíclicos; tapetes de matérias têxteis; pedras preciosas.	23.500.488,00	8,11%
Espanha	Soja, mesmo triturada; quartzo; couros e peles desprovidos de pelos; pedras para calcetar meios-fios e placas de laje; barras de ferro ou aço não ligadas; veios de transmissão.	674.013,00	0,23%
Total		249.066.118,00	85,99%

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do COMEXSTAT (2019).

Conforme tabela 04, a China é o principal parceiro comercial do estado do Piauí, responsável por aproximadamente US\$ 202,6 milhões, o que representou cerca de 69,98% do total exportado no ano de 2018. Dentre o mix de produtos exportados para a China, encontram-se: soja mesmo triturada; ceras vegetais, como cera de carnaúba e ceras de abelha; além de resíduos provenientes do cobre.

Em seguida encontra-se os Estados Unidos, com aproximadamente cerca de US\$ 23,5 milhões, o que representa 8,11% do total das exportações do estado do Piauí. Os principais produtos destinados aos EUA são o mel natural; ceras de abelha e ceras vegetais; peixes congelados; crustáceos vivos e frescos; quartzo e compostos heterocíclicos derivados do átomo de Hidrogênio, além de tapetes de matérias têxteis e demais pedras preciosas.

Alemanha ocupa a terceira posição em termos relativos, com um valor total destinado às exportações de US\$ 22,19 milhões no ano de 2018, respondendo por cerca de 7,66% do valor total exportado. Dentro os produtos com destino à Alemanha, estão:

Mel natural; ceras vegetais e de abelha; resíduos sólidos da extração do óleo de soja; compostos heterocíclicos; couros preparados e secos; pedras preciosas e semipreciosas.

A Espanha representa cerca de 0,23% do volume total exportado pelo estado do Piauí em 2018, representado um valor total de aproximadamente US\$ 674 mil. Os principais produtos exportados para a Espanha são: Soja, mesmo triturada; quartzo; couros e peles desprovidos de pelos; pedras para calcetar meios-fios e placas de laje; barras de ferro ou aço não ligadas; veios de transmissão.

Do valor total exportado em 2018 (US\$ 289,6 milhões), os quatro principais parceiros comerciais do Piauí para o ano analisado totalizaram cerca de US\$ 249 milhões, o que representa, termos relativos, aproximadamente 85,99% do valor total das exportações do estado para o ano supracitado.

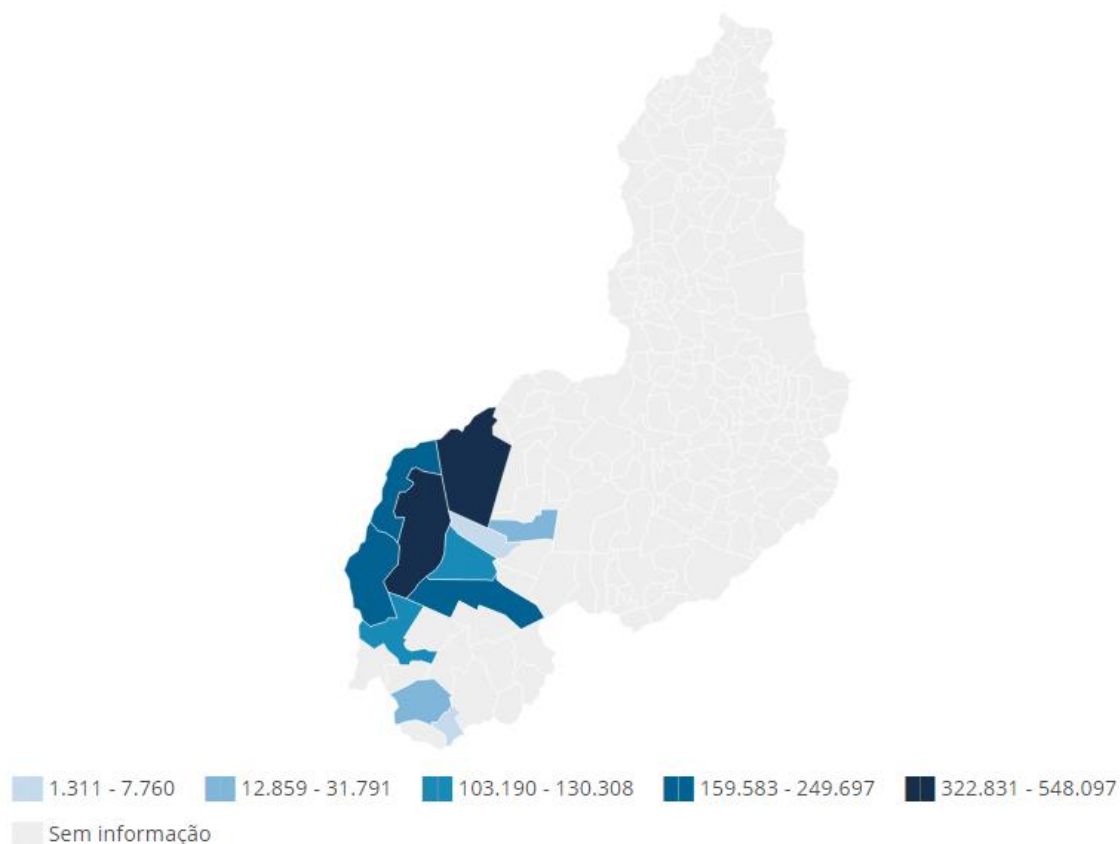
2. MÉTODOS E PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

2.1 Delimitação da Área de Estudo

O estudo foi delimitado ao estado do Piauí e análise foi referente ao período de 2003 a 2018 devido a disponibilidade dos dados no Ministério do Comercio Exterior e Serviços (MDIC), além disso, o ano de 2003 é marcado pela alta do preço das *commodities* no mercado externo. Conforme o *World Trade Organization- WTO* (2003) “ao longo do segundo semestre de 2003, alguns analistas começaram a apostar na emergência de uma nova fase de elevação mais sustentável dos preços das *commodities*. A alta desses preços, superou a previsão da Organização Mundial do Comércio- OMC, de um crescimento de 5,8% em termos nominais”.

No que diz respeito ao estado do Piauí, conforme Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística- IBGE (2018), o estado possui uma extensão de 251.616,823 km², com uma população estimada de aproximadamente 3.273.227 pessoas. A Figura 03 demonstra os principais municípios produtores de soja no estado do Piauí em 2017.

Figura 03: Principais municípios produtores de soja em toneladas no estado do Piauí no ano de 2017



Fonte: Censo Agropecuário IBGE 2017.

Com base na figura 03, percebe-se que a produção de soja no estado do Piauí ainda concentra-se na região sul do estado – municípios cuja a legenda de cor apresenta-se mais escura, o que corresponde à soja destinada à exportação pelo estado.

2.2 Metodologia da Pesquisa

2.2.1 Quanto à Abordagem

Quanto à abordagem, o presente estudo é caracterizado como uma pesquisa de cunho quantitativo, que diz respeito a uma pesquisa que se caracteriza pela objetividade e pela aplicação de métodos estatísticos, trazendo resultados mais exatos (LAKATOS; MARCONI, 2007; REA; PARKER, 2002; KÖCHE, 1997). Conforme Severino (2007), a pesquisa quantitativa permite que o pesquisador conduza suas análises baseados em processos em que sua interferência é mínima, visto que, neste processo, as respectivas análises serão realizadas com base no comportamento dos dados descritos pelos métodos e testes estatísticos aplicados.

Ao considerar o contexto dos dados acerca da exportação de soja no estado do Piauí, a pesquisa quantitativa foi a que melhor mostrou-se adequada em relação à abordagem deste estudo.

2.2.2 Quanto aos Procedimentos

Como procedimento inicial, o presente estudo utilizou-se de um levantamento bibliográfico, que corresponde a uma das primeiras etapas de um processo de pesquisa (SEVERINO, 2007). De acordo com Lakatos e Marconi (2007), a na pesquisa bibliográfica é uma etapa no qual o pesquisador obtém acesso direto à literatura já existente acerca do problema para que sejam selecionadas as informações específicas, através de manuais-texto, para a devida compreensão das particularidades e demais aspectos a respeito do fenômeno pesquisado.

Pradanov e Freitas (2013) argumentam que é na pesquisa bibliográfica onde estão destacadas as principais informações que permitem ao pesquisador familiarizar-se com relação ao seu objeto de investigação.

Em conformidade ao demais passos, logicamente estruturados ao longo da realização deste estudo, o presente estudo utilizou também uma pesquisa de cunho documental, que é caracterizada pela busca de informações em fontes mais diversificadas (PRADANOV; FREITAS, 2013). Lakatos e Marconi (2007) colocam que a pesquisa

documental é uma etapa semelhante à pesquisa bibliográfica, mas não excludente pelo fato destas estarem relacionadas e complementarem-se no que diz respeito à seleção de informações específicas para a devida compreensão do problema pesquisado.

Conforme Fonseca (2002), a pesquisa documental é um método de organização e reunião de informações que recorre a informações mais dispersas e com maior variedade, estando-as presentes em relatórios, documentos oficiais, jornais, revistas tabelas de natureza estatística etc. Considerando a forma no qual as informações a respeito das exportações de soja no estado do Piauí estão divulgadas, a pesquisa documental forneceu as bases necessárias para que as lacunas deixadas pela pesquisa bibliográfica fossem devidamente preenchidas e o rol de informações ampliado, o que demonstrou pontos importantes acerca da natureza das exportações de soja no estado do Piauí.

2.3 Análise dos Dados

2.3.1 Escolha das Variáveis e Coleta dos Dados

O presente estudo utilizou-se de dados de natureza secundária, ou seja, dados coletados e organizados por outros pesquisadores, organizações e demais instituições com respaldo técnico (PRADANOV; FREITAS, 2013). Os dados coletados no presente estudo encontram-se descritos no Quadro 01.

Quadro 01: Descrição das variáveis coletadas sobre as exportações de soja no estado do Piauí e a fonte dos dados

Variável	Descrição	Fonte de Coleta
Receita de Exportação de Soja	Correspondem ao montante, a termos de preço corrente, exportado de soja.	Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC).
Quantidade	A quantidade de soja, neste estudo, corresponde a quantidade de soja exportada em termos de quilograma líquido disposta pelo MDIC.	Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC),
Preço das exportações	O Preço das exportações foi calculado da seguinte forma: $P_i = \frac{R_i}{Q_i}$, onde P_i corresponde ao preço das exportações do ano i ; R_i receita de exportação de soja do ano i ; e Q_i quantidade exportada de soja no ano i . Dessa forma, o preço calculado corresponde ao preço em dólares correntes (US\$).	Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC).

Variável	Descrição	Fonte de Coleta
Taxa de Câmbio Real	A taxa de câmbio real das exportações de <i>commodities</i> foi calculada pelo IPEA e encontra-se denotada em número-índice de base 100, onde a média de 2010=100.	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
Renda do mundo	A renda do mundo neste estudo foi definida tendo como base uma <i>proxy</i> das importações de soja da China do estado do Piauí, como uma medida de aproximação da demanda externa, pois a China é o principal demandante externo da oleaginosa produzida no estado do Piauí.	Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC).

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis que dizem respeito às estatísticas das exportações da soja no estado do Piauí, listadas no quadro 01, foram coletadas mediante à ferramenta *Comex Stat* (Estatísticas do Comércio Exterior) existente na plataforma do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC). No que diz respeito à taxa de câmbio efetiva real (taxa descontada o fator inflacionário nos fluxos de moeda doméstica e estrangeira) utilizou-se a base de dados do Ipea data. A frequência das informações coletadas é anual, sendo estas pertinentes ao período compreendido pelos anos 2008 e 2018.

2.3.2 Modelo Econométrico

O presente estudo analisou o comportamento o volume total de exportações como uma função das seguintes variáveis:

$$X_i = f(Q_i^{Exp}, P_i^{Exp}, Y_i^{Mundo}, \epsilon_i) \quad (1)$$

Na equação (1) coloca que o volume de exportações totais no período i , X_i , onde $i = (2003, 2004, 2005, \dots, 2018)$, é uma função da quantidade exportada Q_i^{Exp} , do preço corrente das exportações P_i^{Exp} da renda do mundo Y_i^{Mundo} e da taxa de câmbio efetiva real ϵ_i para os respectivos períodos. A renda do mundo é de difícil mensuração, portanto, neste trabalho utilizou-se as importações totais como uma *proxy* do volume de renda do mundo para os períodos analisados. Dessa forma, o presente trabalho utilizou-se, como aspecto preliminar, uma análise gráfica, mediante uso do diagrama de dispersão, da

variável dependente (X_i) em relação a cada variável independente ($Q_i^{Exp}, P_i^{Exp}, Y_i^{Mundo}, \epsilon_i$), o qual optou-se por modelo de estimação não-linear, dado o comportamento das variáveis no plano gráfico.

O modelo utilizado neste estudo é uma construção baseada no trabalho de Braga e Oliveira (2018), desconsiderando os efeitos de subsídios e preço internos, mas apenas a decomposição do volume exportado apresentado na relação funcional presente em (1). Em conformidade com Gujarati e Porter (2011), modelo de equação estimada neste trabalho foi:

$$\widehat{X}_i = \beta_0 \cdot Q_i^{\beta_1} \cdot P_i^{\beta_2} \cdot \epsilon_i^{\beta_3} \cdot Y_i^{\beta_4} \cdot \epsilon_i \quad (2)$$

Aplicando uma transformação logarítmica com logaritmos de base neperiana (\ln) em (1), tem-se que:

$$\ln \widehat{X}_i = \ln \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln Q_i + \beta_2 \cdot \ln P_i + \beta_3 \cdot \ln \epsilon_i + \beta_4 \cdot \ln Y_i + \epsilon_i \quad (3)$$

Onde: $\ln \widehat{X}_i$ – logaritmo natural das exportações de soja para o período i ;

$\ln Q_i$ – logaritmo natural da quantidade exportada de soja em no período i ;

$\ln P_i$ – logaritmo natural do preço das exportações no período i ;

$\ln Y_i$ – logaritmo natural da renda do mundo no período i ;

$\ln \epsilon_i$ – logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva no período i ;

ϵ_i – termo de erro estocástico aleatório;

β_0 – elasticidade do termo constante;

β_1 – elasticidade da quantidade exportada em relação às receitas exportações de soja;

β_2 – elasticidade do preço das exportações em relação às receitas exportações de soja;

β_3 – elasticidade da taxa de câmbio em relação às receitas exportações de soja;

β_4 – elasticidade da renda do mundo em relação às receitas exportações de soja;

Uma das vantagens apontadas por Gujarati e Porter (2011) para o uso de modelos com logaritmos é a forma como os coeficientes estimados (β_k) tornam-se medidas de sensibilidade de cada variável independente em relação à variável dependente, pois estes comportam-se como elasticidade e determinam como a variável depende se comporta mediante perturbações na variável independente. Tal medida de sensibilidade é denominada elasticidade.

Conforme Varian (2006) denomina-se elasticidade o impacto causado em uma variável em detrimento das alterações sofridas em outra variável, ou seja, o quanto a variação percentual ocorrida em uma variável X implica, em termos relativos, no comportamento da variação percentual em outra variável Y – de forma prática, o cálculo da elasticidade, para o exemplo mencionado, é dado pela expressão $\eta = \frac{\partial Y}{\partial X} \cdot \frac{X}{Y}$. Neste caso, o coeficiente de elasticidade será utilizado neste estudo como forma de analisar o comportamento da variável dependente (receita de exportação de soja) em função das variáveis independentes (quantidade, preço das exportações, taxa de câmbio real e renda do resto do mundo) listadas à análise no modelo disposto neste estudo.

Além da hipótese da análise da elasticidade dos coeficientes, modelo analisado neste estudo não poderá conter autocorrelação. Conforme Moretin e Bussab (2010) a autocorrelação apresenta-se quando existe dependência dos resíduos de uma variável em série de tempo, ou seja, o fato de estarem correlacionadas de forma a que observações futuras estejam relacionadas às observações passadas, o que compromete a análise no que tange à qualidade de ajuste do modelo. Para testar a presença ou não de autocorrelação, será realizado o teste de autocorrelação de Durbin-Watson.

Outro fato a ser considerado neste estudo, é de que o modelo apresente a hipótese de homocedasticidade, ou seja, a suposição de que a variância do erro seja constante (MORETTIN; BUSSAB, 2010). Neste caso, tem-se que:

$$Var(\varepsilon_i | x_{2i}, x_{3i}, \dots, x_{ji}) = Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad (4)$$

De modo a testar a hipótese de homocedasticidade no modelo, será realizado o teste de heterocedasticidade de White para verificar se o modelo, de fato, atende ao pressuposto de variância do erro constante.

2.3.2.1 Teste de Autocorrelação de Durbin-Watson

Conforme Gujarati e Porter (2011), o teste de Durbin-Watson é utilizado para diagnosticar a ocorrência de correlação de primeira ordem existente no conjunto de dados então utilizado em modelos de regressão.

Ainda conforme os autores, este teste possui com limitação o fato de os dados apresentados não conterem defasagens tanto nas variáveis explicativas como na variável dependente. Seu método de operacionalidade consiste na definição das variáveis explicativas do modelo através de uma regressão por mínimos quadrados ordinários, onde testa-se baseado na hipótese nula $H_0: \rho_1 = 0$ e a hipótese alternativa $H_1: \rho_1 \neq 0$, ambas testadas ao nível de significância de 5%. A estatística de teste é definida como:

$$d = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2} \cong 2(1 - \hat{\rho}_1) \quad (5)$$

Onde: \hat{u}_t é o resíduo calculado pela regressão;

$\hat{\rho}_1$ corresponde ao coeficiente de autocorrelação de primeira ordem.

Considerando a aplicabilidade do teste supracitado, se $-1 \leq \hat{\rho}_1 \leq 1$ isto implica que $0 \leq d \leq 2$. Caso $d = 2$, então $\hat{\rho}_1 \cong 0$, o que descarta a presença de autocorrelação. Portanto, a presença de autocorrelação no conjunto de dados será indicada para valores significativamente diferentes de 2.

2.3.2.2 Teste de Heterocedasticidade de White

O teste de White é um dos testes mais utilizados para a detecção da presença de heterocedasticidade pelo fato de não depender da possibilidade da normalidade, sendo este, portanto, de fácil aplicação (GUJARATI; PORTER, 2011). A metodologia deste teste é baseada regressão dos quadrados dos resíduos confrontando-os com as variáveis explicativas do modelo (X). A estatística de testes baseia-se na seguinte fórmula:

$$\hat{u}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_{1j} X_1^2 + \beta_{2j} X_2^2 + \dots + v_t \quad (6)$$

De forma assintótica, tem-se que:

$$n \cdot R^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{u}_t - \bar{u}_t)^2}{\sum_{t=1}^n (u_t - \bar{u}_t)^2} \sim \chi_{k-2}^2 \quad (7)$$

Onde: n é o tamanho da amostra; R^2 é o coeficiente de determinação e k corresponde ao número de parâmetros estimados.

A estatística de teste utilizada será Chi-quadrado ao nível de significância de 5% (p-valor de 0,05) com $(n-2)$ graus de liberdade. As hipóteses testadas serão:

$$\begin{cases} H_0 = \text{modelo sem heterocedasticidade} \\ H_1 = \text{modelo com heterocedasticidade} \end{cases}$$

As hipóteses acima serão testadas com base no seguinte critério: se a estatística de White for menor do que a estatística de teste de Chi-Quadrado, aceita-se a hipótese nula e rejeita-se a hipótese arbitrária, ou seja, o modelo em questão não apresenta heterocedasticidade. Todavia, se a estatística de White for maior do que a estatística de teste, então aceita-se a hipótese arbitrária e rejeita-se a hipótese nula – o modelo é heterocedástico (GUJARATI; PORTER, 2011).

3. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

3.1 Considerações a Respeito das Exportações de Soja no estado do Piauí

Conforme Frota e Campelo (1999) um dos primeiros registros da produção de soja no estado do Piauí data de 1982, cuja área cultivada era de aproximadamente 10 hectares (ha), sendo observado um crescimento lento no volume produzido até o ano de 1997. O montante produzido era destinado, ainda que em mínima escala, à demanda externa mediante exportação. A Tabela 05 demonstra os valores das receitas de exportação do estado do Piauí entre 2003 e 2018.

Tabela 05: Valor das Receitas de Exportação de Soja, Quantidade, Preço, Taxa de Câmbio e Renda do resto do Mundo no estado do Piauí no período 2003-18

Ano	Receita Exportação US\$	Quilograma Líquido (Kg)	Preço US\$	Taxa de Câmbio Real*(2010=100)	Renda do Mundo (US\$)
2003	2.670.546,00	11.534.480,00	0,2315	184,1896	2.176.753,50
2004	8.722.074,00	31.471.240,00	0,2771	176,0873	1.562.349,00
2005	7.586.220,00	30.000.000,00	0,2529	144,4022	2.791.158,00
2006	333.540,00	1.507.730,00	0,2212	129,4259	333.540,00
2007	4.959.765,00	9.668.390,00	0,5130	119,3137	5.248.776,00
2008	9.585.990,00	17.829.050,00	0,5377	113,7104	5.407.534,00
2009	13.957.544,00	31.386.229,00	0,4447	114,9595	5.090.018,00
2010	7.714.212,00	16.915.834,50	0,4560	100,0000	8.865.036,00
2011	1.470.880,00	2.445.440,00	0,6015	96,0782	1.315.000,00
2012	44.369.219,00	80.259.260,00	0,5528	106,7774	16.415.072,00
2013	18.114.095,00	33.648.048,00	0,5383	113,2863	8.673.901,00
2014	103.223.663,00	206.706.766,00	0,4994	117,6545	53.494.406,00
2015	231.720.638,00	593.951.225,00	0,3901	142,1478	163.206.340,00
2016	79.009.765,00	209.605.966,00	0,3769	135,1141	56.376.309,00
2017	253.432.547,00	666.536.901,00	0,3802	122,1265	180.638.072,00
2018	220.070.040,00	572.279.785,00	0,3845	141,0775	200.260.751,00

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do COMEXSTAT (2019).

* Número-índice tendo como base a média de 2010=100. IPEA DATA 2019.

Observa-se, com base na tabela 05 que ocorreu um expressivo aumento das receitas de exportação de soja no estado do Piauí, sendo um aumento de 8.140% -

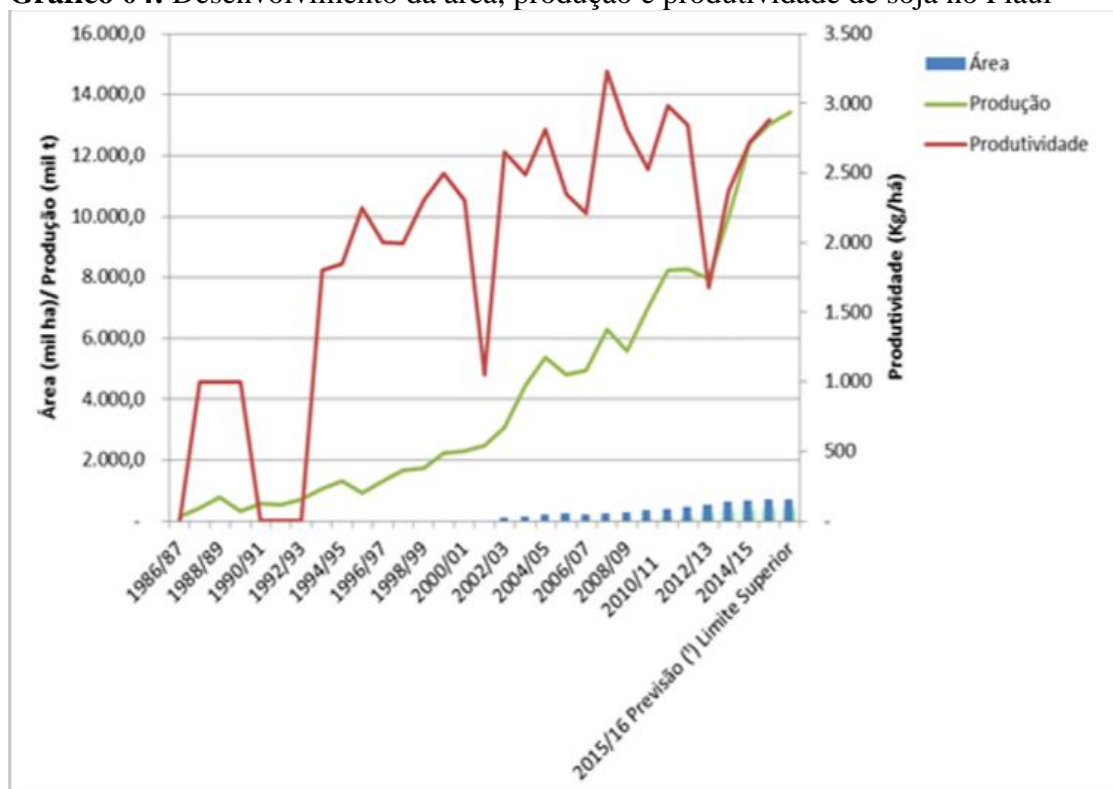
montante que corresponde aos valores correntes dos anos de 2003 (US\$ 2.670.546,00) e 2018 (US\$ 220.070.040,00).

O quilograma líquido de soja – medida disposta como a quantidade exportada de determinado bem (MDIC, 2019) – aumentou aproximadamente cerca de 4.861%; já o preço da soja, determinado como o *ratio* (receita de exportação/quilograma líquido) elevou-se em 79%, ambos, respectivamente, considerando o primeiro e o último ano analisado.

Destaca-se que as quantidades exportadas de soja pelo estado do Piauí apresentaram valores significativamente elevados após o ciclo de preços da *commodities*, ciclo este que representou um aumento dos preços dos bens em razão da elevação da demanda global, em especial à demanda Chinesa de produtos primários (BLACK, 2015).

Observa-se o efeito deste ciclo, na tabela 05, mediante ao comportamento do preço da soja, cujo pico fora registrado em 2011 (US\$ 0,6015) sendo este apresentando sucessiva redução ao longo dos anos, o que conforme Carneiro (2012), é um dos efeitos diretos oriundos do fim do ciclo de preço das *commodities* ao nível global.

Gráfico 04: Desenvolvimento da área, produção e produtividade de soja no Piauí



Fonte: Lima e Reis, 2016.

Apesar do aumento na taxa de câmbio real no período compreendido entre o ano de 2011 e 2018, uma consideração *ex-ante* remete ao fato de que o aumento das receitas de exportação de soja no estado do Piauí não foi influenciado especialmente pelo preço da oleaginosa no mercado internacional, mas pela expansão da produção desta no estado, proporcionada pelo aumento das fronteiras agrícolas. Demonstra-se que a renda do resto do mundo elevou-se ao longo tempo, em mesma tendência apresentada no que tange às receitas de exportação de soja no estado do Piauí.

Conforme observado no Gráfico 04, a área cultivada no estado do Piauí ainda está aquém do potencial, visto que o mesmo ainda apresenta elevado grau de expansão potencial da produção de soja. Conforme CONAB (2015) a área cultivada aumentou expressivamente em cerca de 3.500 vezes, passando de 0,2 mil hectares plantados em 1987-88 para uma estimativa de 714 mil hectares na safra 2015-2016.

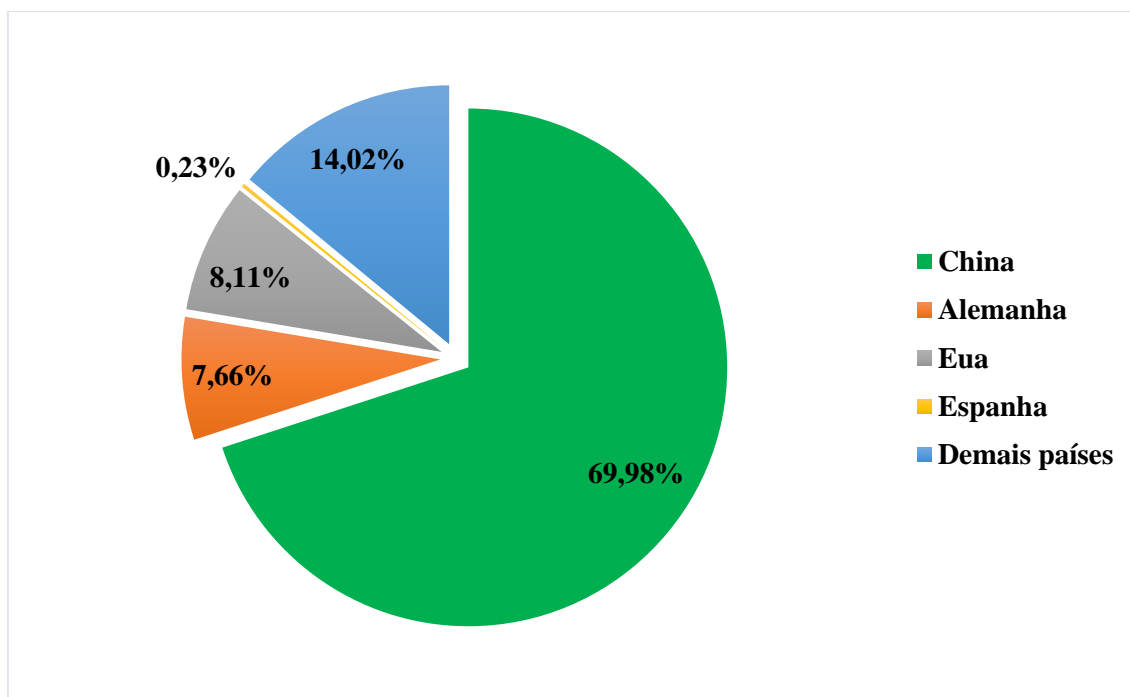
Ainda Conforme CONAB (2015), outra consideração atenta para ganho de produtividade da produção de soja no estado do Piauí: durante a safra de 1987-88, a produtividade média era de aproximadamente mil quilos; já na safra de 2015-2016, a estimativa era de uma produtividade de aproximadamente 2.886 kg/hectare produzido.

Leal (2010) destaca que outro fator de grande importância para o aumento da área cultivada de soja no estado do Piauí deve-se ao fato de que produtores adquiriram terras no estado com baixo custo e a atrativa metodologia de financiamento disponibilizada pela Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE), como o Fundo de Investimento no Nordeste (FINOR) e Fundo de Desenvolvimentos Setoriais (FISSET).

Dessa forma, o aumento da área da produzida, juntamente com o ganho advindo da produtividade da soja no estado do Piauí, possibilitou ao estado aumentar a quantidade exportada do produto, bem como a expansão dos parceiros comerciais, sendo a China um dos principais importadores de soja no estado do Piauí, o que resultou, juntamente com o efeito advindo do preço corrente, um aumento expressivo das receitas exportadas.

Do ponto de vista dos principais países parceiros comerciais do estado do Piauí, o Gráfico 05 aponta os países que mais transacionaram, em volume e receita, com o estado o ano de 2018.

Gráfico 05: Participação dos principais parceiros comerciais do Estado do Piauí nas exportações no ano de 2018



Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados do MDIC (2019).

Conforme destacado no gráfico 05, a China, para o ano listado à análise, foi o principal parceiro comercial no que tange às exportações, especial da soja produzida no estado do Piauí, com cerca de 69,98% do total de bens exportados pelo estado.

Além da China, os EUA apresentaram elevado destaque enquanto parceiro comercial do estado do Piauí, totalizando aproximadamente 8,11% do montante corresponde das exportações – cujas exportações centram-se, especialmente, em crustáceos congelados. A Alemanha foi o terceiro país em termos de volume exportado pelo estado do Piauí (7,66%) importando do estado especialmente mel de abelha e demais produtos primários.

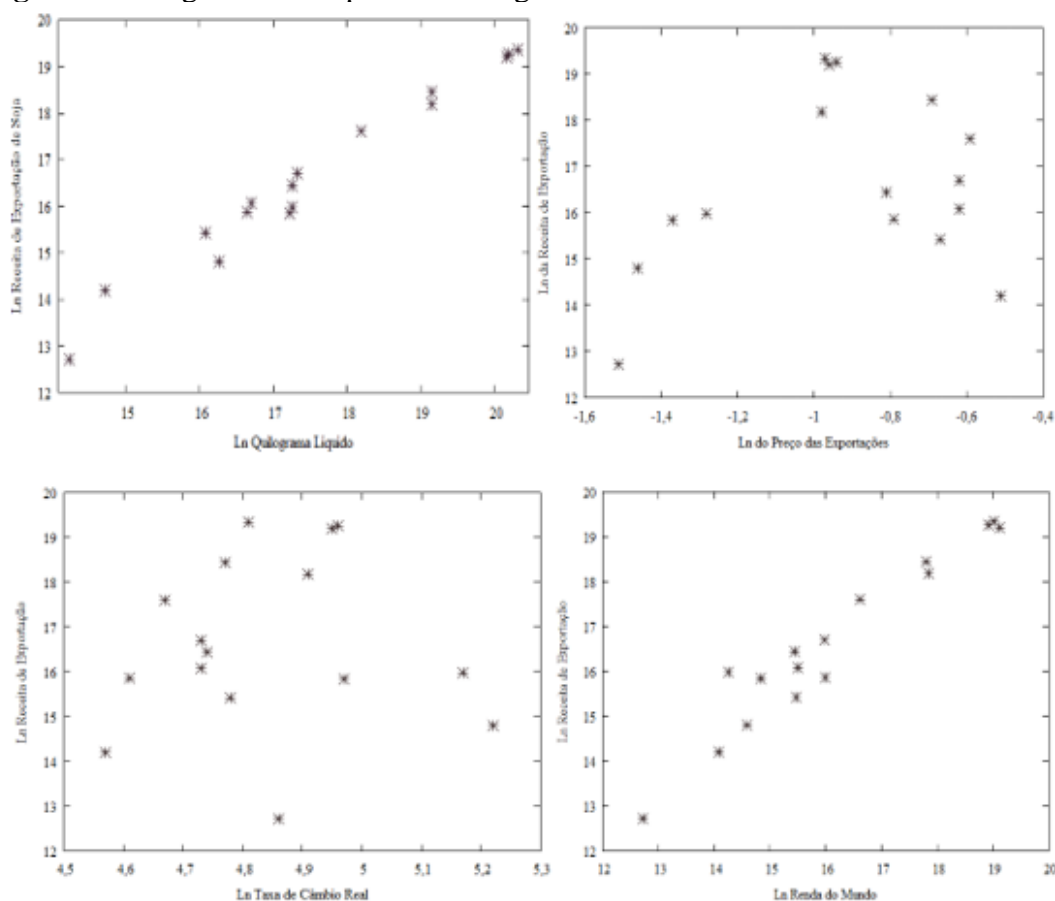
No que tange à Espanha, este é um dos parceiros comerciais do estado do Piauí, juntamente coma China, a comprar soja do estado do Piauí – a Espanha, levando em consideração o período da análise, representou cerca de 0,23% do total das exportações do estado do Piauí em 2018. Os demais países que mantêm relações comerciais com o estado do Piauí (14,02%) são referentes a uma gama de países que importam desde produtos primários a demais manufaturados.

3.2 Resultados Obtidos através da Estimação do modelo Econométrico

3.2.1 Resultados gerais do modelo

A Figura 04 demonstra a análise gráfica preliminar através do diagrama de dispersão de cada variável independente (quantidade, preço, taxa de câmbio real e renda do resto do mundo) em relação à variável dependente (receita de exportação de soja).

Figura 04: Diagrama de dispersão dos logaritmos naturais das variáveis



Fonte: Elaborado pela autora mediante uso do software Gretl.

Conforme figura 04, as variáveis que mostraram-se menos dispersas em relação às receitas de exportação, foram a quantidade e a renda do resto do mundo. Isso demonstra o quanto a quantidade exerce forte influência no que tange às receitas de exportação. As variáveis preço e taxa de câmbio real apresentaram-se mais dispersas no gráfico, sendo a taxa de câmbio real a variável mais dispersa em relação às receitas de exportação de soja no estado do Piauí. Um dos fatores que podem ter contribuído para a dispersão dos preços é a sazonalidade, justamente pela soja ser um produto tão exposto a variações no clima.

O modelo econométrico que foi utilizado foi baseado em transformação logarítmica de base neperiana (ln) para que fosse possível estabelecer uma análise

disposta em termos de elasticidade (MONTE, 2015). Para tanto, o modelo utilizado teve seus resultados expressos de acordo com a Figura 05.

Figura 05: Resultados Obtidos no Modelo Econométrico

Modelo 1: MQO, usando as observações 2003-2018 (T = 16)
Variável dependente: lnreceitaexportacao

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,0339483	0,0640067	-0,5304	0,6064	
lnquilogramaliqu~	0,993725	0,00323094	307,6	5,39e-023	***
lnpreAo	1,00227	0,00844361	118,7	1,90e-018	***
ln taxadecambiore~	0,0111600	0,0157466	0,7087	0,4932	
lnrendadomundo	0,00575192	0,00310893	1,850	0,0913	*
Média var. dependente	16,63313	D.P. var. dependente		1,926391	
Soma resid. quadrados	0,000353	E.P. da regressão		0,005666	
R-quadrado	0,999994	R-quadrado ajustado		0,999991	
F(4, 11)	433498,7	P-valor(F)		1,68e-28	
Log da verossimilhança	63,06731	Critério de Akaike		-116,1346	
Critério de Schwarz	-112,2717	Critério Hannan-Quinn		-115,9368	
rô	-0,202771	Durbin-Watson		2,357013	

Fonte: Elaborado pela autora mediante uso do software Gretl.

Notação do software: (*), (**) e (***) indicam significância estatística das variáveis ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Com base na figura 05, foram utilizadas, para a execução do modelo proposto, 16 observações – compreendidas entre 2003 e 2018, As variáveis analisadas foram: a) ln das exportações de soja no estado do Piauí; b) ln do quilograma líquido de soja exportado pelo estado do Piauí; c) ln do preço das exportações de soja para o estado supracitado; d) ln da taxa de câmbio real das exportações brasileiras para *commodities*; e e) ln da renda do mundo.

O modelo, portanto, será descrito da seguinte forma:

$$\ln \hat{X}_i = -0,339483 + 0,993725 \cdot \ln Q_i + 1,00227 \cdot \ln P_i + 0,01116 \cdot \ln \epsilon_i + 0,00575192 \cdot \ln Y_i \quad (8)$$

(0,0640067) (0,00323094) (0,00844361) (0,0157466) (0,00310893)

O modelo apresentado pela Equação (8) demonstra que todas as variáveis apresentaram relação direta com as receitas de exportação, exceto a constante, pois todos os regressores apresentaram valores positivos, o que destaca sua relação com a variável dependente do modelo (receita de exportação de soja).

Como resultados obtidos no modelo, tem-se que as variáveis apresentaram forte grau de correlação, sendo este positivo, o que permite inferir a respeito da relação direta entre as variáveis utilizadas no modelo, de aproximadamente 0,99, o que corresponde a uma correlação forte (MORETTIN; BUSSAB, 2010).

O coeficiente de correlação da regressão é calculado tendo como base a raiz quadrada do R^2 do modelo (CARTER, GRIFFITHS, JUDGE, 2010). No que tange o coeficiente de explicação ajustado, o modelo obteve um valor igual a 99,99%, o que, conforme Monte (2015) demonstra o quanto as variáveis abordadas no modelo são importantes para justificar o comportamento das receitas de exportação.

Carter, Griffiths, Judge (2010) argumenta que o coeficiente de explicação indica o quanto as variáveis independentes de um modelo são capazes de explicar as variações observadas na variável dependente. Neste caso, as variações na receita de exportações de soja do estado do Piauí, que é a variável dependente do modelo, são explicadas em 99,99% dos casos observados pelas variáveis independentes do modelo.

A variação não explicada da receita de exportação de soja decorrente de outras fontes aleatórias (resíduo) equivale a aproximadamente cerca de 0,01% – é explicado pelas demais variáveis que não foram inseridas no modelo, uma vez em que a função de regressão é do tipo estocástica, ou seja, que assume um termo de erro aleatório decorrente da aceitação de que outras variáveis são explicativas, embora que em menor fração, da variável dependente (MORETTIN; BUSSAB, 2010).

Com relação aos critérios Akaike e de Hannan-Quinn, ambos com respectivamente -116,1346 e -115,9368, Burnham & Anderson (2002) argumentam que quanto menores forem os valores destes critérios, mais adequado se mostrará o modelo selecionado. Ainda conforme os autores, o pressuposto da escolha é baseado na existência de um modelo real e de explicação completa da variável em questão, o que reforça a importância do modelo de informação à escolha do modelo ideal.

3.2.2 A Constante do modelo

Conforme Moretin e Bussab (2010), a constante representa o coeficiente linear da equação, ou seja, é o termo que independe das demais variáveis independentes do modelo. Neste caso, a constante do modelo apresentado neste trabalho indica a parte da variação

das receitas de exportação de soja do estado do Piauí que independe das demais variáveis explicativas inseridas no modelo.

A constante do modelo (β_0) cujo valor estimado foi -0,0339483, apresentou uma relação inversa em relação às receitas de exportação. Destaca-se, todavia, que a constante não apresentou significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, pois seu p-valor foi o mais elevado dentre as variáveis.

Com objetivo de testar a relação descrita pela constante, utilizou-se o teste t-Student, unicaudal à esquerda, ao nível de significância de 5% e com 11 graus de liberdade. As hipóteses testadas, com objetivo de validar a existência da relação estimada

entre as variáveis, foram:
$$\begin{cases} H_0: \beta_0 = 0; \\ H_1: \beta_0 < 0. \end{cases}$$

Considerando os parâmetros dispostos acima, a estatística t-Student tabelada foi de -1,796; a estatística t-Student calculada foi de -0,5304, estando, portanto, contida na região de aceitação da hipótese nula. Dessa forma, aceita-se a hipótese nula (H_0) e rejeita-se a hipótese arbitrária (H_1), sendo a constante, para efeito de análise, nula dentro do modelo.

Considerando o resultado do teste t-Student para a relação descrita supracitada, a constante não é significativa para explicar variações das receitas de exportação de soja, considerando, para tal efeito, os resultados obtidos na estimação do modelo apresentado neste trabalho.

3.2.3 A Variável Quilograma Líquido

A variável quilograma Líquido é definida como a quantidade exportada, em termos de Kg, da soja para os países de destino (MDIC, 2019). Considerando os resultados do modelo, esta variável apresentou alto grau de significância, sendo esta significativa ao nível de 1%, pois seu p-valor ($5,39e^{-023}$), considerado extremamente pequeno.

Conforme Gujarati e Poter (2011) verifica-se pelo fato do valor p ser definido como o menor nível de significância em que uma hipótese nula pode ser rejeitada.” ser extremamente pequeno – convencionalmente abaixo de 0,001 – o que demonstra a importância das variáveis em termos de população dada a sua representatividade.

Considerando a relação existente entre a quantidade exportada (quilograma líquido) e as receitas de exportação de soja, utilizou-se o teste com a estatística t-Student ao nível de significância de 5% - como o teste é unicaudal, o nível de significância será dobrado (MORETIN; BUSSAB, 2010) – com $n-1-k$ graus de liberdade – isto é, onde k indica menos 1 grau de liberdade para cada variável independente. Neste caso, testou-se as seguintes hipóteses: $\begin{cases} H_0: \beta_1 = 0; \\ H_1: \beta_1 > 0. \end{cases}$

Onde β_1 indica que o coeficiente a ser testado nas hipóteses é a elasticidade da quantidade exportada de soja em termos de quilograma líquido.

Deste modo, utilizou-se um teste unicaudal à direita para verificar se a variável quantidade, de fato, possui uma relação direta com as receitas de exportação. Considerando que o número de observações é igual a 16, tem-se, portanto, 11 graus de liberdade, o que, ao nível de significância de 5% implica em uma estatística t-Student de 1,796.

Como a estatística t calculada, para a variável testada em questão, foi de 307,6, conclui-se que, pelo fato desta ser superior à estatística tabelada (1,796), o coeficiente da variável Quantidade é maior do que zero, ou seja, aceita-se a hipótese alternativa (H1) e rejeita-se a hipótese nula (H0).

Considerando em termos de elasticidade, o quilograma líquido de exportação da soja apresentou a segunda maior elasticidade do modelo (0,993725), isto significa que a cada 1% de aumento na quantidade exportada, *ceteris paribus*, delimitada neste trabalho como ln do quilograma líquido exportado de soja pelo estado, eleva-se a receita total de exportações de soja no estado do Piauí em cerca de 0,99%.

Conforme Varian (2006), a elasticidade corresponde a uma medida de sensibilidade entre as variáveis, ou seja, as variações em uma variável implicam em alterações na outra variável relacionada.

Esta variável apresentou significativo crescimento ao longo dos anos no estado do Piauí, fator promovido pelo aumento da produção da oleaginosa no estado, o que, de acordo com o modelo estabelecido, junto ao preço das exportações, explica a maior parte dos volumes incrementais à receita de exportação de soja no estado do Piauí (CONAB, 2015).

3.2.4 Variável Preço das exportações

O preço das exportações, neste caso, é definido como sendo um quociente entre duas variáveis descritas no modelo – as receitas de exportação e o quilograma líquido exportado (MDIC, 2019).

A variável preço apresentou significância estatística a 1%, pois seu p-valor ($1,90e^{-018}$) foi extremamente abaixo de 0,001, o que, em termos estatísticos, demonstra a importância e a relevância da variável em questão, como variável explicativa, para a variável explicada no modelo (GUJARATI; PORTER, 2011).

Considerando os resultados do modelo, a variável preço das exportações apresentou a maior elasticidade em relação às receitas de exportação. Com base nisso, implica inferir que as receitas de exportação, em termos infinitesimais, são mais sensíveis em relação às variações no preço. Testou-se, ao nível de significância de 5%, considerando n-5 graus de liberdade, mediante uso da estatística t-Student se a variável preço, de fato, apresenta relação direta com as receitas de exportação. As hipóteses

testadas para o modelo foram:
$$\begin{cases} H_0: \beta_2 = 0; \\ H_1: \beta_2 > 0. \end{cases}$$

A estatística tabela t-Student, calculada considerando 5% de significância e 11 graus de liberdade, foi de 1,796. A estatística t-Student calculada, para a variável preço, foi de 118,7, estando contida, portanto, na região crítica, o que implica, para fins de análise, que a variável preço é, de fato, maior do que zero – aceita-se, portanto, a hipótese alternativa (H1) e rejeita-se a hipótese nula (H0). Tal fato, oriundo do teste de hipótese supracitado ao coeficiente desta variável, implica no fato da relação direta entre o coeficiente da variável preço e receitas de exportação de soja.

Considerando a relação direta entre as variáveis preço e receita de exportação, a cada 1% de variação ocorrida no preço, *ceteris paribus*, as receitas de exportação irão variar 1% em mesmo sentido da variação ocorrida no preço, uma vez em que a elasticidade descrita entre as variáveis é de aproximadamente 1 – fato este que reforça o grau mais elevado de elasticidade, em termos relativos das demais variáveis independentes, existente entre o preço e as receitas de exportação.

3.2.5 Variável taxa de Câmbio Real

A taxa de câmbio real, específica para exportações de *commodities*, é medida originalmente em termos de número-índice e divulgada pelo IPEA DATA em termos mensais cuja média de 2010=100 – valor de referência à construção dos demais índices para anos à frente e anteriores ao ano-base definido (IPEA, 2019).

Conforme IPEA (2019) a taxa de câmbio real mede, em termos de poder de compra, a taxa de troca entre os países, considerando seus preços relativos e suas respectivas inflações).

A taxa de câmbio real não apresentou significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%; todavia, o fato desta não ter apresentado significância estatística não implica, necessariamente, que esta não possua relevância prática, uma vez que a taxa de câmbio mede o preço das divisas estrangeiras em termos monetários domésticos.

Além deste fato, Monte (2015) argumenta que a taxa de câmbio real é uma variável de implicações importantes na formação de expectativas por parte dos agentes econômicos que transacionam no mercado internacional, pois esta mede os ganhos reais que cada um dos participantes pode obter.

Para testar, ao nível de significância de 5% e 11 graus de liberdade, utilizou-se a estatística t-Student para avaliar se a relação descrita entre a taxa de câmbio real e a receita

de exportação é, de fato, verdadeira. As hipóteses testadas foram: $\begin{cases} H_0: \beta_3 = 0; \\ H_1: \beta_3 > 0. \end{cases}$

A estatística t-Student tabelada, considerando os parâmetros supracitados anteriormente, foi de 1,796; já a estatística t-Student calculada, para esta variável, foi de 0,7087.

Neste caso, como a estatística de teste tabela é maior do que a estatística de teste calculada, tem-se que esta encontra-se na região de aceitação, ou seja, aceita-se a hipótese nula (H_0) e rejeita-se a hipótese arbitrária (H_1), o que em termos de significância dentro do modelo, o coeficiente da taxa de câmbio real é igual zero.

Para este caso, a taxa de câmbio real, ao nível das variáveis do modelo, não exerce influência significativa, *ceteris paribus*, em termos estatísticos, no que diz respeito às receitas de exportação do estado do Piauí. Este resultado também foi verificado por Filho,

Zamberlan e Scalco (2009)¹, onde os autores testam os efeitos da taxa de câmbio no que tange à soja e à carne bovina. Como resultados, os autores constaram que produtos com maior nível de industrialização tendem a serem mais sensíveis aos efeitos decorrentes da taxa de câmbio, o que conclui a minimização destes efeitos no que diz respeito à soja.

Uma das considerações que pode impactar neste resultado em específico é o fato de que o aumento das receitas de exportação de soja no estado do Piauí é decorrente do aumento da área plantada e, conseqüentemente, do ganho relativo de produtividade advindo com este processo (CONAB, 2015).

Este fato também corrobora com o argumento de Monte (2015) de que a taxa de câmbio passa a exercer maior importância em cenários onde a produção esteja estacionária, ou seja, oscilando em torno de uma média histórica sem flutuações espasmódicas.

3.2.6 Variável Renda do Mundo

Com relação à variável renda do mundo, esta apresentou significância estatística ao nível de 10%, cujo p-valor foi de 0,0913. Considerando os resultados obtidos no modelo, utilizou-se o estatística t-Student ao nível de significância de 5% e com 12 graus

de liberdade. As hipóteses testadas foram:
$$\begin{cases} H_0: \beta_4 = 0; \\ H_1: \beta_4 > 0. \end{cases}$$

Considerando os parâmetros mencionados anteriormente, a estatística de teste tabelada foi de 1,796; já a estatística calculada foi de 1,850. Considerando o fato de que a estatística calculada foi maior do que a estatística tabelada, conclui-se a existência de uma relação direta entre o coeficiente da variável renda do mundo e as receitas de exportação.

Deste modo, o valor da estatística de teste encontra-se na região crítica, ou seja, aceita-se a hipótese arbitrária (H1) e rejeita-se a hipótese nula (H0), o que permite inferir que o coeficiente de elasticidade da renda do mundo é maior do que zero.

¹ Para mais informações, ver: FILHO, R. B.; ZAMBERLAN, C. O.; SCALCO, P. R. **OS EFEITOS DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DOS COMPLEXOS SOJA E CARNES.** in SOBER, 2009. <Disponível em: <http://www.sober.org.br/palestra/15/609.pdf>>.

Considerando que a relação entre as variáveis é direta e que o coeficiente de elasticidade da renda do mundo foi de 0,00575192, a menor elasticidade entre as variáveis significativas inseridas no modelo.

Com base nisto, destaca-se a cada 1% de incremento na importação de soja da China, representando a renda global, as receitas de exportação, *ceteris paribus*, aumentam em aproximadamente 0,0057%. Tal resultado é compatível com o encontrado em Oliveira e Braga (2018)², no qual os autores constaram a existência de significância estatística e de influência da renda do mundo em relação à variável exportação.

Monte (2015) destaca que uma das implicações à importância da renda do mundo é o fato da unidade produtiva estar com a maior parte da área disponível ocupada, ou seja, como há apenas ganho de produtividade, as receitas de exportação iriam ser mais influenciadas pelo contexto de aumento da renda em termos globais.

Como estado do Piauí ainda esta em processo de expansão da sua área cultivada, uma das hipótese levantadas à baixa elasticidade da renda do mundo em relação às receitas de exportação pode estar contida no fato de que o estado em questão ainda está em contínua expansão da sua área plantada.

Diante deste fato, as importações de soja da China, que representa a *proxy* da renda do resto do mundo, ainda é pequena, em termos relativos, às receitas de exportação do estado do Piauí, o que, em termos relativos, ainda exerce baixo impacto, quando consideradas as demais variáveis inseridas no modelo, no que diz respeito às receitas de exportação de soja no estado do Piauí.

Apesar de não ter apresentado significância estatística para o modelo proposto neste estudo, não se pode isolar os efeitos práticos e a importância da taxa de câmbio real, que demonstra o poder de troca, em termos reais, dos preços relativos praticados entre os diferentes países (KRUGMAN; OBSTFELD, 2015).

² Para mais informações, ver: BRAGA, F. L. P.; OLIVEIRA, A. C. S. **A Influência da Taxa de Câmbio e Renda Mundial Sobre as Exportações Brasileiras de Soja (2000-2015)**. Revista SOBER vol.56, n4, p.663-680, 2018.

3.2.7 Testes do modelo

3.2.7.1 Teste de Autocorrelação de Durbin-Watson

Com relação ao teste de autocorrelação entre as variáveis, inicialmente calculou-se, mediante uso do software Gretl, os valores de Durbin-Watson que implicariam em um teste inconclusivo (dL e dU).

Conforme Carter, Griffiths, Judge (2010), autocorrelação apresenta-se quando uma variável apresenta valores correlacionados em ordem ao tempo, ou seja, $Cov(e_t, e_{t+s}) = E(e_t e_{t+s}) \neq 0$. Considerando o número de observações (n) igual a 16; o número de variáveis independentes (k) igual a 5 e valores críticos a 5%, obteve-se que dL e dU, respectivamente, foram de 0,6150 e 2,1567.

Considerando que, caso a estatística Durbin-Watson esteja compreendida próxima de 2, o valor desta foi de 2,35701, valor acima da estatística de inconclusão do teste, o que, conforme Gujarati e Porter (2011) caracteriza um modelo sem a presença de autocorrelação, uma vez em que o valor da estatística de teste aproxima-se de 2. Neste caso, aceita-se a hipótese nula e rejeita-se a hipótese arbitrária, ou seja, o modelo analisado neste trabalho não apresentou autocorrelação entre as variáveis listadas à análise.

3.2.7.2 Teste de Heterocedasticidade de White

Com relação ao teste de heterocedasticidade de White, a Figura 08 apresenta os principais resultados obtidos no teste realizado no software Gretl.

Figura 06: Resultados do Teste de Heterocedasticidade de White

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,174127	0,0228697	-7,614	0,0831	*
lnquilogramaliqu~	-0,00547593	0,000684324	-8,002	0,0791	*
lnpreAo	0,0350844	0,00467609	7,503	0,0844	*
Intaxadecambiore~	0,0838174	0,0108867	7,699	0,0822	*
lnrendadomundo	0,00445544	0,000609709	7,307	0,0866	*
sq_lnquilogramal~	-9,13796e-06	2,92843e-05	-0,3120	0,8074	
X2_X3	0,000413495	0,000131175	3,152	0,1956	
X2_X4	0,00114538	0,000152529	7,509	0,0843	*
X2_X5	3,38064e-05	5,44857e-05	0,6205	0,6465	
sq_lnpreAo	-0,00268603	0,000334217	-8,037	0,0788	*
X3_X4	-0,00944987	0,00118802	-7,954	0,0796	*
X3_X5	-0,000109727	0,000130767	-0,8391	0,5556	
sq_Intaxadecambi~	-0,0101877	0,00129941	-7,840	0,0808	*
X4_X5	-0,000875070	0,000131445	-6,657	0,0949	*
sq_lnrendadomundo	-2,59571e-05	2,57203e-05	-1,009	0,4971	

Fonte: Elaborado pelo autor mediante uso do software Gretl.

No que tange ao teste de heterocedasticidade de White, o modelo analisado em questão apresentou aceitação da hipótese nula, ou seja, que o modelo apresentado neste trabalho não apresenta heterocedasticidade. Conforme Gujarati e Porter (2011), a heterocedasticidade é um problema que implica no fato da variância dos dados constituintes de um modelo não apresentarem constância ao longo das observações – isto implica no empobrecimento da qualidade das análises.

No modelo supracitado, o número de observações utilizadas para o teste (n) foi de 16 períodos; o R^2 não ajustado do modelo apresentou o valor de 0,993807. Neste caso, a estatística de White, que é calculada mediante o produto do número de observações e do coeficiente de explicação não ajustado (R^2), foi de: $n.R^2 = 16.0,993807 = 15,900909$.

Para que o teste seja concluído, o cálculo do valor da estatística de teste de Chi-Quadrado para 14 graus de liberdade, pois o grau de liberdade analisado considera $n-2$ observações. A estatística Chi-Quadrado, considerando 14 graus de liberdade, ao nível de significância de 5%, foi de 23,69. Neste caso, Como a estatística de teste de Chi-Quadrado (23,69) excede a estatística calculada de White (15,900909), tem-se que o presente modelo não apresenta heterocedasticidade ao nível de significância de 5% (p-valor de 0,05).

3.3 Demais Considerações do Modelo

O modelo estimado neste estudo demonstrou implicações importantes a respeito da correlação entre as variáveis analisadas. Todavia, por não ter utilizado teste de causalidade neste estudo, não é possível inferir a respeito de quais variáveis possuem relação de causa e efeito com a receita de exportação de soja.

O modelo ressalta pontos importantes ao diagnosticar e avaliar a correlação entre as variáveis analisadas no modelo. Considerando a dinâmica econômica e a heterogeneidade existente entre os diferentes espaços produtores de soja no Brasil, o modelo, ao caso do estado do Piauí, levantou considerações importantes no que tange à implicação das variáveis e do quadro produtivo local existente.

Conforme apontam Luis e Reis (2016) o estado do Piauí ampliou a área plantada de soja bem como também obteve ganhos relativos de produtividade entre os anos de 2015-16 (CONAB, 2015).

Uma das variáveis que apresentou maior significância estatística – e, também prática, devido à expansão da área plantada – foi a quantidade de soja exportada pelo estado do Piauí. O preço corrente das exportações, que também apresentou alto grau de significância estatística e prática, explica diretamente o aumento das receitas de exportação.

No que tange à taxa de câmbio real, o modelo analisado neste estudo não constatou significância estatística para esta variável, mas reforça a importância da taxa de câmbio real como medida de formação de expectativas dos agentes econômicos envolvidos no mercado.

O fato da produção de soja ainda estar em continuada expansão no estado do Piauí, pode ser um dos fatores que implicam na não constatação da significância estatística para esta variável.

Com relação a isto, destacam-se dois fatores-chave a este resultado: a) sugere-se a hipótese de que o estado do Piauí ainda encontra-se em fase de expansão da produção de soja destinada ao comércio exterior; b) a fronteira de produção do estado ainda passa por transformações em sua produtividade e acumulação de capital.

Considerando que as exportações tendem a aumentar conforme aumenta a renda global (KRUGMAN; OBSTFELD, 2015), os resultados encontrados para o estado do

Piauí – onde o preço e quantidade apresentam as maiores elasticidades relativas – uma das explicações à elasticidade da renda do mundo ter sido a menor dentre as variáveis, pode residir no fato de que o estado do Piauí esteja em momento de expansão da produção de soja.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A soja é uma das principais *commodities* produzidas e exportadas pelo Brasil e também pelo estado do Piauí. Destaca-se que no estado do Piauí, a produção da oleaginosa ainda é bastante recente, bem como também a expansão da área cultivada.

O objetivo deste trabalho foi analisar quais são as variáveis determinantes na variação das receitas de exportação de soja no estado do Piauí. De modo a atingir o objetivo proposto neste estudo, utilizou-se um modelo de regressão linear múltipla com logaritmos naturais a fim de analisar e estimar a correlação existente entre as variáveis independentes – quantidade, preço, taxa de câmbio real e renda mundial – e a variável dependente: receita de exportação de soja.

Embora que existam políticas públicas voltadas para o incentivo a produção de soja no Piauí- que inclusive foram responsáveis por ampliar a escala de produção-, essas ainda se apresentam de forma limitada, o que abre margem para futuros incentivos mais abrangentes no que tange ao financiamento relacionado a expansão da área de soja no estado do Piauí. Considerando a potencialidade da soja no estado do Piauí, falta no âmbito das políticas públicas, uma política que seja objetiva e específica no que diz respeito ao incentivo deste no estado do Piauí.

O modelo demonstrou que as variáveis selecionadas explicam as variações das receitas de exportação de soja no estado do Piauí em aproximadamente 99,99% das observações. As variáveis quantidade e preço apresentaram elevada significância estatística e prática, pois o estado do Piauí vem gradualmente elevando a área cultivada, o que implica em aumento da quantidade exportada, o que reforça o fato da renda do mundo não ter apresentado elevada significância estatística e, também, a taxa de câmbio real não ter sido relevante ao nível do modelo analisado.

A comportamento da variável taxa de câmbio se mostrou contrário ao que aponta a teoria econômica- em que a moeda doméstica desvalorizada proporciona melhora nas exportações, entretanto, isso pode ser explicado devido ao fato de que geralmente produtos com elevado grau de industrialização são mais sensíveis as flutuações na taxa de câmbio.

No que diz respeito a renda do mundo, que nesse caso foi utilizado como *proxy* a renda do principal parceiro comercial, a China, a relação desta variável com as alterações nas receitas de exportação de soja ainda são tímidas e isso pode ser explicado devido a

participação do Piauí frente a produção nacional de soja, sendo apenas de 2% em relação ao total produzido.

Com base nisso, as receitas de exportação de soja no estado do Piauí são explicadas principalmente pela quantidade exportada – fator derivado da expansão da produção e ganhos de produtividade – e do preço atrativo da *commodity* no mercado internacional.

Todavia, este estudo não analisou a possível existência de relação de causa e efeito entre os regressores e a variável dependente, não sendo possível, ao nível da proposta deste estudo, comprovar quais variáveis causam as receitas de exportação de soja no estado do Piauí. Vale ressaltar a dificuldade que este estudo encontrou no que tange à série de dados, visto que muitos dados anteriores ao ano escolhido encontram-se defasados.

Como nenhuma proposta de investigação científica encontra-se devidamente completa, este estudo apresenta propostas de continuidade de pesquisa a estudos futuros, para que, dessa forma, sejam analisados os microfundamentos relacionais entre as receitas de exportação e as demais variáveis listadas neste estudo.

REFERÊNCIAS

Agropecuária Brasileira em Números. MAPA, 2019. Disponível em:<<http://www.agricultura.gov.br/assuntos/politica-agricola/agropecuaria-brasileira-em-numeros>> Acesso em 10 de junho de 2019.

ALVES, V.E. L. **Mobilidade do trabalho e reprodução do capital nos cerrados piauienses.** Boletim goiano de geografia, 2004. Disponível em:<<https://revistas.ufg.br/bgg/article/view/4132>>. Acesso em 10 de agosto de 2019.

BLACK, C. **Eventos relacionados ao superciclo de preços das commodities no século XXI.** Indicadores Econômicos FEE, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 67-78, 2013. Disponível em:< <https://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/download>> Acesso em 03/11/19.

BRAGA, F. L. P.; OLIVEIRA, A. C. S. **A Influência da Taxa de Câmbio e Renda Mundial Sobre as Exportações Brasileiras de Soja (2000-2015).** Revista SOBER vol.56, n4, p.663-680, 2018. Disponível em:<<https://www.revistasober.org/article/doi/10.1590/1234-56781806-94790560407>>. Acesso em 12 de junho de 2019.

BRUM, Argemiro J. **Desenvolvimento Econômico Brasileiro.** 17ª Edição. Rio Grande do Sul: Ed. Unijuí, 1997.

BURNHAM, K.P. & Anderson, D.R. 2002. *Model selection and multimodel inference. A practical information - theoretic approach.* Springer, New York.

CARNEIRO, R. M. **Commodities, choques externos e crescimento: reflexões sobre a América Latina.** Santiago do Chile: Cepal, 2012. Disponível em:<http://www.eco.unicamp.br/cecon/images/arquivos/observatorio/Commodities_choques_externos_crescimento.pdf> Acesso em 03 de novembro de 2019.

CARTER, R. Hill; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, George G. **Econometria.** Tradução: Alfredo Alves de Farias. 3.ed. - São Paulo: Saraiva, 2010.

Censo Agropecuário de 2017. IGBE, 2017. Disponível em:<<https://censos.ibge.gov.br/agro/2017/resultados-censo-agro-2017.html>> Acesso em 10 de novembro de 2019.

Cidades e estados. IBGE, 2018. Disponível em:< <https://www.ibge.gov.br/cidades-e-estados/pi.html>> Acesso em 20 de setembro de 2019.

COELHO, C. N. **O “agribusiness” brasileiro e as macrotendências mundiais.** Revista de política agrícola. São Paulo, ano 9, n. 01, p. 27-37. 2000.

COELHO, J. D. **Produção de grãos – feijão, milho e soja.** ETENE, 2018. Disponível em:< https://www.bnb.gov.br/documents/80223/4141162/51_graos.pdf/42dd9e02-f9fe-10fc-69ff-314f3c89faf8>. Acesso em 16 de setembro de 2019.

CONAB. **Séries históricas de produção de grãos.** 2014. Disponível em:< <http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 10 de jun. 2019.

CONAB. **Séries históricas de produção de grãos.** 2015. Disponível em:< <http://www.conab.gov.br>> Acesso em 03 de novembro de 2019.

DELGADO, N. G.; LEITE, S.; WESZ JR, V. J. **Nota técnica: produção agrícola.** Rio de Janeiro, 2010.

Exportação e Importação Geral. COMEXSTAT, 2019. Disponível em:< <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>>. Acesso em 24 de setembro de 2019.

FARHI, M.; PRATES, D. M.; FREITAS, M. C. P.; CINTRA, M. A. M. **A crise e os desafios para a nova arquitetura financeira internacional.** Disponível em:< <http://www.scielo.br/pdf/rep/v29n1/08.pdf>>. Acesso em 25 de novembro de 2019.

FONSECA, J. J. S. **Metodologia da pesquisa científica.** Fortaleza: UEC, 2002. Apostila.

FRIES, C. D.; CORONEL, D. A. **A competitividade das exportações gaúchas de soja em grão (2001-2012).** Pesquisa e Debate, v. 25. n. 1, p. 163-189, 2014.

FROTA, Antônio Boris; CAMPELO, GJ de A. **Evolução e perspectivas da produção de soja na região Meio-Norte do Brasil.** QUEIROZ, MA de; GOEDERT, CO; RAMOS, SRR Recursos Genéticos e Melhoramento de Plantas para o Nordeste brasileiro. Petrolina: Embrapa Semi-Árido, 1999. Disponível em:< <https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/981333/evolucao-e-perspectivas-da-producao-de-soja-na-regiao-meio-norte-do-brasil>> Acesso em 03 de novembro de 2019.

GIL, Antônio Carlos. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

GREMAUD, Amaury Patrick; VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de; TONETO JUNIOR, Rudinei. **Economia brasileira contemporânea**. 8. Ed. São Paulo: atlas. 2017. 703 p.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

HIRAKURI, Marcelo Hiroshi; LAZZAROTTO, Joelsio José. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Embrapa Soja: Londrina, 2014.

Índices de Exportação do Agronegócio em 2018. CEPEA, 2018. Disponível em:<https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Cepea_ExportAgro__2018_.pdf> Acesso em 10 de junho de 2019.

LAKATOS, Eva Maria; MARCONI, Marina de Andrade. **Metodologia científica**. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2007.

LEAL, Manuela N.; FRANÇA, Vera L. A. **Reestruturação da produção agrícola e organização do espaço agrário piauiense: o agronegócio da commodity soja**. Boletim Goiano de Geografia, v. 30, n. 2, p. 13-28, 2010. Disponível:<<https://www.revistas.ufg.br/bgg/article/view/13786>> Acesso em 04 de novembro de 2019.

LEITE, Sergio Pereira; JUNIOR, Valdemar João Wesz. **Estado, políticas públicas e agronegócio no Brasil: revisitando o papel do crédito rural**. Revista Pós Ciências Sociais, v. 11, n. 22, 2015.

LIMA, N. R.S; REIS, J. G. M. **Produção de soja no piauí: identificação, mapeamento e características**. CPEC, 2016. Disponível em:<<https://copec.eu/congresses/intertech2016/proc/works/36.pdf>> Acesso em 12 de agosto de 2019.

LIMA, N. R.S. **Análise da Evolução da Produção de Soja no Estado do Piauí**. Disponível:<https://www.unip.br/presencial/ensino/pos_graduacao/strictosensu/eng_producao/download/eng_nayguelsouzalima.pdf> Acesso em 20 de outubro de 2019.

KÖCHE, José Carlos. **Fundamentos de metodologia científica: teoria da ciência e prática da pesquisa**. 14. ed. rev. amp. Petrópolis, RJ: Vozes, 1997.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. 8. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2015.

MENDES, Judas Tadeu Grassi; PADILHA, João Batista. **Agronegócio: uma abordagem econômica**. São Paulo: Pearson Education, 2007.

MONTE, E. Z. **Influência da Taxa de Câmbio e da Renda Mundial nas Exportações do Estado do Espírito Santo**. *Análise Econômica*, v. 63, n. 33, 2015. Disponível em: <<http://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/31840>>. Acesso em 04 de novembro de 2019.

MORETTIN, Pedro A.; BUSSAB, Wilton O. **Estatística Básica**. 6. ed. – São Paulo: Saraiva, 2010.

PRODANOV, C.C; FREITAS, E.C. **Metodologia do trabalho científico: Métodos e Técnicas da Pesquisa e do Trabalho Acadêmico**. 2ª ed. Universidade Feevale – Novo Hamburgo, Rio Grande do Sul, 2013. Disponível em: <<http://www.feevale.br/Comum/midias/8807f05a-14d0-4d5b-b1ad-1538f3aef538/E-book%20Metodologia%20do%20Trabalho%20Cientifico.pdf>>. Acesso em 02 de setembro de 2019.

REA, Louis M.; PARKER, Richard. **Metodologia da pesquisa: do planejamento à execução**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2002.

SANTOS, Ricardo Bruno Nascimento dos; BRAGA, Marcelo José. **Impactos do Crédito Rural na produtividade da terra e do trabalho nas Regiões Brasileiras**. *Economia Aplicada*, v. 17, n. 3, p. 299-324, 2013.

SILVA, José Graziano da. **A NOVA DINÂMICA DA AGRICULTURA BRASILEIRA**. Campinas: Unicamp, 1998. Disponível em: <<http://www.eco.unicamp.br/index.php/colecao-30-anos/639-a-nova-dinamica-da-agricultura-brasileira>> Acesso em 15 de setembro de 2019.

SILVA, Claudionor Ribeiro da; SOUZA, Kaíse Barbosa de; FURTADO, Waldison França. **Avaliação do avanço da agricultura intensiva no cerrado piauiense**. *ENGEVISTA*, v. 16, n. 3, p. 432-439, 2013.

SEVERINO, Antônio Joaquim. **Metodologia do trabalho científico**. 23. ed. rev. e atual. São Paulo: Cortez, 2007.

Soja em números (safra 2018/19). EMBRAPA, 2019. Disponível em:< <https://www.embrapa.br/soja/cultivos/soja1/dados-economicos>>. Acesso em 10 de setembro de 2019.

TRENNEPOHL, Terence Dorneles. **Manual de Direito Ambiental**. 5 ed. São Paulo: Saraiva, 2010.

VARIAN, H. R. **Microeconomia: princípios básicos**. 7ª ed. Rio de Janeiro: Campus, 2006

WTO. World Trade Reporter. Geneve. **World Trade Organization**, 2005. Disponível em:< <https://www.wto.org/>>. Acesso em 05 de setembro de 2019.

ANEXOS

ANEXO 01: LOGARITMOS NATURAIS UTILIZADOS NO MODELO ANALISADO

Ano	Ln receita exportação	Ln quilograma líquido	Ln preço	Ln taxa de câmbio real	Ln renda do mundo
2003	14,8	16,26	-1,46	5,22	14,59
2004	15,98	17,26	-1,28	5,17	14,26
2005	15,84	17,22	-1,37	4,97	14,84
2006	12,72	14,23	-1,51	4,86	12,72
2007	15,42	16,08	-0,67	4,78	15,47
2008	16,08	16,7	-0,62	4,73	15,5
2009	16,45	17,26	-0,81	4,74	15,44
2010	15,86	16,64	-0,79	4,61	16
2011	14,2	14,71	-0,51	4,57	14,09
2012	17,61	18,2	-0,59	4,67	16,61
2013	16,71	17,33	-0,62	4,73	15,98
2014	18,45	19,15	-0,69	4,77	17,8
2015	19,26	20,2	-0,94	4,96	18,91
2016	18,19	19,16	-0,98	4,91	17,85
2017	19,35	20,32	-0,97	4,81	19,01
2018	19,21	20,17	-0,96	4,95	19,12

Fonte: Elaborado pela autora.

ANEXO 02: PRINCIPAIS PRODUTOS EXPORTADOS PELO ESTADO DO PIAUÍ

Descrição	2003	2008	2013	2018
Soja, mesmo triturada (US\$)	2.670.546,00	9.585.990,00	18.114.095,00	220.070.040,00
Ceras vegetais e de abelha (US\$)	6.598.042,00	29.809.587,00	31.970.336,00	25.961.046,00
Resíduos sólidos da extração do óleo de soja (US\$)	-	7.247.175,00	-	18.475.743,00
Mel natural (US\$)	6.770.229,00	3.777.650,00	1.968.232,00	9.397.903,00
Algodão (US\$)	-	-	4.630.865,00	3.862.279,00
Crustáceos, mesmo sem casca, vivos e frescos (US\$)	3.801.013,00	-	467.573,00	3.071.023,00

Fonte: Elaborado pela autora mediante dados do MDIC (2019).