

Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"

Determinantes da disponibilidade interna, do processamento doméstico e da oferta de exportação brasileira de soja em grãos

Mirian Oliveira de Souza

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em Ciências
Área de concentração: Economia Aplicada
Piracicaba, 2018

**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Determinantes da disponibilidade interna, do processamento doméstico e
da oferta de exportação brasileira de soja em grãos**

Mirian Oliveira de Souza

Tese apresentada para obtenção do título de Doutora em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2018**

Mirian Oliveira de Souza
Licenciada em Matemática

**Determinantes da disponibilidade interna, do processamento doméstico e da oferta
de exportação brasileira de soja em grãos**
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientadora:
Profa. Dra. **MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI**

Tese apresentada para obtenção do título Doutora em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2018

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Souza, Mirian Oliveira de

Determinantes da disponibilidade interna, do processamento doméstico e da oferta de exportação brasileira de soja em grãos / Mirian Oliveira de Souza. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - - Piracicaba, 2018.

152 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.

1. Soja 2. Área 3. Produtividade 4. Renda 5. Câmbio 6. Preço de exportação
7. VEC I. Título

À minha tia, Maria Luz de Oliveira,
exemplo de dedicação, bondade e amor, que
tem abdicado de sua própria vida para cuidar de
minha amada avó, Jerônima Lourdes de Oliveira.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, que ao longo desses anos foi o consolo em tempo de dor, o refúgio em tempo de aflição e a segurança em tempo de dúvida, sem Ele, eu não conseguiria concluir esta etapa.

Aos meus familiares, pela compreensão nos inúmeros momentos de ausência durante este período, pelo apoio contínuo e incondicional, em especial à minha mãe, Sirlene Lúcia de Oliveira, exemplo de simplicidade, coragem, luta e determinação, que sempre me incentivou a prosseguir na jornada, fossem quais fossem os obstáculos.

À professora e orientadora Mirian Rumenos Piedade Bacchi, que não poupou esforços ao me orientar e tornar possível a realização deste trabalho. Gratidão eterna por todos os ensinamentos, apoio, paciência e prestatividade durante toda a trajetória.

Ao professor e coorientador Lucilio Rogerio Aparecido Alves, pelas importantes contribuições para o desenvolvimento deste trabalho e às professoras Lilian Maluf de Lima Cunha, Marta Cristina Marjotta-Maistro e Nelly Maria Sansigolo de Figueiredo pelas valiosas sugestões para o aprimoramento e aperfeiçoamento do mesmo.

Aos demais professores do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP, os quais tive a oportunidade de conhecer e receber um pouquinho de seus conhecimentos durante o período de disciplinas.

Aos meus amigos de curso, Alice, André, Angel, Geraldo, Gustavo, Leandro, Mari e Nataliya, pela convivência e amizade construídas durante o curso de doutorado, em especial à Dienice, pelo apoio em todos os momentos e pelas importantes sugestões para o aprimoramento deste trabalho.

Aos demais colegas, amigos e colaboradores do Departamento, em especial à Aline e à Maielli, pela dedicação e boa vontade em auxiliar, mesmo em assuntos que iam além de suas atribuições. Agradeço também à ESALQ/USP pelo apoio institucional.

Às amigas construídas em Piracicaba, que contribuíram para que esta jornada se tornasse mais leve e menos solitária.

Às amigas de longa data, Ana Maria, Aurélia, Cláudia, Graciela, Ivanete, Jaqueline, Lidia, e Sandra, que mesmo à distância, sempre me apoiaram e me incentivaram.

À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, pelo suporte financeiro e apoio contínuo, tanto na liberação total dos compromissos profissionais para realização do curso de doutorado, como em cada passo desta trajetória. Em especial, gostaria de agradecer à Graciela Luzia Vedovoto, minha grande amiga e conselheira acadêmica, por todo o suporte ao longo deste processo e à Evelin Priscila da Silva Matos, pelo auxílio com a parte burocrática do Programa Corporativo de Pós-graduação *Strictu Sensu* da Embrapa. Agradeço também aos pesquisadores Eliseu Roberto de Andrade Alves e Geraldo da Silva e Souza, às amigas Daniela, Juliana, Rosana e Sílvia, e aos demais colegas e amigos da Embrapa, que de alguma maneira contribuíram para a concretização deste trabalho.

SUMÁRIO

RESUMO	6
ABSTRACT	7
1. INTRODUÇÃO	9
1.1. O problema e sua importância.....	9
1.2. Justificativa.....	15
1.3. Objetivos.....	16
1.3.1. Objetivo geral.....	16
1.3.2. Objetivos específicos.....	16
2. PANORAMA DO MERCADO DE SOJA	17
2.1. O mercado doméstico de soja.....	17
2.2. O mercado internacional de soja.....	27
3. REVISÃO DE LITERATURA	35
3.1. Estudos relacionados ao mercado de soja.....	35
3.2. Alguns estudos realizados por meio de Vetores Autorregressivos (VAR).....	47
4. MODELOS TEÓRICOS PROPOSTOS	51
4.1. Disponibilidade Interna de Soja em grãos no Brasil.....	51
4.2. Processamento Doméstico de Soja.....	54
4.3. Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos.....	57
5. REFERENCIAL METODOLÓGICO	61
5.1. Fonte e Tratamento dos Dados.....	72
6. RESULTADOS E DISCUSSÃO	75
6.1 Teste de raiz unitária.....	75
6.2. Teste de cointegração.....	77
6.3. Ajustamento dos Modelos de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC)....	79
6.3.1. Modelo de Disponibilidade Interna de Soja em Grãos no Brasil.....	79
6.3.2. Modelo de Processamento Doméstico de Soja.....	88
6.3.3. Modelo de Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos.....	98
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS	111
REFERÊNCIAS	117
APÊNDICE	125
ANEXOS	137

RESUMO

Determinantes da disponibilidade interna, do processamento doméstico e da oferta de exportação brasileira de soja em grãos

O objetivo principal deste estudo consiste em analisar determinantes do mercado de soja com base em dados de séries mensais, de 01/2005 a 12/2015. Para tanto, são desenvolvidos e ajustados três modelos teóricos, cujas hipóteses são testadas por meio de Modelos de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros (VEC). O primeiro modelo analisa os determinantes da disponibilidade interna de soja em grãos. O segundo identifica os fatores que influenciam o processamento doméstico de soja. No terceiro modelo analisam-se os determinantes da oferta de exportação brasileira de soja em grãos, partindo do pressuposto de que as exportações dependem, dentre outros, de fatores que influenciam a demanda e oferta interna desse produto. A contribuição do presente estudo, relativamente aos já realizados sobre o mercado da soja no Brasil, é complementar aos existentes na literatura, os quais versam, particularmente, sobre aspectos de preços. Os resultados indicam que, dentre as variáveis consideradas no primeiro modelo, a área e a produtividade são as que causam maior impacto sobre a disponibilidade interna, como esperado, com efeitos positivos e mais do que proporcionais. A elasticidade encontrada para o preço ao atacado do grão indica que uma variação nessa variável causa um efeito no mesmo sentido e proporcional sobre a disponibilidade interna. Por outro lado, variações na disponibilidade interna impactam negativamente o preço ao atacado do grão, com efeitos de pequena magnitude. Quanto ao segundo modelo, o fator mais influente sobre o processamento doméstico é a renda, com efeito positivo e mais do que proporcional, o que sugere que a demanda por produtos processados aumenta quando o poder de compra aumenta. A renda também impacta forte e positivamente as quantidades abatidas de suínos e de aves, indicando que à medida que o poder de compra aumenta, o consumo de carnes tende a aumentar. Quanto aos resultados do terceiro modelo, verifica-se uma expressiva influência positiva do câmbio e do preço de exportação do grão sobre as exportações de soja. Já variações no preço doméstico do grão e na renda interna causam impactos negativos sobre as exportações. Neste caso, o processamento doméstico pode se tornar mais atrativo, pois um aumento no preço doméstico do grão gera um aumento no preço de seus derivados, que por sua vez, leva a um aumento na quantidade de soja processada. Com o aumento do processamento, o consumo interno de soja aumenta conseqüentemente, reduzindo assim a oferta do grão para exportação. O forte impacto negativo de variações na renda sobre as exportações sugere que o aumento da absorção interna reduz as exportações de soja. Os resultados também indicam que o preço de exportação do grão é a variável mais relevante para explicar variações no preço ao atacado do grão. De modo geral, os modelos ajustados conseguiram representar de forma apropriada os segmentos do mercado de soja de interesse deste estudo, apresentando resultados que contribuem para um melhor entendimento do comportamento desse mercado, a dinâmica e sensibilidade do setor em uma dada conjuntura, antever tendências e orientar ações de investimento, produção, abastecimento e exportação.

Palavras-chave: Soja; Área; Produtividade; Renda; Câmbio; Preço de exportação; VEC

ABSTRACT

Determinants of domestic availability, processing and export supply of soybean in Brazil

The main objective of this study is to examine the determinants of the soybean market in Brazil based on monthly data from Jan/2005 to Dec/2015. For that purpose, three theoretical models are developed and adjusted, whose hypotheses are tested using the Vector Error Correction (VEC) Methodology. The first model analyzes the determinants of the availability of soybean on the domestic market. The second one identifies the factors that influence the domestic processing of the grain. The third model examines the determinants of export supply of Brazilian soybean, based on the assumption that exports depend on factors that influence domestic demand and supply, among others. The goal of the present study is to contribute to the existing literature on the soybean market in Brazil, which is focused particularly on the aspects of prices. The results indicate that from the variables considered in the first model, area and yield greatly influence soybean availability on the domestic market, as expected, with positive and more than proportional effects. The estimated elasticity for soybean prices on the wholesale market indicates that a variation in this variable affects domestic availability in the same direction and proportionally. On the other hand, variations in domestic availability influence negatively the wholesale price of the grain, with small magnitude effects. In the second model, the most influential factor on domestic processing of soybean is income, with a positive and more than proportional effect, suggesting that demand for processed products grows when the purchasing power increases. Income also affects strongly and positively the number of hogs and poultry slaughtered, indicating that as purchasing power increases, meat consumption tends to rise. The results of the third model show a significant positive influence of the exchange rate and the export price on soybean exports. Variations in domestic prices of soybean and income have negative impacts on exports. In this case, domestic processing can become more attractive, since an increase in the domestic price of the grain generates an upward trend in the price of its derivatives, which, in turn, leads to a rise in the amount of soybean processed. With the increase in processing, domestic consumption of soybean grows accordingly, reducing the supply of the grain for exports. The strong negative impact of income variations on exports suggests that the increased internal consumption reduces soybean exports. The results also indicate that the export price of soybean is the most important variable to explain variations in the wholesale price of the grain. In general, the adjusted models were able to adequately represent the soybean market segments analyzed in this study, showing results that contribute to a better understanding of the behavior of this market and of the dynamics and sensitivity of the sector in a given scenario, thus, helping the anticipation of trends and the development of actions related to investments, production, supply and exports.

Keywords: Soybean; Area; Yield; Income; Exchange rate; Exportation price; VEC

1. INTRODUÇÃO

1.1. O problema e sua importância

A soja começou a ser cultivada comercialmente no Brasil em 1914, no Rio Grande do Sul (Município de Santa Rosa), e a partir dos anos 40 ganhou importância na alimentação animal. Em 1941, foi instalada a primeira indústria processadora de soja naquele município, mas somente na década de 1960 essa leguminosa tornou-se economicamente importante para o país. A partir da década de 1970, a sojicultura se consolidou como a principal cultura do agronegócio brasileiro, tornando-se de grande destaque nos mercados doméstico e internacional, graças à expansão da sua produção e ao aumento da demanda internacional pelo grão. Esse crescimento na produção ocorreu em função do aumento da área cultivada, que passou de 1,3 para 8,8 milhões de hectares no período de 1970 a 1979, e do significativo incremento da produtividade, passando de 1,1t/ha para 1,7t/ha nesse mesmo período, graças às novas tecnologias disponibilizadas aos produtores pela pesquisa agropecuária brasileira. Nesse processo, a Embrapa foi um agente facilitador ao desenvolver novas cultivares adaptadas às condições climáticas das regiões produtoras (EMBRAPA SOJA, 2000).

Hirakuri e Lazzarotto (2014) enfatizam que, apesar de algumas quebras de safras, decorrentes de fatores climáticos, o desenvolvimento e a incorporação dessas novas tecnologias no processo produtivo contribuíram para as taxas de crescimento de produtividade ascendentes. Na safra 2014/15, de acordo com dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2016), a área plantada de soja no Brasil chegou a 32 milhões de hectares, enquanto a produção atingiu 96,2 milhões de toneladas, o que corresponde a um acréscimo de 362% na área e de 692% na produção no acumulado de 39 anos, ou seja, de 1976/77 a 2014/15 (Figura 1). A produtividade, no mesmo comparativo, passou de 1,7 t/ha para quase 3t/ha.

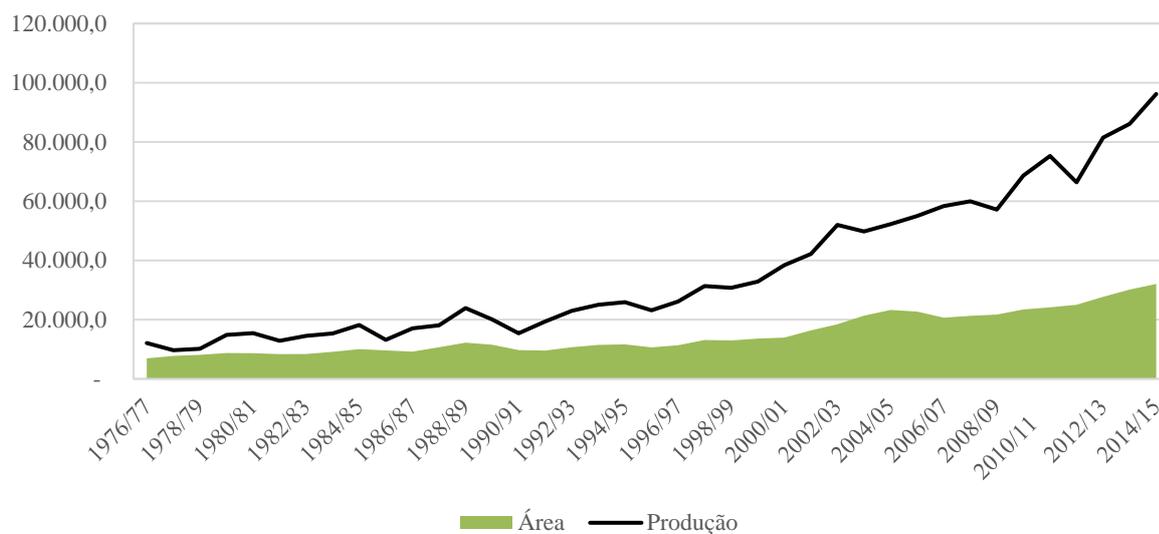


Figura 1 - Evolução da área plantada (mil ha) e da produção de soja (mil t) no Brasil referente às safras 1976/77 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da CONAB (2016).

Souza et al. (2010) ressaltam que a soja é uma das principais fontes de proteína vegetal do mundo e tem sido amplamente utilizada como alimento, tanto pelos seres humanos quanto pelos animais. Mas para que possa ser utilizada, é necessário que ela passe por um processo de industrialização, a partir do qual são gerados vários produtos, sendo os mais conhecidos, o farelo e o óleo de soja. De acordo com dados da Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE, 2016), do grão esmagado, cerca de 76% são convertidos em farelo e 19% em óleo. O farelo, principal produto gerado no processo de esmagamento da soja, é destinado especialmente ao suprimento da cadeia produtiva de carnes, por ser um dos insumos fundamentais na elaboração de ração animal, sobretudo para alimentação de suínos e aves, além de animais domésticos, peixes e bezerros, podendo ser considerado um substituto do leite (IMEA, 2015).

Outros subprodutos da soja também são usados como alimentos na produção de proteína animal. Da secagem do grão, obtém-se o resíduo de limpeza de soja que pode ser um componente de rações para bovinos, um subproduto com teor médio de 20% de proteína bruta e de baixo custo. Outro subproduto, capaz de substituir grãos como milho e sorgo em rações para bovinos, obtido antes da extração do óleo, é a casca da soja, película que envolve o grão, de alto valor energético e com cerca de 12% de teor de proteína. No processo de obtenção da casca, é necessário que esta seja tostada a fim de destruir metabólitos antinutricionais. A casca de soja pode chegar a 80% do valor energético do milho, além de proporcionar aos animais um valor de fibra bem acima ao do milho, uma excelente alternativa de energia, tendo bom valor alimentar e baixo custo relativo. Durante o processo de extração do óleo de soja,

ocorre o aquecimento do farelo, que contribui para aumentar suas qualidades nutricionais. Os valores de proteína bruta do farelo variam entre 44% a 48%, dependendo do nível de casca que ele inclui. O farelo de soja é obtido a partir da torrefação e moagem da torta de soja, que por sua vez, é obtida após a extração do óleo com solventes (THIAGO e SILVA, 2003).

De acordo com esses autores, o uso do grão de soja em rações para bovinos é uma alternativa para redução de custos com alimentação pelo fato de já se encontrar no meio rural; além disso, diferente dos animais não-ruminantes (suínos e aves), os bovinos podem utilizar o grão de soja sem a necessidade de um tratamento térmico, bastando apenas que o grão seja moído.

Goes, Silva e Souza (2013) ressaltam que a alimentação está entre os principais gastos na produção animal, podendo chegar de 70% a 80% do custo total, sendo que o que mais onera o custo de produção é o concentrado, alimento que apresenta alto teor de energia, o qual pode ser energético, com menos de 20% de proteína bruta, como a casca de soja, ou proteico, concentrado com mais de 20% de proteína bruta, como o farelo de soja. Estes autores recomendam usar de 20% a 30% de farelo de soja e até 80% de milho na composição de ração para animais monogástricos, como os suínos e as aves e, para animais ruminantes, o suficiente para atender às exigências nutricionais de proteínas.

Na alimentação humana, a soja é consumida em forma de óleo refinado no preparo de alimentos e também na forma de proteína texturizada como um substituto da carne. Ela também está presente em bebidas prontas como leite e sucos de frutas à base de soja, em papinhas para bebês e em muitos alimentos dietéticos. Do processo de obtenção do óleo de soja refinado, obtém-se a lecitina, muito usada na produção de salsichas, maioneses, sorvetes, achocolatados, tempero de saladas, margarina, barras de cereais e produtos congelados (APROSOJA, 2014).

O óleo de soja, além de ser usado na alimentação direta de seres humanos, é a principal matéria-prima na produção de biodiesel, correspondendo em média por 81% do volume deste biocombustível, cuja produção no Brasil destina-se principalmente ao mercado interno, haja vista o país ser o segundo maior produtor e consumidor mundial desse biocombustível (ANP, 2016; BRASIL, 2016c). Até 2010, a mistura obrigatória de biodiesel no óleo diesel era de 5%, tendo sido ampliada para 7% em 2014 (Lei 13.033/2014). Recentemente, foi sancionada a Lei 13.263/2016, que estabelece a adição de 8% deste biocombustível no diesel em 12 meses, 9% em 24 meses e 10% em até 36 meses, o que acarretará em uma demanda ainda maior de óleo de soja para a produção de biodiesel.

Além da vasta diversidade do uso da soja como alimento para seres humanos e animais, indústrias de diversos setores, como as de cosméticos, farmacêutica, veterinária, de vernizes, tintas e de plásticos, utilizam a soja como matéria-prima em seus processos de produção. Essa oleaginosa também é muito usada pela indústria de adesivos e nutrientes, adubos, formulador de espumas, fabricação de fibra, revestimento, papel e emulsão de água para tintas (APROSOJA, 2014).

De grande destaque no mercado internacional, o Brasil tem mantido a liderança nas exportações do grão e a segunda posição na produção mundial de soja, atrás apenas dos Estados Unidos, além de estar entre os quatro maiores esmagadores mundiais desse grão. Na safra 2014/15, o Brasil atingiu um novo recorde na produção, sendo que dos 96,2 milhões de toneladas de soja produzidos, 50,6 milhões de toneladas, ou seja, mais da metade foram destinados à exportação, e 39,9 milhões de toneladas ao esmagamento do grão, segundo dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2016).

Com relação aos derivados, o Brasil é o segundo maior exportador de farelo e óleo de soja, mercados liderados pela Argentina, e está entre os quatro maiores produtores e consumidores mundiais desses dois produtos. Na safra 2014/15, o Brasil produziu cerca de 30,9 milhões de toneladas de farelo de soja, consumiu 15,3 milhões e exportou 14,4 milhões de toneladas. Nesse mesmo período, o Brasil produziu 7,7 milhões de toneladas de óleo de soja, consumiu cerca de 6,3 milhões e exportou 1,5 milhão de toneladas (USDA, 2016).

Outro ponto a ser destacado é o fato da soja ser o grupo de produtos agropecuários com maior representatividade, em termos de valor, na Balança Comercial Brasileira e sua participação só tem aumentado ao longo dos anos (Tabela 1), ratificando sua relevância no comércio internacional.

Segundo Ribeiro et al. (2007), a facilidade no transporte e no preparo para consumo, a longa durabilidade e a variedade de subprodutos, são alguns dos fatores que contribuíram para a grande aceitação da soja e o consequente crescimento do mercado internacional desse grão.

Tabela 1 – Panorama do valor das exportações brasileiras, em US\$1.000, dos principais grupos de produtos agropecuários em relação ao valor total das exportações nos últimos anos.

Ano	Exportações Totais do Brasil	Soja*	%	Carne**	%	Açúcar e Alcool***	%	Café****	%
2005	118.529.185	9.476.727	8,0	8.079.306	6,8	4.684.357	4,0	2.895.400	2,4
2006	137.807.470	9.311.250	6,8	8.517.149	6,2	7.771.690	5,6	3.335.941	2,4
2007	160.649.073	11.386.108	7,1	11.095.482	6,9	6.578.083	4,1	3.855.857	2,4
2008	197.942.443	17.986.409	9,1	14.283.558	7,2	7.873.074	4,0	4.732.760	2,4
2009	152.994.743	17.250.858	11,3	11.471.261	7,5	9.715.971	6,4	4.251.439	2,8
2010	201.915.285	17.114.802	8,5	13.291.999	6,6	13.775.944	6,8	5.738.736	2,8
2011	256.039.575	24.154.416	9,4	15.356.702	6,0	16.431.893	6,4	8.700.413	3,4
2012	242.579.776	26.121.995	10,8	15.266.425	6,3	15.030.765	6,2	6.438.579	2,7
2013	242.178.662	30.965.500	12,8	16.272.169	6,7	13.710.849	5,7	5.247.855	2,2
2014	225.100.885	31.407.621	14,0	16.891.102	7,5	10.357.010	4,6	6.615.977	2,9
2015	191.134.325	27.958.701	14,6	14.392.559	7,5	8.521.828	4,5	6.121.857	3,2

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do BRASIL (2016b).

*O grupo Soja inclui: soja mesmo triturada, farelo e resíduos da extração de óleo de soja, óleo de soja em bruto, óleo de soja refinado e óleo de soja, exceto refinado ou em bruto.

** O grupo Carne inclui: carnes de frango, boi, suíno e peru “in natura”, carnes de frango, boi e peru industrializadas, carnes salgadas e demais carnes.

*** O grupo Açúcar e Alcool inclui: açúcar em bruto, açúcar refinado e álcool etílico.

**** O grupo Café inclui: café cru em grão, café solúvel e café torrado.

Embora o óleo de soja tenha maior valor agregado, o Brasil exporta mais soja em grãos do que seus derivados, como se observa nas Figuras 2 e 3. Um dos fatores que podem explicar tal comportamento, segundo Souza et al. (2010), é a isenção de impostos sobre as exportações de produtos primários, como o ICMS, estabelecido pela Lei Kandir em 1996, o que por um lado incentivou a comercialização de produtos na sua forma primária, mas por outro, desestimulou as indústrias brasileiras a esmagarem e beneficiarem a soja.

Outra explicação é o fato da China, maior importador da soja brasileira e maior consumidor mundial de farelo e óleo de soja, preferir importar essa oleaginosa na sua forma primária para então produzir os derivados, visto que esse país possui uma grande capacidade de industrialização, o que faz com que seja o maior produtor mundial desses dois produtos. No entanto, sua produção é quase toda destinada ao mercado interno, como é o caso do farelo, usado como alimento na produção de proteína animal, haja vista o país ser o maior produtor e consumidor mundial de carne suína e um dos principais produtores e consumidores mundiais de carnes bovina e de frango (USDA, 2016).

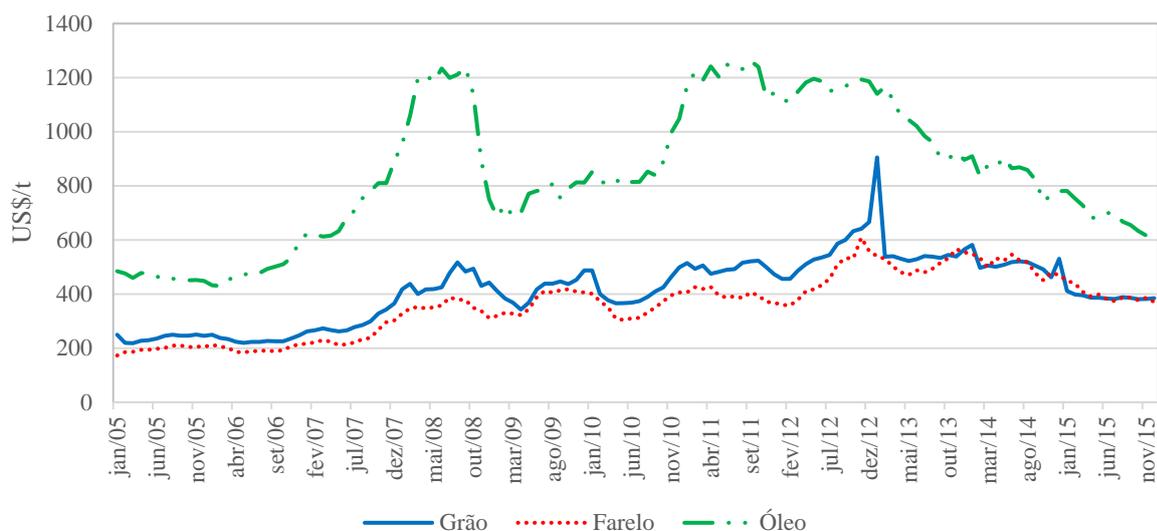


Figura 2 - Preços médios de exportação do grão, farelo e óleo de soja (em bruto) entre janeiro de 2005 e dezembro de 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do BRASIL (2016b).

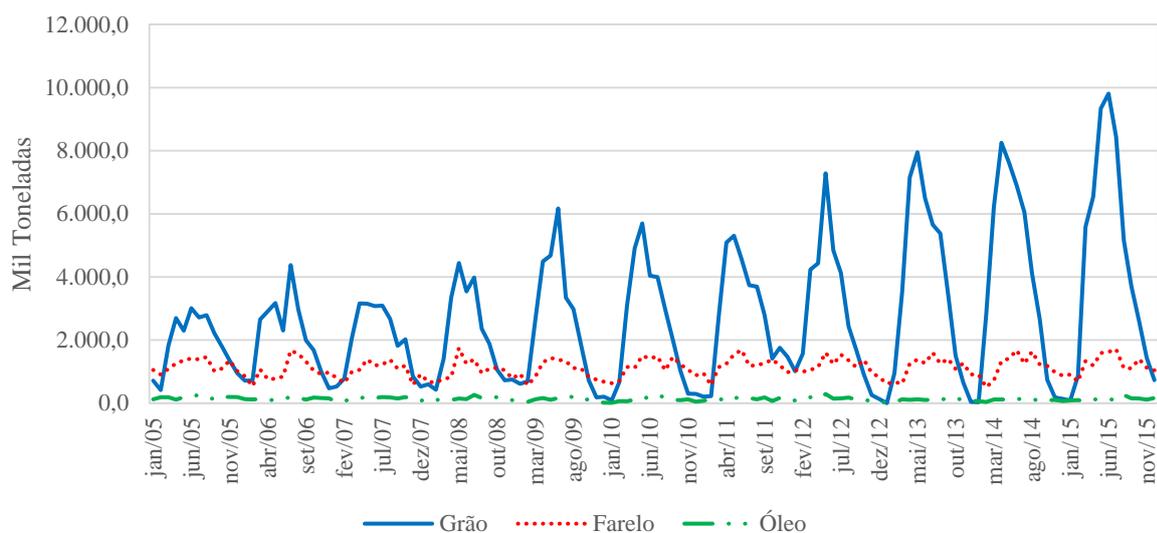


Figura 3 - Evolução das exportações brasileiras do grão, farelo e óleo de soja (em bruto), no horizonte 01/2005-12/2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do BRASIL (2016b).

Além disso, conforme já mencionado, da soja produzida no Brasil, aproximadamente 41% são destinadas ao esmagamento do grão, sendo que o país consome grande parte dos derivados que produz, em torno de 50% do farelo e 82% do óleo de soja, tanto que está entre os quatro maiores produtores e consumidores mundiais desses dois produtos. O farelo é usado sobretudo na alimentação animal. O fato do país ser um dos principais produtores e consumidores mundiais de carnes (bovina, suína e de frango), exige volumes crescentes de farelo de soja para produção de ração (USDA, 2016). Já o óleo é usado, principalmente, na produção de biodiesel, suprimindo a demanda da frota automotiva do país movida a diesel.

1.2. Justificativa

A soja é um setor dinâmico que tem se expandido com grande velocidade no Brasil e sua relevância é evidente tanto na economia brasileira quanto no mercado internacional, o que justifica ter sido objeto de vários estudos. No entanto, o que se observa é que a maioria dos trabalhos existentes na literatura sobre o mercado de soja têm sido voltados para a análise da relação entre preços, como é o caso dos trabalhos de Aguiar (1990), Mafioletti (2000), Moraes (2002), Liu (2005), Silva Filho, Frascaroli e Maia (2005), Diehl e Bacchi (2006), Tonin e Barczsz (2007), Caldarelli, Câmara e Bacchi (2009), Cooke e Robles (2009), Libera e Waquil (2009), Silva e Machado (2009), Sousa e Campos (2009), Christofolletti, Silva e Martinês-Filho (2011), Karali (2012), Silva, Frascaroli e Sobel (2013), Avalos (2014), Ikeda (2015), Galvão et al. (2015), Bini et al. (2016) e Alexakis, Bagnarosa e Dowling (2017).

Entretanto, conforme enfatizado por Paulo (2010), o setor produtivo de soja é o elo principal na sua cadeia agroindustrial, é ele que movimenta os demais segmentos. Em termos gerais, a cadeia produtiva da soja pode ser representada, de forma resumida e simplificada pela Figura 4:

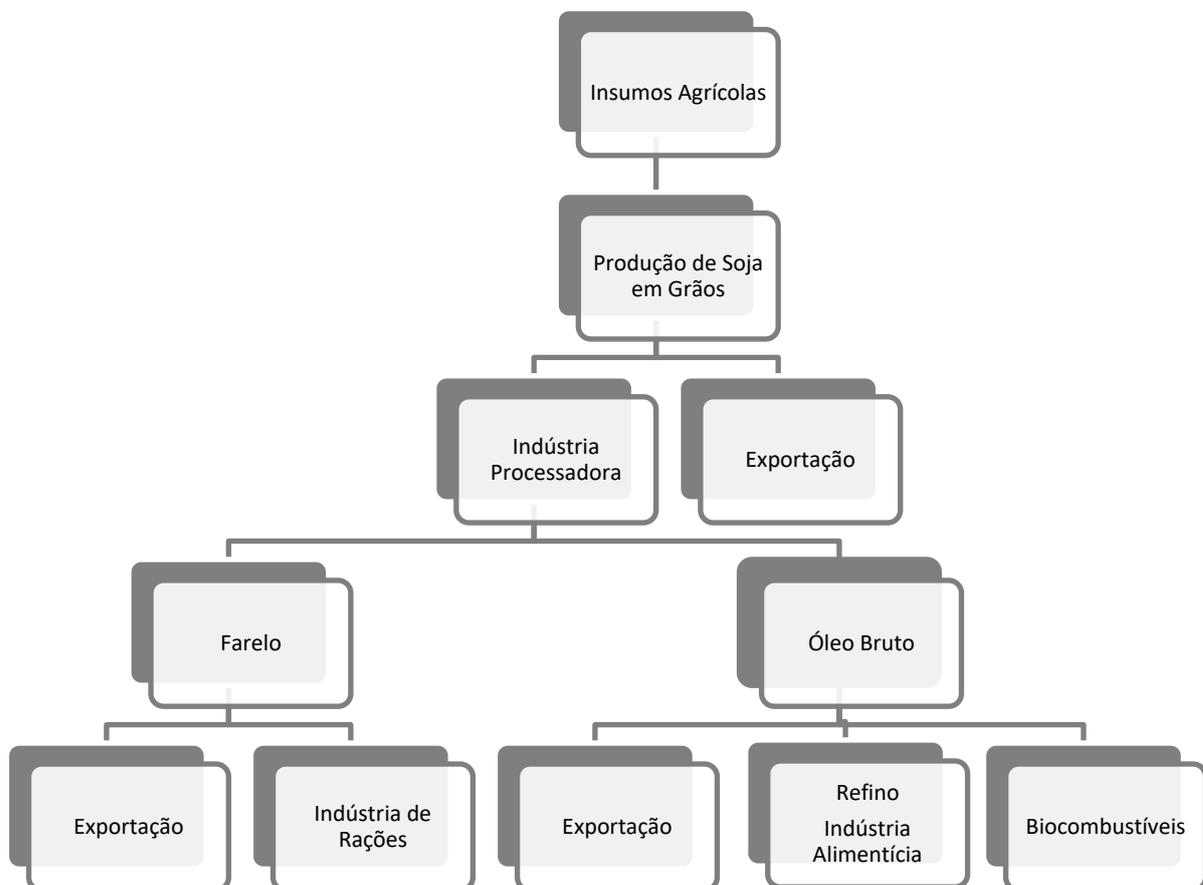


Figura 4: Cadeia Produtiva da Soja.
Fonte: Barbosa e Júnior (2007).

Além disso, Machado (2010) destaca que o farelo é o principal produto responsável pela demanda global de soja, especialmente por causa do aumento do consumo mundial de carnes (bovina, suína e de frango). Este autor também ressalta que a demanda externa pelo grão e seus derivados e a evolução da soja no Brasil se deram de maneira concomitante, o que permitiu o rápido crescimento das exportações brasileiras.

Diante do exposto e considerando a forte expansão da produção nacional de soja nas últimas décadas, que fez com que o país se tornasse o segundo maior produtor mundial do grão, aliado ao fato do Brasil ser um dos principais esmagadores mundiais de soja, consumir grande parte dos derivados que produz, ser o segundo maior exportador de farelo e óleo de soja e vir mantendo a liderança nas exportações de soja em grãos, um estudo com foco na análise desses segmentos pode contribuir de forma considerável para um melhor entendimento do comportamento do mercado de soja.

1.3. Objetivos

1.3.1. Objetivo geral

O objetivo principal deste trabalho é analisar determinantes do mercado de soja com base em dados de séries mensais do período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.

1.3.2. Objetivos específicos

Desenvolver e ajustar três modelos teóricos com foco nos seguintes aspectos:

- a) Disponibilidade interna de soja em grãos;
- b) Processamento doméstico de soja e
- c) Oferta de exportação brasileira de soja em grãos.

Como as análises são realizadas utilizando dados mensais, há necessidade de se construir variáveis, a partir da produção anual, que representem outras necessárias aos modelos a serem ajustados.

Adicionalmente, será construído um índice de preços dos derivados de soja para representar os preços dos principais produtos obtidos a partir do grão processado, quais sejam, o farelo e o óleo de soja, sendo também essa uma contribuição do presente trabalho.

Considera-se que as informações sobre o mercado de soja obtidas com a análise desses determinantes possam complementar as de muitos outros trabalhos existentes na literatura, os quais versam, particularmente sobre a questão da formação de preços.

2. PANORAMA DO MERCADO DE SOJA

2.1. O mercado doméstico de soja

Até meados de 1980, a produção nacional de soja se concentrava basicamente no Sul do país. Desde então houve uma forte expansão da produção no Centro-Oeste, e em 1999 esta região se tornou a maior produtora, conforme pode ser visto na Figura 5. Na safra 2014/15, de acordo com dados da CONAB (2016), Centro-Oeste e Sul foram responsáveis por 81% da produção nacional de soja, o que evidencia a forte concentração do cultivo da soja nessas duas regiões. Além disso, dos 96,2 milhões de toneladas de soja produzidos naquela safra, a região Centro-Oeste produziu quase a metade, cerca de 44 milhões de toneladas.

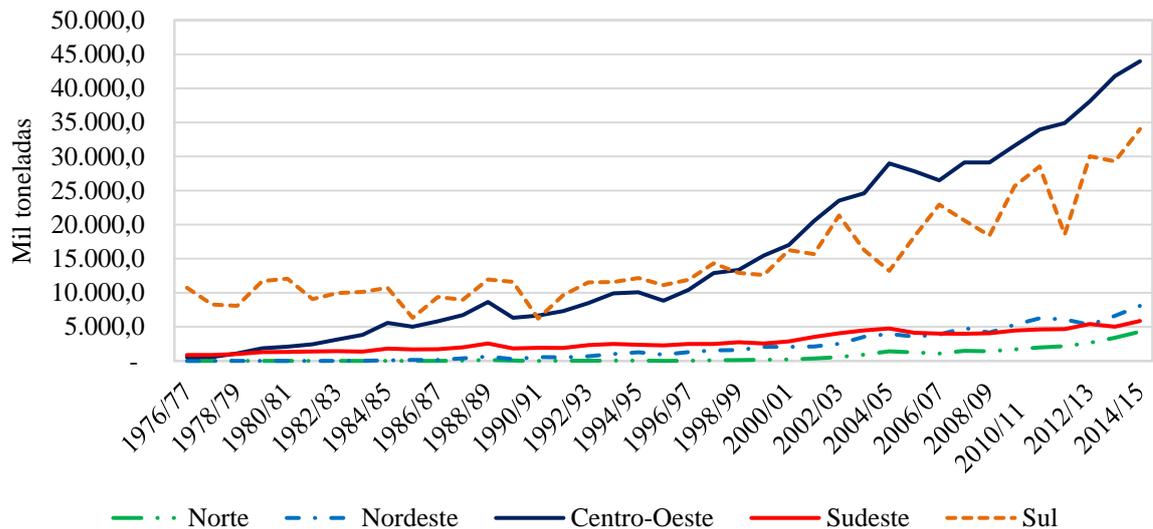


Figura 5 - Evolução da produção de soja no Brasil, por região, referente às safras 1976/77 a 2014/15. Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da CONAB (2016).

Esse deslocamento da produção para o Centro-Oeste ocorreu em função de vários fatores. Dentre eles, vale citar os incentivos fiscais disponibilizados para a abertura de novas áreas de produção agrícola, assim como para a aquisição de máquinas e construção de silos e armazéns; o estabelecimento de agroindústrias; o baixo valor da terra comparado ao Sul do país, nas décadas de 1960/70/80; o desenvolvimento de um pacote tecnológico para a produção de soja, especialmente para as novas cultivares adaptadas à condição de baixa latitude da região; a topografia favorável à mecanização; as boas condições físicas dos solos; as melhorias no sistema de transporte da produção regional; o bom nível econômico e tecnológico dos produtores de soja e o regime pluviométrico da região altamente favorável aos cultivos de verão, diferente dos veranicos ocorridos no Sul, particularmente no Rio

Grande do Sul (EMBRAPA SOJA, 2000). O último fator fica evidente quando se observa a Figura 5, uma vez que o Sul é a região que mais apresenta quebras de safras, as quais ocorrem devido a problemas associados a condições climáticas.

O plantio da soja, na maioria dos estados brasileiros, tem início no final do ano, geralmente em outubro e vai até dezembro, enquanto a colheita se concentra entre fevereiro e maio, como se observa no Quadro 1. Uma exceção é o estado de Roraima, cujo plantio ocorre entre abril e junho e a colheita entre agosto e outubro.

Quadro 1: Calendário de plantio e colheita de soja, por estado.

UF/ Região	22/09 a 21/12			21/12 a 20/03			20/03 a 21/06			21/06 a 22/09		
	Out	Nov	Dez	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set
Norte												
RR												
RO												
PA												
TO												
Nordeste												
MA												
PI												
BA												
Centro-Oeste												
MT												
MS												
GO												
DF												
Sudeste												
MG												
SP												
Sul												
PR												
SC												
RS												

Legenda: ■ Plantio ■ Colheita
 Fonte: CONAB (2016).

Em termos de produtividade, Sul e Sudeste apresentavam os melhores rendimentos nos anos 70, mas este cenário foi mudando e na década de 1990 e início dos anos 2000, o Centro-Oeste se tornou a região mais produtiva do país. Houve também um significativo incremento de produtividade nas regiões Norte e Nordeste nos últimos anos, ocasionado pela expansão da soja no MATOPIBA, cuja região compreende o bioma Cerrado dos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia. Segundo a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa, 2017), esta região, que até o final da década de 1980 tinha forte tradição em pecuária extensiva, tem chamado a atenção pela produtividade cada vez mais crescente, graças à topografia plana, aos solos profundos e ao clima favorável ao cultivo das principais culturas como soja, milho e algodão, tornando-se a grande fronteira agrícola nacional da atualidade, responsável por grande parte da produção brasileira de grãos e fibras, tanto que em 2003/04, 2004/05, 2007/08 e 2010/11, o Nordeste superou a produtividade de soja do Centro-Oeste. Hirakuri e Lazzarotto (2014) ressaltam que a adaptação da soja a regiões de baixas latitudes e às condições do cerrado fizeram com que os ganhos de produtividade do Nordeste brasileiro fosse maior do que os da Argentina. Além disso, a partir dos anos 2000, o Norte integrou o grupo das regiões brasileiras com maior produtividade, atingindo 2,976 t/ha em 2014/15, sendo que a do Centro-Oeste foi de 3,008 t/ha e a do Sul de 3,071 t/ha (CONAB, 2016).

Voltando às principais regiões produtoras de soja, a expressiva participação do Centro-Oeste na produção nacional do grão se deve aos estados do Mato Grosso, Goiás e Mato Grosso do Sul (Figura 6), esses três estados responderam por 46% de toda a produção em 2014/15, enquanto a do Sul ocorre graças aos estados do Paraná e Rio Grande do Sul (Figura 6), cuja participação desses dois estados foi de 33%, de forma que os cinco maiores produtores nacionais de soja representaram 79% da produção no referido período, segundo dados da CONAB (2016).

Hirakuri e Lazzarotto (2014) destacam que a expansão da produção de soja na região Sul tem ocorrido pela incorporação de áreas de outros cultivos, sobretudo do milho verão no caso do Paraná, áreas de pastagens (integração lavoura-pecuária) e pela inserção da cultura em sistemas de produção da qual a mesma não fazia parte, como é o caso da rotação com arroz no Rio Grande do Sul. Já no Centro-Oeste, a soja tem avançado principalmente nas extensas áreas de pastagens degradadas, tanto pela incorporação dessas terras para produção exclusiva de grãos ou pela adoção de sistemas integrados (integração lavoura-pecuária ou integração lavoura-pecuária-floresta).

Como se observa na Figura 6, Mato Grosso tem liderado a produção nacional do grão. Na safra 2014/15 este estado respondeu por aproximadamente 29% de toda a soja produzida no país, ou seja, cerca de 28 milhões de toneladas. Da soja produzida nesse estado, mais de 50% destinam-se à exportação, 15% seguem para os outros estados brasileiros, cerca de 30% permanecem ali mesmo para a produção de farelo e óleo de soja, e o restante é armazenado. Do farelo produzido no estado, mais de 60% são destinados à exportação. Quanto ao óleo de soja, o Mato Grosso consome mais de 34% do que produz, exporta cerca de 18% e aproximadamente 28% são consumidos pelos demais estados (IMEA, 2015).

O Paraná, segundo maior produtor nacional do grão (Figura 6), responsável por cerca de 18% da produção na safra 2014/15, conforme dados da CONAB (2016), possui o principal canal de escoamento de farelo e óleo de soja para o mercado externo, o Porto de Paranaguá (ABIOVE, 2016). Ao passo que o Rio Grande do Sul, terceiro maior estado produtor do grão (Figura 6), lidera a produção de biodiesel, o que faz com que Centro-Oeste e Sul também dominem a produção brasileira deste biocombustível. Em 2015, essas duas regiões foram responsáveis, respectivamente, por 44% e 39% do biodiesel produzido no país, sendo que só o Rio Grande do Sul respondeu por 28% de toda a produção nacional (ANP/ABIOVE, 2016).

Outro estado com destaque na produção de soja é Goiás, tanto que ocupa a quarta posição na produção do grão (Figura 6), além de sua relevância na produção de fertilizantes e corretivos e no beneficiamento de sementes. Segundo Machado (2010), a comercialização da soja nesse estado, ocorre principalmente pela exportação do grão, assim como em Mato Grosso, mas também por processamento e transformação do grão em farelo, óleo bruto e alimentos proteicos para consumo interno e exportação. Esse autor ressalta a importância do cultivo da soja para o estado, pois além dos recursos gerados por meio das exportações do grão e de seus derivados, o cultivo em larga escala dessa oleaginosa incentiva a instalação de indústrias, que por sua vez, leva a um grande volume de arrecadação com impostos e outros tributos, além dos milhares de empregos diretos e indiretos gerados graças à produção, industrialização e exportação da soja e de seus derivados.

O estado do Mato Grosso do Sul, por sua vez, aparece como quinto maior produtor de soja (Figura 6). A expansão da área produtiva e os ganhos de produtividade das lavouras sul-mato-grossenses foram determinantes para o crescimento da sua produção. No primeiro caso, houve um aumento de 366% de 1977/78 a 2014/15 e no segundo, um acréscimo de 227% ao longo dos 38 anos (CONAB, 2016). Cabe ainda ressaltar que os quatro principais produtores de soja também são os quatro principais exportadores do grão e de seus derivados. Outros estados que estão inseridos no mercado internacional, conforme observa Hirakuri e

Lazzarotto (2014), são Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais, Bahia, Maranhão, Santa Catarina e Tocantins.

Um ponto que chama a atenção na Figura 6, diz respeito às quebras de safras ocorridas em 2008/09 e 2011/12, principalmente na região Sul do país. Conforme os Levantamentos de Safra da CONAB (2016), a estiagem entre abril e maio no Sul e em parte do Centro-Oeste e as geadas ocorridas, em junho, no Paraná e em Mato Grosso do Sul, reduziram a colheita de grãos na safra 2008/09. Assim como a estiagem nos meses de novembro e dezembro de 2011/12 provocou quebra de safra em toda a região Sul, sendo o Rio Grande do Sul o estado mais prejudicado; o regime de chuvas durante esses meses ficou abaixo da normalidade, comprometendo o desempenho da referida safra. O sul do Mato Grosso do Sul também foi prejudicado pela estiagem, ao passo que Goiás aumentou sua produção de soja no mesmo período, graças às boas condições climáticas e ao uso intensivo de tecnologias.

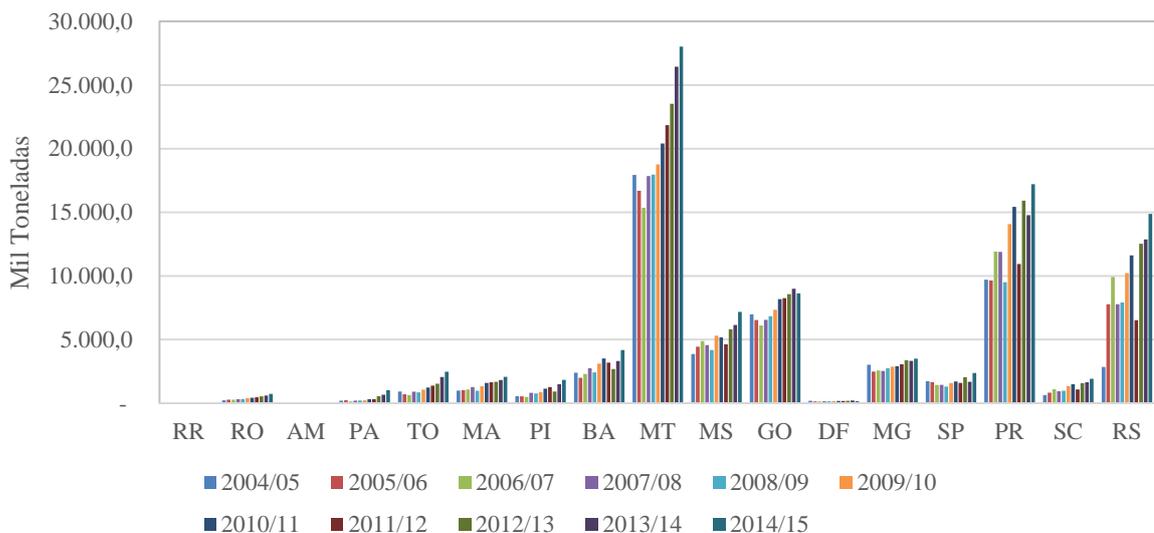


Figura 6 - Evolução da produção de soja em grãos nos estados produtores, no período de 2004/05 a 2014/15. Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da CONAB (2016).

O mapa da Figura 7 apresenta a distribuição da produção de soja ao longo de todo o território nacional, em 2016, considerando os municípios que produzem acima de 5 mil toneladas. No Centro-Oeste, especialmente em Mato Grosso, predominam os grandes produtores e no Sul e Sudeste, os pequenos e médios, o que de certa forma, explica a grande concentração de cooperados nestas duas regiões.

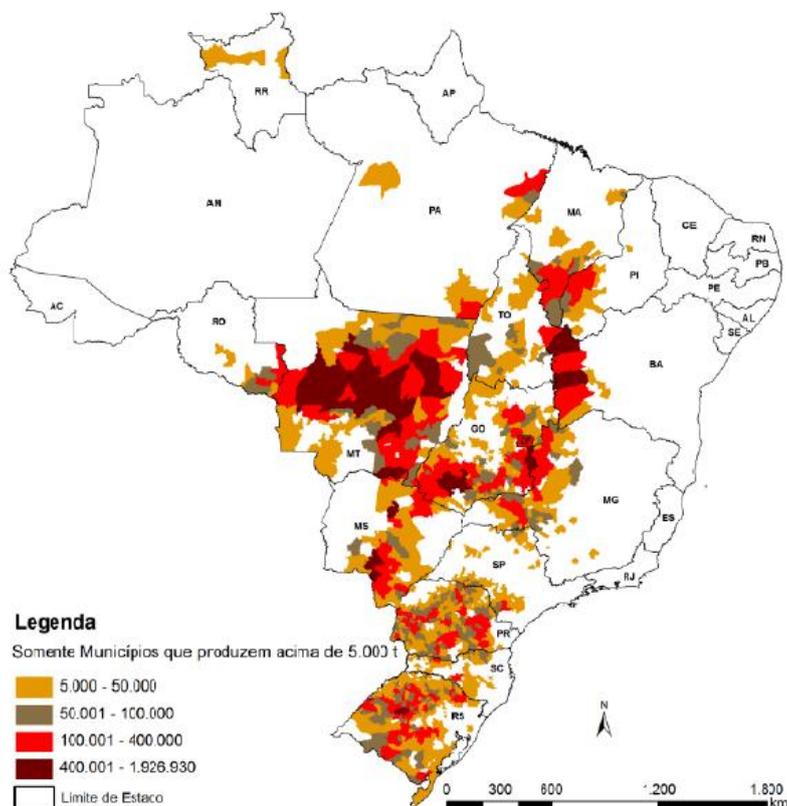


Figura 7 - Mapa da Produção Agrícola de Soja, em 2016.

Fonte: CONAB/IBGE (2016).

Conforme o relatório de atividades da Organização das Cooperativas do Brasil (OCB, 2013), dos 11 milhões de brasileiros que participavam de algum ramo do cooperativismo naquele período, 5,1 milhões viviam no Sudeste e 4,4 milhões no Sul, o que corresponde a uma participação de 80% dessas duas regiões, cujos estados com maior número de cooperados eram: São Paulo (3,4 milhões), Rio Grande do Sul (2,1 milhões), Santa Catarina (1,4 milhão), Minas Gerais (1,2 milhão) e Paraná, com 850 mil. Das 6.603 cooperativas atuantes em 13 ramos de diferentes atividades em 2013, 1.561 pertenciam ao setor agropecuário, reunindo mais de 1 milhão de cooperados no país. Ainda conforme este relatório, 64% dos produtores agropecuários são associados ao cooperativismo, o que faz com que mais de 50% da safra nacional dos principais produtos agrícolas como soja e milho, passem de alguma forma por uma cooperativa.

De acordo com a Cotrisoja (2016), o estado do Paraná conta com 69 cooperativas agropecuárias e 160 mil cooperados, dentre elas a Coamo, a maior cooperativa agropecuária brasileira, essas cooperativas representam 55% da capacidade de armazenamento do estado. Em 2015, 17 cooperativas agrícolas do Paraná integraram o *ranking* anual “Melhores e Maiores - As 1000 maiores empresas do Brasil”, divulgado pela revista Exame. Esta publicação destaca as empresas que tiveram o melhor desempenho anual em termos de

vendas. Já o levantamento realizado pela Federação das Cooperativas Agropecuárias do Estado do Rio Grande do Sul LTDA (FecoAgro/RS), no período 2014/2015, a participação das cooperativas agropecuárias deste estado no recebimento da safra de soja aumentou cerca de 40%, ou seja, dos quase 14,9 milhões de toneladas produzidas no Rio Grande do Sul naquele período, 6 milhões de toneladas foram entregues pelos associados.

Quanto ao processamento de soja, Magalhães (1998) destaca que a evolução da capacidade instalada de esmagamento dessa oleaginosa e sua localização dependem, basicamente, do crescimento da produção de soja e de seu deslocamento espacial, influenciando na formação dos custos dos setores industriais da cadeia. Isso fica evidente na Tabela 2, a qual mostra que as instalações com maior capacidade de esmagamento estão concentradas nos principais estados produtores de soja. Juntos, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul e Goiás tiveram capacidade de esmagar 71% de oleaginosas em 2015, considerando todas as unidades/plantas industriais esmagadoras, ativas e paradas. Do total de 117 unidades existentes em 2015, 22 estão localizadas no Paraná, 21 no Rio Grande do Sul, 17 em Mato Grosso e 17 em Goiás. Na Tabela 1A do Anexo A, são apresentados detalhes dessas unidades industriais, como empresas, cidades, processo de extração, oleaginosas processadas e situação da unidade em 2015, enquanto a Figura 1A do referido Anexo apresenta a evolução da capacidade instalada de processamento de oleaginosas, no período de 2012 a 2015.

Também é possível observar, na Tabela 2, que o Brasil tem condições de aumentar ainda mais o processamento, haja vista as instalações com capacidade de esmagamento paradas. Essa capacidade ociosa pode ser atribuída a vários fatores, conforme argumenta Hirakuri e Lazzarotto (2014), dentre os quais se destacam a forte concorrência entre a indústria de processamento e empresas voltadas para o comércio exterior, que em determinados casos implica no pagamento de ágio sobre o preço de exportação; a falta de capital de giro e altos custos de financiamento, o que dificulta a formação de estoques de matéria-prima e o superdimensionamento da maquinaria em relação à oferta de matéria-prima.

Tabela 2 – Capacidade instalada de processamento de oleaginosas*, por estado, em 2015.

Estado	Ativa		Parada		Total	
	t/dia	%	t/dia	%	t/dia	%
Mato Grosso	37.610	22,1	3.600	21,3	41.210	22,0
Paraná	34.995	20,5	750	4,4	35.745	19,1
Rio Grande do Sul	26.370	15,5	2.820	16,7	29.190	15,6
Goiás	24.185	14,2	2.600	15,4	26.785	14,3
São Paulo	10.673	6,3	4.100	24,2	14.773	7,9
Mato Grosso do Sul	7.540	4,4	3.050	18,0	10.590	5,7
Minas Gerais	9.100	5,3	0	0,0	9.100	4,9
Bahia	6.691	3,9	0	0,0	6.691	3,6
Santa Catarina	3.200	1,9	0	0,0	3.200	1,7
Tocantins	3.020	1,8	0	0,0	3.020	1,6
Piauí	2.800	1,6	0	0,0	2.800	1,5
Amazonas	2.000	1,2	0	0,0	2.000	1,1
Maranhão	1.500	0,9	0	0,0	1.500	0,8
Pernambuco	400	0,2	0	0,0	400	0,2
Rondônia	300	0,2	0	0,0	300	0,2
Ceará	0	0,0	0	0,0	0	0,0
Brasil	170.384	100,0	16.920	100,0	187.304	100,0

*oleaginosas aqui inclui soja (principalmente), algodão, amendoim, canola e girassol.

Fonte: ABIOVE (2016).

De acordo com Sedyama et al. (2013), o foco estratégico predominante da maioria das empresas esmagadoras de soja atuantes no Brasil é a liderança em custos, tendo como base economias de escala, busca de redução da capacidade ociosa, logística eficiente e inovação de processos. Esses autores ressaltam que o processo de concentração da indústria esmagadora de soja acentuou-se no início da década de 2000, sendo que quatro *players* mundiais têm dominado grande parte da indústria esmagadora, assim como a comercialização dessa *commodity*, com participação expressiva no total de soja exportado pelo Brasil, quais sejam: Bunge, Cargill, Archer Daniels Midland Company (ADM) e Louis Dreyfus. Além de soja, farelo e óleo, essas empresas dominam os principais grãos, cacau (caso da francesa Louis Dreyfus), açúcar e todos os derivados possíveis.

Wilkinson (2009) argumenta que o controle desses grupos empresariais sobre o suprimento de fertilizantes, tanto no Brasil como em todo o mundo, um insumo chave para a produção de grãos e oleaginosas, tem contribuído para o seu poder de mercado. Assim como o acesso dessas empresas ao financiamento em um momento em que o crédito público estava em recuo. Esta aquisição transnacional de grandes porções do complexo soja foi complementada e acelerada por mudanças radicais no controle e venda de sementes.

Hirakuri e Lazzarotto (2014) ressaltam que a sólida expansão global do agronegócio da soja permitiu que grupos nacionais pudessem entrar no jogo, instalar agroindústrias em seus países e obter parcela considerável de mercado, seja no âmbito interno ou externo. Quanto às exportações brasileiras, embora Bunge, Cargill, ADM e Louis Dreyfus estejam

entre as 10 principais empresas exportadoras de produtos, *players* nacionais têm aumentado suas exportações e alcançado cada vez mais representatividade no comércio internacional, como é o caso da Amaggi, da Coamo Cooperativa Agroindustrial, da Caramuru Alimentos e da Granol.

Silva (2013) complementa que as *traders* ADM, Bunge e Cargill, e algumas empresas nacionais, como a Amaggi, juntamente com os grandes produtores, são atores relevantes no processo de expansão da soja no Brasil, devido aos estímulos como crédito, sementes, agrotóxicos e a construção de infraestrutura para exportação (como portos). Essas empresas têm contribuído para a intensificação da produção agrícola brasileira no modelo do agronegócio e, conseqüentemente, para a expansão da fronteira agrícola da soja no bioma Cerrado e em direção à Amazônia, em função do corredor de exportação Cuiabá-Santarém. Elas dominam o setor financeiro em diversas etapas, como compra de sementes, produtos químicos e equipamentos, sendo responsáveis também pelo armazenamento, distribuição e transporte dos produtos.

De acordo com o Agro Olhar (2014), a Bunge Alimentos, de origem holandesa e com sede nos Estados Unidos, está presente em 40 países, integrando agronegócio, alimentos e bioenergia. É uma das maiores exportadoras do país, a número 1 no ramo do agronegócio e atua em transbordo, processamento e refino de soja e processamento de algodão. Fundada em 1918, teve seu primeiro moinho brasileiro no início do século XX.

A Cargill Agrícola, com sede nos Estados Unidos, está presente em 67 países, possui unidade de processamento de soja, com produção de farelo, óleo bruto e óleo refinado de soja, além de ser responsável pelo refino e envase de óleo de algodão, palma, milho, girassol e canola e possuir uma unidade de originação de algodão. Fundada em 1865, iniciou suas atividades no Brasil em 1965 como uma das mais importantes indústrias de alimentos do país. Em 2000, construiu um terminal de grãos do porto de Santarém.

A ADM, uma das maiores exportadoras de soja do Brasil, Paraguai e Bolívia, tem sede nos Estados Unidos e está presente em 75 países. Iniciou suas operações no Brasil em 1997, atua no processamento e venda de soja, cacau e trigo. Também produz fertilizantes, ingredientes para nutrição animal, biocombustíveis e produtos químicos.

A Louis Dreyfus, única da Europa, com sede em Amsterdam, está há 160 anos no mercado de *commodities*, opera em 90 países. Atua nas atividades de originação, produção, transporte, armazenagem e comercialização de produtos agrícolas. Deu início ao processamento de soja a partir da década de 1970.

Já a Amaggi, com sede em Mato Grosso, é a empresa líder do Grupo André Maggi, está presente em todas as regiões do Brasil, além da Argentina, Paraguai, Holanda, Noruega e Suíça. Composta por quatro grandes áreas de negócio: *commodities*, agro, navegação e energia. Atua na originação e comercialização de grãos (como compra e venda de soja e milho) e insumos, produção agrícola e de sementes de soja, operações portuárias, transporte fluvial e geração e comercialização de energia elétrica (AMAGGI, 2016).

Com relação à capacidade instalada da indústria brasileira de óleos vegetais, o estado com maior capacidade de refino e envase, ou seja, enlatamento de óleos, é São Paulo, cujas capacidades em 2015 foram de 26% e 25%, respectivamente, considerando as unidades ativas e paradas, seguido pelos estados do Paraná, Mato Grosso e Goiás no refino, e Goiás, Mato Grosso e Paraná no envase, como pode ser visto na Tabela 3.

O fato do Rio Grande do Sul não estar entre esses estados pode ser explicado em função de grande parte do óleo bruto obtido no processamento da soja ser usado como matéria-prima na produção de biodiesel, cerca de 81%, em média, visto que o Rio Grande do Sul é o maior produtor nacional deste biocombustível (ANP/ABIOVE, 2016). Quanto às unidades industriais de refino e envase, das 64 existentes no país em 2015, considerando as ativas e paradas, 19 estão localizadas em São Paulo, 9 em Goiás, 8 no Paraná e 5 em Mato Grosso. A evolução da capacidade instalada de refino e envase de óleos vegetais, no período de 2012 a 2015, assim como detalhes das unidades industriais podem ser vistos, respectivamente, nas Figuras 2A e 3A e na Tabela 2A, no Anexo A.

Tabela 3 – Capacidade instalada de refino e enlatamento de óleos, por região, em 2015.

Estado	Ativa				Parada				Total			
	Refino		Envase		Refino		Envase		Refino		Envase	
	t/dia	%	t/dia	%	t/dia	%	t/dia	%	t/dia	%	t/dia	%
São Paulo	5.385	25	3.800	25	750	38	200	20	6.135	26	4.000	25
Paraná	3.430	16	2.032	13	400	20	0	0	3.830	16	2.032	12
Mato Grosso	3.150	15	2.405	16	113	6	0	0	3.263	14	2.405	15
Goiás	3.090	14	3.127	20	0	0	0	0	3.090	13	3.127	19
Rio Grande do Sul	1.300	6	680	4	520	26	640	65	1.820	8	1.320	8
Minas Gerais	1.300	6	905	6	0	0	0	0	1.300	6	905	6
Bahia	1.053	5	969	6	0	0	0	0	1.053	4	969	6
Ceará	700	3	100	1	0	0	0	0	700	3	100	1
Pernambuco	640	3	222	1	0	0	0	0	640	3	222	1
Santa Catarina	600	3	199	1	150	8	150	15	750	3	349	2
Mato Grosso do Sul	350	2	350	2	58	3	0	0	408	2	350	2
Maranhão	300	1	300	2	0	0	0	0	300	1	300	2
Piauí	120	1	180	1	0	0	0	0	120	1	180	1
Rondônia	0	0	40	0	0	0	0	0	0	0	40	0
Brasil	21.418	100	15.309	100	1.991	100	990	100	23.409	100	16.299	100

Fonte: ABIOVE (2016).

2.2. O mercado internacional de soja

A soja integra o conjunto de atividades agrícolas com maior destaque no mercado mundial por ser uma das principais *commodities* cultivadas comercialmente em vários países e um dos quatro grãos mais consumidos e produzidos no mundo, juntamente com o milho, o trigo e o arroz (HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014).

Machado (2010) enfatiza que a dinâmica desse mercado é dividida em países produtores-exportadores e países consumidores-importadores. Em 2014/15, segundo dados do USDA (2016), a produção mundial de soja em grãos chegou a quase 319 milhões de toneladas, enquanto a exportação do grão atingiu cerca de 126 milhões de toneladas. Estados Unidos e Brasil, juntamente com a Argentina, têm dominado a produção e a exportação mundial dessa *commodity*, como se observa nas Figuras 8 e 9. Esses três países foram responsáveis por 83% da produção e 88% das exportações mundiais do grão no referido período, sendo que a participação do Brasil na produção foi de 30 % e na exportação, de 40%.

Outro fato interessante a ser observado é o aumento da participação da Argentina tanto na produção quanto na exportação mundial do grão ao longo dos últimos anos. Segundo Silva (2013), até o início dos anos 1980, os Estados Unidos eram responsáveis por mais de 90% da exportações de soja em grãos. No entanto, com a expansão da produção de soja na América Latina ao longo da década, os preços do grão no mercado internacional caíram e muitos produtores norte-americanos converteram sua produção de soja em outras culturas, tanto que em 2003, Brasil e Argentina, juntos, ultrapassaram as exportações norte-americanas; desde 2012/13 (Figura 9), o Brasil tem mantido a liderança nas exportações mundiais do grão.

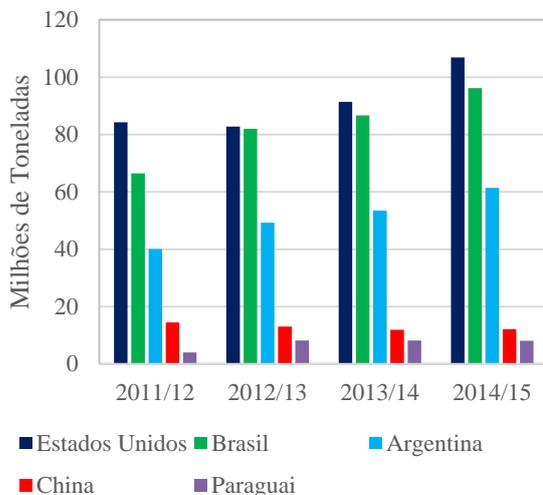


Figura 8 - Principais produtores mundiais de soja em grãos no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

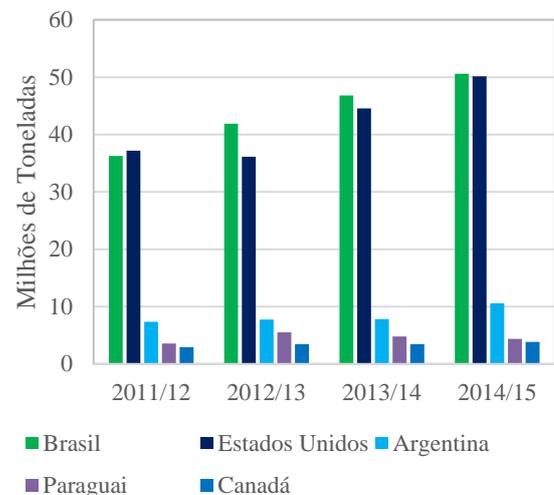


Figura 9 - Principais exportadores mundiais de soja em grãos no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

De acordo com dados do USDA (2016), o esmagamento mundial do grão chegou a aproximadamente 263 milhões de toneladas e a produção mundial de farelo de soja atingiu 207 milhões de toneladas, em 2014/15. China, Estados Unidos, Argentina e Brasil, têm dominado o esmagamento do grão e a produção mundial de farelo de soja, cuja participação desses quatro países nos dois segmentos, no referido período, foi de 78%, sendo 15% só do Brasil (Figuras 10 e 12), evidenciando que esses países possuem complexos agroindustriais bem estruturados para o processamento do grão. Já a importação mundial do grão chegou a 122 milhões de toneladas, com a China liderando esse mercado, como mostra a Figura 11. Este país foi responsável por 64% das importações mundiais de soja em grãos. Com relação à exportação mundial de farelo, a mesma chegou a quase 64 milhões de toneladas, com Argentina, Brasil e Estados Unidos liderando esse segmento. A representação desses três países nas exportações mundiais de farelo de soja em 2014/15 foi de 86%, a participação do Brasil foi de 23% (Figura 13).

Embora a China lidere o esmagamento do grão e a produção mundial de farelo de soja, ela não integra o grupo dos três maiores exportadores desse derivado, o que pode ser explicado pelo fato da sua produção ser destinada, quase totalmente, ao mercado doméstico para alimentação animal, visto que este país mantém a liderança na produção e no consumo mundial de carne suína e está entre os principais produtores e consumidores mundiais de carnes bovina e de frango. Cabe ainda ressaltar, que a carne mais produzida e consumida pela população chinesa é a suína, o que contribui para a crescente demanda por soja naquele país, ao passo que no Brasil, a carne mais produzida, consumida e exportada é a de frango (USDA, 2016).

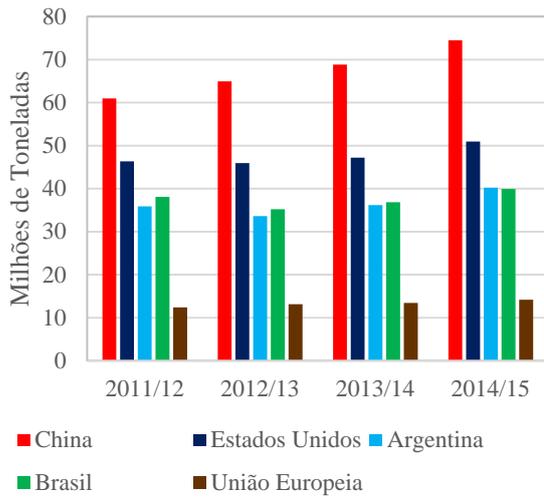


Figura 10 – Principais esmagadores mundiais de soja no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

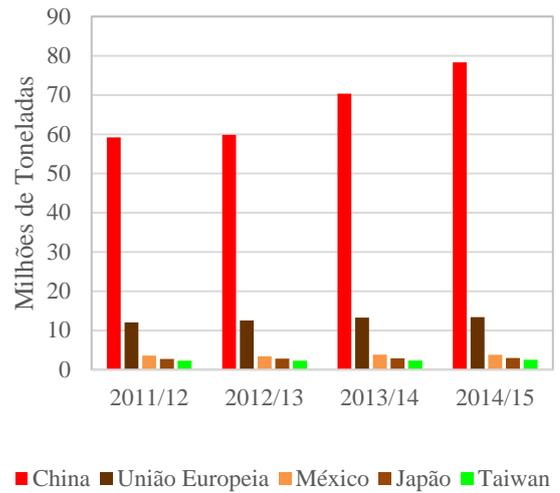


Figura 11 - Principais importadores mundiais de soja em grãos no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

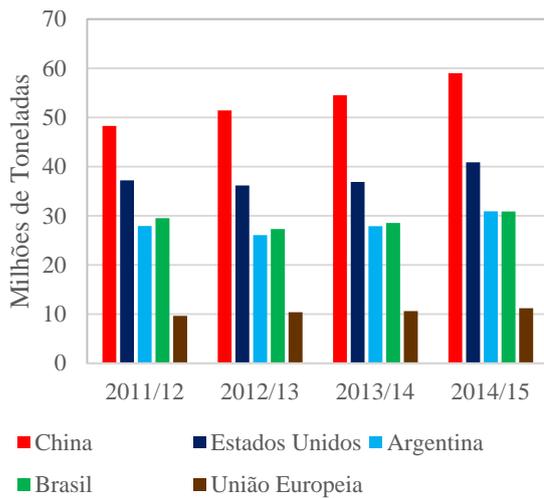


Figura 12 – Principais produtores mundiais de farelo de soja no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

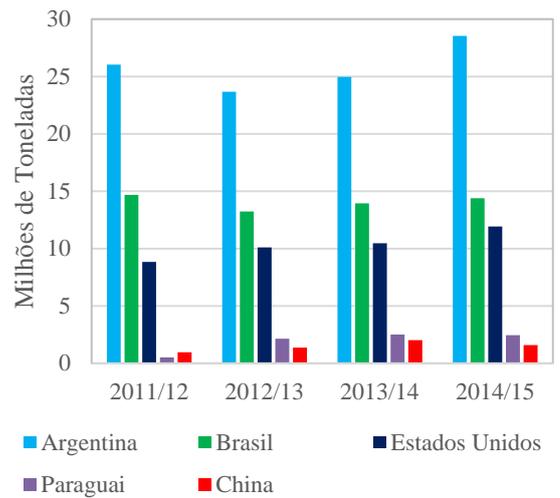


Figura 13 - Principais exportadores mundiais de farelo de soja, no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

Quanto ao consumo mundial de farelo de soja, o mesmo atingiu cerca de 202 milhões de toneladas em 2014/15 (USDA, 2016). Os países que se destacam nesse segmento são China, União Europeia, Estados Unidos e Brasil (Figura 14). Juntos, responderam por 65% do consumo mundial no referido período, o Brasil foi responsável por 8% desse consumo. Já a importação mundial de farelo de soja alcançou 60 milhões de toneladas nesse período e tem sido liderada pela União Europeia, como se observa na Figura 15, cuja participação em 2014/15 foi de 32%.

A grande demanda por farelo de soja, por parte da União Europeia, está relacionada ao fato desta ser a segunda maior produtora e consumidora mundial de carne suína e estar entre os maiores produtores e consumidores mundiais de carnes bovina e de frango. No entanto, o farelo produzido pela União Europeia não é suficiente para suprir sua demanda, fazendo que se torne a principal importadora desse derivado, diferentemente da China, cuja produção supre sua grande demanda, haja vista este país dominar a produção mundial de farelo. O que a China produz de soja em grãos não a torna líder na produção do farelo, isto se deve ao fato deste país importar o grão, tanto que é o maior importador mundial dessa oleaginosa, e esmagá-lo, pois possui uma grande capacidade de industrialização, fazendo com que domine também o esmagamento mundial de soja.

Vale ressaltar que os maiores esmagadores de soja, produtores e consumidores mundiais de farelo, com exceção da Argentina, cuja produção desse derivado é direcionada principalmente para a exportação, também são os maiores consumidores mundiais de carnes. Esse fato evidencia que o mercado de soja é influenciado e dependente do mercado de carnes, visto que o principal produto derivado da soja destina-se, basicamente, à alimentação animal, sobretudo de suínos, aves e bovinos.

Cabe ainda observar que os países asiáticos como Vietnã, Indonésia, Tailândia e Filipinas têm ampliado o consumo e a produção de carnes, especialmente suína e de frango, segundo dados do USDA (2016), elevando assim a demanda por farelo de soja e as importações desse derivado (Figura 15). Como esses países não são grandes produtores de farelo, dependem principalmente do produto oriundo da Argentina, Brasil e Estados Unidos para suprir suas respectivas demandas.

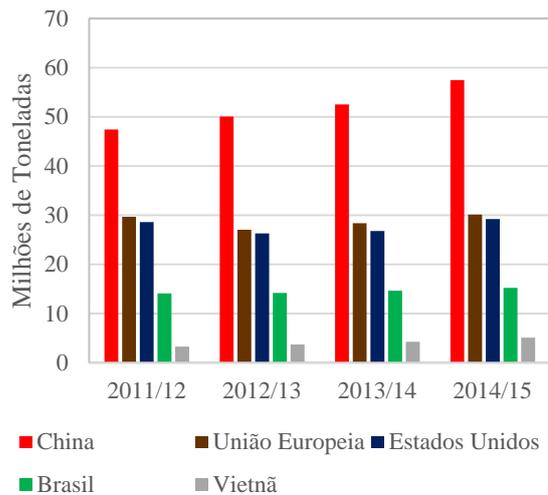


Figura 14 – Principais consumidores mundiais de farelo de soja, no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

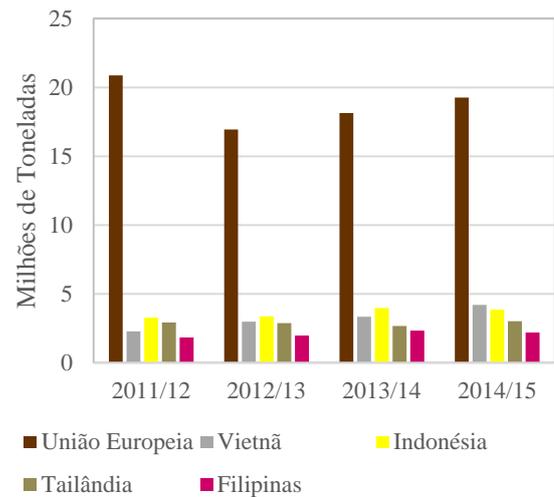


Figura 15 - Principais importadores mundiais de farelo de soja, no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

Com relação ao mercado de óleo de soja, segundo óleo mais consumido mundialmente, atrás apenas do óleo de palma, os principais produtores são China, Estados Unidos, Argentina e Brasil. Estes quatro países foram responsáveis por 78% da produção mundial, em 2014/15, com participação do Brasil de 16% (Figura 16) num total de quase 49 milhões de toneladas. Quanto à exportação mundial desse produto, a mesma chegou a 11 milhões de toneladas no mesmo período, sendo que a Argentina tem mantido a liderança, com participação de 46% (Figura 17).

Em termos de consumo, China, Estados Unidos, Brasil e Índia têm a maior parcela de participação no segmento. Juntos, responderam por 69% do consumo mundial de óleo de soja em 2014/15, em que o Brasil participou com 13% num total de quase 48 milhões de toneladas (Figura 18). Já a importação é liderada Índia, cuja participação no mesmo período foi de 28% num total de 10 milhões de toneladas (Figura 19). Pode-se observar que os Estados Unidos e o Brasil, outros grandes consumidores mundiais de óleo de soja, não estão entre os maiores importadores do produto, isto ocorre porque a produção desses países é suficiente para suprir suas respectivas demandas. Outro ponto que merece atenção é o fato do óleo de soja produzido na Argentina, assim como o farelo, ser destinado principalmente à exportação, não ao consumo doméstico.

Hirakuri e Lazzarotto (2014) observam que, apesar do expressivo aumento da demanda por óleo de soja na Argentina, para atender seu crescente mercado consumidor, especialmente o setor de biocombustíveis, este país possui um grande excedente de óleo de soja, que proporciona ao país a liderança absoluta no comércio internacional, ao passo que no

Brasil, o excedente de óleo de soja tem sido destinado ao consumo industrial, sobretudo para o suprimento da cadeia produtiva de biocombustíveis. A adição do biodiesel ao diesel, a partir de 2008, contribuiu pela redução das exportações brasileiras do óleo de soja, visto que o supracitado setor se tornou uma nova opção de mercado para a soja. Ressalta-se ainda que a Argentina, assim como o Brasil, expandiu sua produção de óleo de soja em decorrência de uma estratégia de agregação de valor, visto que esse derivado está bastante vinculado à produção de biodiesel. Já o consumo de óleo de soja pela China é voltado principalmente para alimentação humana.

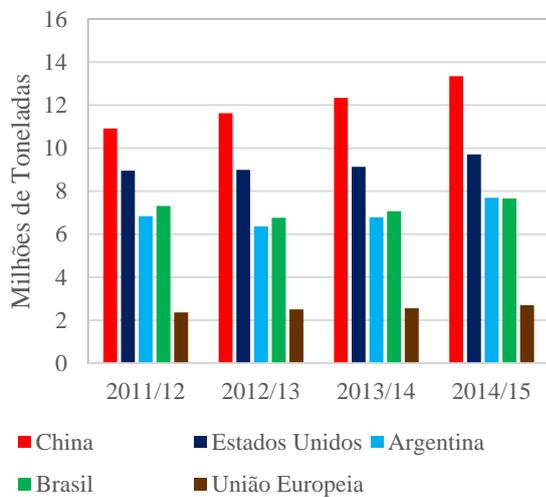


Figura 16 – Principais produtores mundiais de óleo de soja, no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

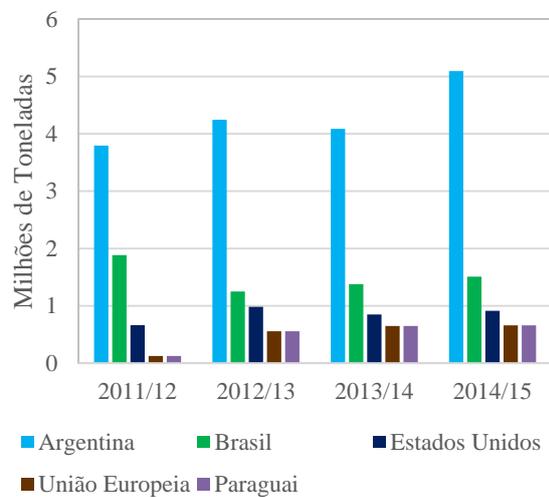


Figura 17 - Principais exportadores mundiais de óleo de soja, no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

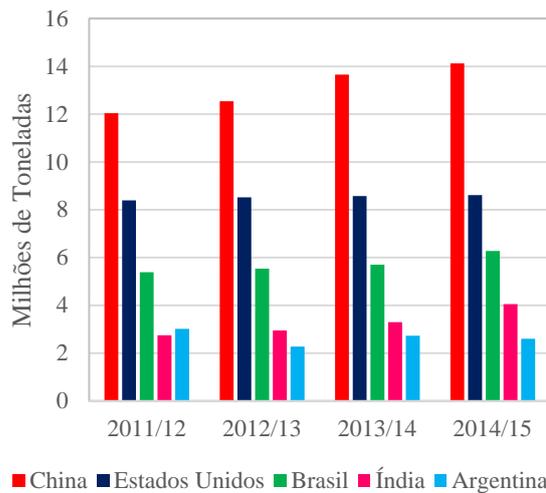


Figura 18 - Principais consumidores mundiais de óleo de soja, no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

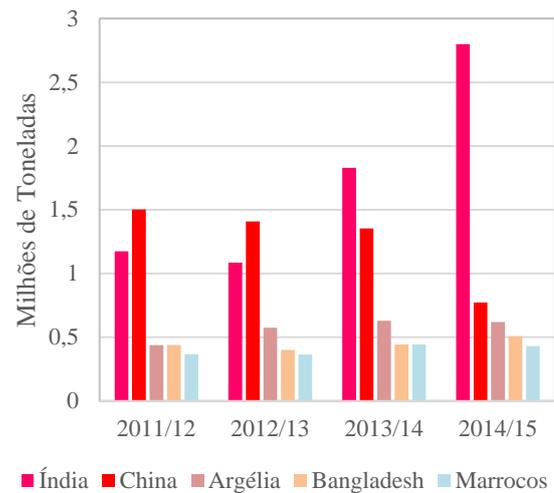


Figura 19 - Principais importadores mundiais de óleo de soja, no período de 2011/12 a 2014/15.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do USDA (2016).

Embora esteja entre os maiores produtores e exportadores do complexo soja, o Brasil é um tomador de preços, ou seja, os preços internacionais são determinantes importantes dos preços domésticos. Nesse contexto, a *Chicago Board of Trade* (CBOT), do Grupo CME, é a principal referência para os preços internacionais da soja por apresentar uma alta concentração de oferta e demanda dos principais países produtores e importadores dessa *commodity* e isto faz com que os preços internos da soja estejam bastante relacionados com ela (IMEA, 2015).

Além da CBOT, o preço da soja no mercado interno também depende do prêmio de exportação¹ (influenciado pela oferta e demanda no mercado interno, pelo frete marítimo e diferencial de Porto), dos custos portuários, do câmbio e dos custos com fretes da região produtora da *commodity* até o Porto, dentre outras variáveis que podem influenciar o mercado doméstico. Os custos de produção da soja também podem afetar sua formação de preço no mercado interno. Insumos como sementes, fertilizantes e defensivos, especialmente, inseticidas, têm sido responsáveis por cerca de 60% dos seus custos de produção. Os principais fatores que impactam o aumento do custo com insumos são o dólar e o crescimento da demanda por insumos, visto que boa parte dos fertilizantes e defensivos usados na produção é importada (IMEA, 2015).

¹ Segundo Moraes (2002), o prêmio de exportação é um fator que deve ser somado à cotação de Chicago (CBOT) para se obter o preço FOB (*Free on Board*) recebido pelo exportador. Este fator pode assumir valor positivo, representando um ágio, ou negativo, representando um deságio sobre as cotações do produto na Bolsa de Chicago. É negociado entre importadores e exportadores de soja e representa um mecanismo para relacionar as cotações da CBOT e do mercado local.

Para Machado (2010), um dos fatores que mais influencia a formação do preço da soja no mercado interno é o câmbio. Este autor argumenta que variações cambiais podem causar ganhos ou prejuízos maiores para o produtor do que variações na CBOT, pois além de influenciar o preço FOB da soja, o câmbio também afeta o valor do frete e as despesas portuárias.

A Figura 20 apresenta a evolução dos preços do grão, farelo e óleo de soja no mercado interno, em Chicago e os preços FOB, no Porto de Paranaguá, no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015. De acordo com essas cotações, a correlação entre os preços domésticos e os preços FOB do grão é de 0,95, enquanto entre o preço no mercado interno e em Chicago é de 0,91. Quanto ao farelo, a correlação entre seus preços domésticos e FOB é de 0,96, ao passo que entre o preço doméstico e em Chicago é de 0,89. Com relação às cotações do óleo de soja, a correlação entre preço interno e preço FOB é de 0,96 e entre o preço interno e em Chicago é de 0,92, indicando a forte relação entre os preços domésticos e internacionais, principalmente entre preços domésticos e preços FOB, fato também observado por Moraes (2002).

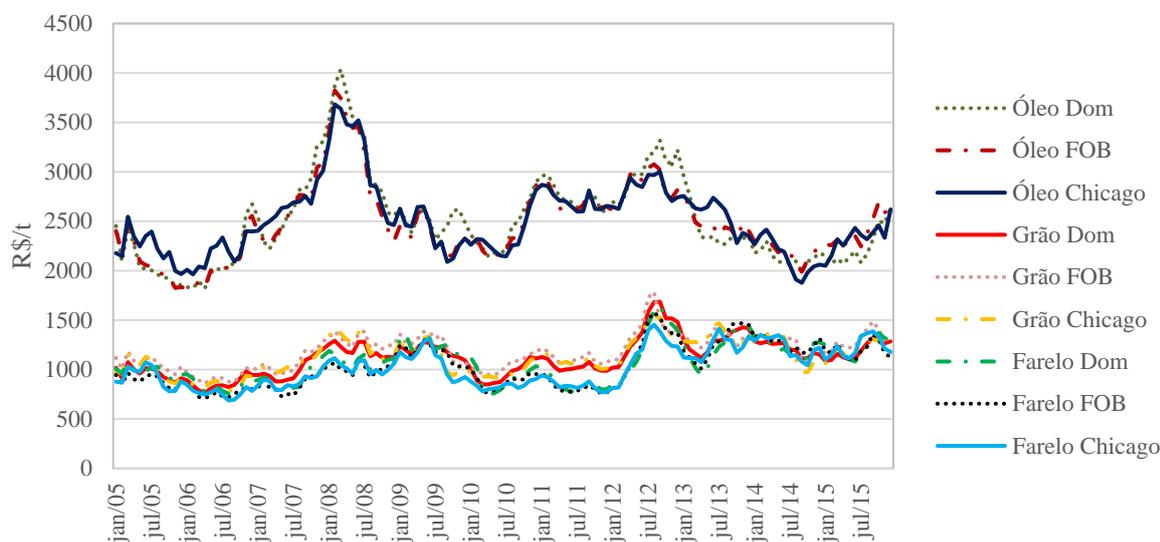


Figura 20 - Evolução dos preços do grão, farelo e óleo de soja no mercado interno, em Chicago e os preços FOB entre janeiro de 2005 e dezembro de 2015, média mensal (1ª entrega).

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do CEPEA (2016).

Nota: Os preços da soja em grãos no mercado interno referem-se às médias mensais dos indicadores de preços da soja no Paraná, em R\$/sc 60 kg, sem ICMS e os preços domésticos do farelo e do óleo de soja referem-se, respectivamente aos preços em Ponta Grossa e em São Paulo, em R\$/t, sem ICMS. Para efeito de comparação, todos os preços foram transformados em R\$/t e deflacionados pelo IGP-DI, sendo o ano base, dezembro de 2015.

3. REVISÃO DE LITERATURA

3.1. Estudos relacionados ao mercado de soja

Existe uma gama de trabalhos nacionais e internacionais relacionados ao mercado de soja, dentre eles pode-se citar os de: Aguiar (1990), Mafioletti (2000), Moraes (2002), Sampaio, Sampaio e Bertrand (2004), Liu (2005), Silva Filho, Frascaroli e Maia (2005), Brandão e Lima (2006), Diehl e Bacchi (2006), Sampaio, Sampaio e Costa (2006), Ishii, Souza e Ferreira Filho (2007), Souza et al. (2007), Tonin e Barczysz (2007), Caldarelli, Câmara e Bacchi (2009), Coronel, Machado e Carvalho (2009), Libera e Waquil (2009), Silva e Machado (2009), Sousa e Campos (2009), Christofolletti, Silva e Martines Filho (2011), Karali (2012), Padrão, Gomes e Garcia (2012), Le Clech (2013), Silva, Frascaroli e Sobel (2013), Albuquerque (2014), Avalos (2014), Galvão et al. (2015), Ikeda (2015), Bini et al. (2016), Pintor e Piacenti (2016), Soares e Spolador (2016) e Alexakis, Bagnarosa e Dowling (2017).

Aguiar (1990) analisou o processo de formação de preços na indústria de soja em vários níveis de mercado (produtor, atacado e varejo), tanto interno quanto externo, com base em dados mensais de séries de preços no período de 02/1982 a 11/1989, considerando como região de estudo o Estado de São Paulo. Mafioletti (2000) também analisou o mecanismo de formação dos preços do complexo soja em diferentes níveis de mercado, assim como entre as principais regiões produtoras e consumidoras de soja no mercado interno. Sua análise abrangeu o horizonte 01/1982-12/1999 e as regiões de estudo foram Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo, Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Após analisar o período em questão, Mafioletti subdividiu as séries de preços em dois períodos, décadas de 1980 e 1990, a fim de captar o efeito das mudanças ocorridas no processo de formação dos preços da soja na década de 1990, com o advento da abertura comercial e maior liberalização dos mercados e comparou seus resultados com os obtidos por Aguiar (1990). Ambos autores determinaram a relação causal entre os preços, por meio do teste de causalidade de Granger, estimaram as elasticidades de transmissão de preços, usando mínimos quadrados ordinários e mínimos quadrados em dois estágios e verificaram a existência de assimetria na transmissão de preços por meio do teste de assimetria de Houck. No mercado externo foram consideradas as cotações da CBOT como *proxy* para os preços internacionais.

Os resultados encontrados por Aguiar (1990) mostraram que os choques de preços, em geral, se originam no mercado externo. Internamente, as variações de preços tendem a

iniciar ao nível de atacado. Foi observada relação bicausal entre os preços do farelo de soja ao atacado e no mercado externo. As estimativas das elasticidades de transmissão indicaram tendência de transmissão integral das variações de preços entre os vários níveis de mercado, com exceção dos preços internacionais do grão e do farelo de soja, estes seriam repassados mais do que proporcionalmente para o nível de produtor e para o atacado do farelo, respectivamente. Por meio dos testes de assimetria na transmissão de preços, verificou-se uma tendência maior de transmissão de aumentos de preços do que de queda entre os vários níveis de mercado. Os acréscimos seriam integralmente transmitidos, enquanto os decréscimos seriam transmitidos menos do que proporcionalmente.

Os resultados de Mafioletti (2000) indicaram que variações de preço ao nível de produtor tendem a ser antecipadas por variações ocorridas no mercado externo, bem como ao nível de atacado, tanto no caso do farelo quanto do óleo de soja. Assim como em Aguiar (1990), aumentos de preços tendem a ser transmitidos mais do que proporcionalmente do que reduções de preços, em todos os casos estudados. Não foi observada relação de causalidade entre os preços do grão e do óleo de soja do mercado externo para o interno na década de 1980, mas no caso do farelo sim, com transmissão menos do que proporcional. Internamente, observou-se relação bicausal entre os preços do óleo ao atacado e ao varejo. Já na década de 1990, houve relação causal dos preços internacionais para os preços domésticos do grão no Rio Grande do Sul e Paraná. Os preços do farelo de soja continuaram sendo determinados no mercado internacional. No mercado interno, observou-se causalidade dos preços do farelo de São Paulo para os preços do farelo no Paraná, o que não ocorreu na década de 1980. Quanto ao óleo de soja, as relações aconteceram dos preços externos para os internos e internamente, não foi observada relação entre os preços ao atacado e ao varejo.

Já Moraes (2002) procurou entender o prêmio de exportação da soja em grãos no Porto de Paranaguá, seu mecanismo de formação, o padrão sazonal, as principais variáveis responsáveis pelas oscilações diárias e mensais, bem como determinar qual contrato futuro da Bolsa de Chicago e prêmio (preços FOB) estão mais relacionados com os preços internos da soja entre 1993 e 2001. Para tanto, foram utilizados testes de causalidade para definir as principais variáveis explicativas. As variáveis que apresentaram relação causal positiva com o prêmio de exportação da soja em grãos foram: o prêmio do grão defasado, o prêmio do óleo, o prêmio do farelo e o percentual exportado para a Europa e Ásia via Porto de Paranaguá. Por outro lado, preço interno do farelo, chuva no porto, estoques no Brasil, Argentina e Estados Unidos são variáveis negativamente relacionadas ao prêmio. Os fretes internacionais, tendo como *proxy* o preço internacional do petróleo, a taxa de câmbio e as cotações da Bolsa de

Chicago não apresentaram relação causal com o prêmio de exportação da soja em grãos. Os resultados também mostraram relação unicausal entre as séries de preços FOB e o preço interno da soja, com sentido do preço de exportação para o preço interno. Os preços FOB referenciados nos contratos para o primeiro vencimento da Bolsa de Chicago apresentaram a maior elasticidade de transmissão de preços, sendo estes, os preços de exportação mais bem relacionados com o preço interno da soja.

Sampaio, Sampaio e Bertrand (2004) buscaram explicar as exportações brasileiras do grão e farelo de soja, com ênfase nos mercados importadores da China e da União Europeia, no período de 1990 a 2002, por meio da estimação de equações de demanda pelas exportações brasileiras do grão e do farelo considerando esses mercados a preços internacionais dos produtos. Pode-se observar coeficientes significativos e de magnitudes consideráveis para as *proxies* dos mercados europeu e chinês consideradas no modelo.

Liu (2005) analisou as relações entre séries de preços futuros internacionais de porco, milho e farelo de soja usando o teste de raiz unitária de Perron e modelos de cointegração multivariados autorregressivos. Os resultados indicaram que as três séries são cointegradas, com um único vetor cointegrante, cujos coeficientes são comparáveis aos índices utilizados pelo USDA.

Silva Filho, Frascaroli e Maia (2005) analisaram o mercado internacional de soja no período de 01/1999 a 02/2005 por meio das relações entre os preços. Foi estimado um modelo VAR para avaliar a transmissão do preço americano do grão para o preço doméstico do grão e de seus derivados. Também foi estimado um ARMAX para captar a transmissão entre os preços domésticos da soja em grãos para seus derivados. Foram realizados testes de raiz unitária, de causalidade de Granger e de cointegração entre os preços, assim como função de resposta a impulsos e decomposição da variância dos erros de previsão para verificar o grau de influência das relações propostas. As significâncias estatísticas dos parâmetros da estimação do modelo ARMAX confirmaram a transmissão dos preços domésticos da soja em grãos para seus derivados. Quanto ao modelo VAR, os preços domésticos do grão e do farelo se alinharam bem com o preço americano do grão. No entanto, o preço do óleo de soja apresentou características distintas dos demais segmentos do complexo soja, provavelmente por estar integrado numa rede mais ampla de mercados correlacionados, seja para trás ou para frente.

Brandão e Lima (2006), estimaram um modelo econométrico de soja e derivados com o intuito de avaliar os efeitos das políticas de apoio interno dos Estados Unidos sobre os preços internacionais, a produção e as exportações, com base em cinco regiões: Argentina,

Brasil, Estados Unidos, União Europeia e Demais países, dada a interação entre essas regiões por meio dos preços internacionais e das exportações líquidas em cada um dos mercados. Os preços internacionais dos três produtos foram determinados igualando-se a soma das exportações líquidas das cinco regiões. A análise foi feita eliminando o apoio doméstico nos Estados Unidos e simulando o impacto nas variáveis de interesse. As simulações mostraram impactos significativos do subsídio americano sobre os preços internacionais e sobre as exportações líquidas de Argentina, Brasil, Estados Unidos e União Europeia.

Diehl e Bacchi (2006) identificaram relações causais e estimaram elasticidades de transmissão entre preços de grão, farelo e óleo de soja nos mercados interno e externo e entre os preços desses produtos no mercado interno, com base em seis séries de dados semanais, obtidas a partir de séries diárias de preços para o horizonte 01/2000-12/2004, diferindo da maioria dos estudos sobre causalidade que utilizam dados mensais. Para cotações internas de preços foram considerados indicadores de preços da BM&FBOVSPA, levantados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) e para cotações externas, valores do primeiro vencimento do contrato futuro negociado na CBOT. Para a análise em questão, foram utilizados os seguintes procedimentos econométricos: Critérios de Informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC) na determinação do número de defasagens, testes de raiz unitária, de correlação cruzada, de cointegração, e análise de regressão.

Foram identificadas relações causais no caso do farelo e óleo de soja, sendo que os preços internos são antecipados pelos preços externos, com variações transmitidas com até uma semana de defasagem. Esta rapidez na transmissão dos preços pode ser atribuída à facilidade de acesso à informação proporcionada pela internet, principalmente a partir de meados dos anos 90. Em estudos realizados, com base em dados mensais, para a década de 1980 e início dos anos 90, como os de Aguiar (1990) e Mafioletti (2000), a transmissão ocorria de forma mais lenta, levava meses. No caso da soja em grãos, não foi detectada relação causal entre os preços interno e externo. No mercado interno foram observadas relações bicausais entre os preços do grão e do farelo de soja. Nos três casos, notou-se forte relação contemporânea.

Sampaio, Sampaio e Costa (2006), utilizando um modelo de equilíbrio geral computável, analisaram as políticas, a competitividade e as perspectivas no mercado internacional da soja. As conclusões indicaram que as desvalorizações das moedas do Brasil e da Argentina mais que compensaram o aumento dos subsídios americanos a seus produtores de soja, sendo o Brasil o maior beneficiário dessas mudanças. Para o Brasil, especificamente,

a expansão do mercado se mostrou promissora, haja vista ser o único exportador com possibilidades de expansão da produção em larga escala e apresentar custos competitivos.

Ishii, Souza e Ferreira Filho (2007) buscaram identificar a estrutura de demanda por insumos e de oferta de soja e as possibilidades de substituição dos fatores produtivos na cultura da soja brasileira por meio das elasticidades de demandas de fatores, elasticidades-preço cruzadas medidas a partir da estimação de uma função lucro translog. Os autores também calcularam as elasticidades de substituição de Allen e Morishima a partir de informações sobre as elasticidades na função custo. As funções lucro translog normalizada e restrita foram estimadas por SUR. Os resultados mostraram significativa sensibilidade da oferta de soja e da demanda por insumos no longo prazo. Todos os insumos são complementares brutos na produção de soja quando medidos na função lucro, mas se medidos na função custo, os insumos apresentam uma relação de substituibilidade.

Souza et al. (2007), por sua vez, analisaram os efeitos da taxa de câmbio, da quantidade exportada e do preço internacional da soja sobre a receita de exportação dessa *commodity* no período de 1994 a 2005, por meio do método *shift-share*, o qual permite verificar o efeito isolado de cada uma das variáveis estudadas sobre a referida receita. Os resultados indicaram que mesmo diante de uma situação adversa do câmbio e do preço internacional, a quantidade exportada manteve-se crescente por quase todo o período. Foram observados ainda que as duas formas de política cambial adotadas pelo governo brasileiro desde o início do Plano Real, em 1994, foram decisivas para o crescimento das receitas e da quantidade exportada do grão.

Tonin e Barczsz (2007), com base na Lei do Preço Único (LPU)², analisaram a relação de preços da soja em grãos entre o mercado interno, especificamente, a região de Maringá e o mercado externo, considerando séries mensais de preços no período de 07/1994 a 12/2007. Pelo teste de causalidade, há indicativos da presença de relação bidirecional entre as séries de preços analisadas. Observou-se também a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, por meio do teste de cointegração entre os dois preços, confirmando a LPU. Por meio do mecanismo de correção de erros, foi constatado que as mudanças de curto prazo nos preços externos se refletem lentamente nos preços internos. A rapidez na transmissão e a grande magnitude da relação entre os preços da soja em grãos da

² Conforme Barros (2012), a Lei do Preço Único (LPU) estabelece que um mesmo bem será vendido em países diferentes pelo mesmo preço, feita a necessária conversão de moedas, ou seja: $p \equiv p^*e$, em que p é o preço em moeda doméstica, p^* é o preço em moeda estrangeira e e é taxa de câmbio que dá o preço da moeda estrangeira expresso em moeda doméstica.

região de Maringá e da CBOT indicaram que a bolsa internacional pode ser considerada uma boa referência para os preços internos.

Já Caldarelli, Câmara e Bacchi (2009) analisaram a interdependência entre os mercados de soja e milho, brasileiro e paranaense no período de 01/2000 a 11/2008. Os autores utilizaram um Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros (VEC) e ferramentas analíticas dessa metodologia como função de resposta a impulsos e decomposição da variância dos erros de previsão. Os resultados apontaram para uma forte interação entre os mercados e para uma predominância dos choques advindos do mercado nacional de soja. Pode-se concluir que o mercado brasileiro de soja é um bom indicador para o comportamento futuro nos mercados de soja paranaense e de milho brasileiro e paranaense.

Coronel, Machado e Carvalho (2009), buscaram identificar o comportamento das exportações brasileiras do complexo soja de 1995 a 2006 com base no modelo de comércio internacional *Constant-Market-Share* para os períodos 1995 a 1998, 1999 a 2001 e 2002 a 2006. Por meio das inferências feitas pode-se observar que os efeitos competitividade e crescimento do comércio mundial foram os que mais colaboraram para o crescimento das exportações do grão, farelo e óleo de soja nos períodos analisados. Com base nos resultados encontrados pode-se afirmar que o Brasil tem uma importância significativa no comércio mundial de soja e apresenta condições edafoclimáticas favoráveis ao aumento da produção.

Libera e Waquil (2009) analisaram como ocorre a transmissão de preços entre os mercados físico, ao nível de produtor no Brasil, e futuro (cotações futuras da CBOT, referente ao vencimento mais curto) para as *commodities* milho e soja, e, entre estes dois complexos produtivos, no período de 07/1994 a 06/2008. Para tanto, utilizaram teste de raiz unitária, teste de cointegração, teste de causalidade de Granger, estimação da elasticidade de transmissão de preços e mecanismo de correção de erro. Os resultados indicaram integração e, conseqüentemente, transmissão de preços entre os mercados físico e futuro de soja, físico e futuro de milho, físico de soja e futuro de milho. A cointegração entre tais pares de variáveis indicou que há uma relação linear de equilíbrio no longo prazo para o qual o sistema converge, validando a LPU. Porém, a elasticidade de transmissão de preço não apresentou significância estatística para a relação entre os mercados físico e futuro de milho. No caso da relação contemporânea entre os mercados físico e futuro de soja, a cada 1 dólar por saco de 60 kg de variação na cotação do mercado futuro de soja, 70% são transmitidas ao mercado físico de soja. Quanto à relação contemporânea entre os mercados físico de soja e futuro de milho, para cada 1 dólar por saco de 60 kg de variação no mercado futuro de milho, 50% são transmitidas ao mercado físico de soja.

Silva e Machado (2009) verificaram se há transmissão entre os preços de soja em grãos no mercado brasileiro e norte-americano no período de 01/1997 a 12/2007. Para tal análise os autores utilizaram testes de raiz unitária e de cointegração de Johansen, assim como um modelo VEC. O modelo teórico utilizado foi fundamentado na Lei do Preço Único. Os resultados mostraram que no curto prazo não há forte relação de cointegração, mas no longo prazo os preços são cointegrados. Além disso, as variações são transmitidas entre os dois mercados analisados.

Sousa e Campos (2009) assinalam que a maioria dos estudos com foco na análise da relação entre preços de soja busca identificar a transmissão de preços entre os mercados externo e interno, mas não entre as regiões de um único mercado interno. Diante desta constatação, os autores procuraram analisar as elasticidades de transmissão entre pares de preços para a soja produzida no Mato Grosso e Paraná, Mato Grosso e Rio Grande do Sul e Paraná e Rio Grande do Sul no período de 01/2001 a 02/2008 a fim de verificar a validade da LPU entre esses mercados regionais. Para tanto, foram realizados testes de raiz unitária e de cointegração de Johansen, estimação da função impulso resposta, decomposição da variância dos erros de previsão e estimação e análise do modelo VAR com correção de erro.

A partir dos resultados, verificou-se que Mato Grosso e Paraná não são cointegrados, mas os outros dois pares: Mato Grosso e Rio Grande do Sul e Paraná e Rio Grande do Sul são. Além disso, constatou-se que as variações de preços de longo prazo no Rio Grande do Sul são transmitidas quase totalmente para os preços da soja no Paraná e Mato Grosso. Entretanto, a hipótese de integração perfeita entre esses mercados foi rejeitada quando foram impostas restrições no coeficiente de relacionamento de longo prazo. Desse modo, observou-se que a LPU não foi perfeitamente verificada para o mercado interno de soja no período analisado.

Christofolletti, Silva e Martines Filho (2011) analisaram o grau de integração e a relação de causalidade entre os mercados futuros de soja em grãos do Brasil, China e EUA, com base em dados diários das séries de preços no período de 27/08/2004 a 17/12/2010. Os autores observaram que as séries temporais de preços futuros da soja para os três países são cointegradas, ou seja, existe uma relação estrutural de equilíbrio de longo prazo entre elas. Constatou-se o papel central da bolsa norte-americana no que diz respeito ao processo de descoberta de preço, visto que foram verificadas causalidades unilaterais de preços da soja em Chicago em relação aos preços registrados na BM&FBOVESPA e na Bolsa de Dalian. Os resultados sobre causalidade também mostraram a existência de bicausalidade entre as séries de preços da soja nos mercados futuros do Brasil e da China, pois os agentes que

transacionam contratos de tal gênero na BM&FBOVESPA aparentemente baseiam suas decisões nos preços verificados em Dalian e vice-versa. Tal fato reflete a parceria dos dois países no comércio internacional da soja, diante dos volumes substanciais exportados pelo Brasil para o mercado chinês.

Karali (2012) ressalta que o impacto dos anúncios dos relatórios do USDA sobre preços de *commodities* relacionadas não tem sido explorado além dos mercados de ativos financeiros, mas que a estrutura das relações entre *commodities* pode mudar de acordo com o tipo de informação divulgada, afetando assim a percepção de preços, os índices de cobertura e a variância do retorno da carteira. Diante disso, a autora mediu, simultaneamente, o impacto de vários relatórios do USDA sobre as variâncias e covariâncias condicionais dos retornos dos contratos futuros de milho, suínos para engorda, soja, farelo e óleo de soja usando um modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) multivariado. Os resultados mostraram que os maiores movimentos em covariâncias são observados nos dias de lançamento dos relatórios de Outlook de alimentos, estoques de grãos e suínos tanto para engorda quanto prontos para abate. De um modo geral, o estudo empírico mostra que o acompanhamento dos rendimentos das *commodities*, ligadas entre si por processos de produção, são afetados por vários relatórios estudados do USDA. Como alguns dos relatórios contêm informações de demanda e oferta para mais de uma *commodity*, a mudança nos relacionamentos dependeria da informação dominante revelada nesses relatórios e de como os participantes do mercado a percebem. Essas descobertas também têm implicações para *hedging*. Os suínos prontos para abate e os processadores de soja bloqueiam as margens brutas usando contratos de futuros para fazer um hedge no risco de preços nos mercados de insumos e de produção.

Padrão, Gomes e Garcia (2012) analisaram a evolução do crescimento da produção brasileira dos principais grãos: arroz, feijão, milho, soja, sorgo e trigo, entre os estados, por meio do *shift-share*, comparando os triênios 1989/1991 e 2006/2008 em duas categorias: uma análise regional sobre a produção e participação das regiões no quantum total, destacando-se as mudanças na composição desta, e uma análise estadual dos efeitos das variáveis do modelo sobre o crescimento da produção. Os autores fundamentaram-se na teoria da inovação induzida, visando fornecer subsídios às organizações públicas e privadas que direcionam esforços e recursos para formulação de políticas econômicas para o setor. Pode-se concluir que, dentre as variáveis consideradas na análise, a localização foi o efeito de maior incidência sobre a produção, demonstrando vantagens comparativas da produção dos grãos em algumas regiões em detrimento das outras.

Le Clech (2013) enfatiza que a maioria dos trabalhos existentes na literatura, geralmente, considera os fatores de demanda como base para explicar o comportamento dos preços das *commodities*. No entanto, o autor pondera que a não inclusão dos fatores de oferta nas estimações econométricas pode levar a um problema de subespecificação do modelo, fato anteriormente observado por Borenstein e Reinhart (1994). Diante disso, Le Clech (2013) buscou analisar em seu trabalho o efeito desses fatores na determinação dos preços da soja no período de 1961 a 2010, considerando os dados dos Estados Unidos. O autor também ressalta a importância da inclusão de alguma medida que controle os efeitos de mudanças tecnológicas na análise do modelo.

Nesse contexto, o autor fez uma revisão geral dos principais fundamentos econômicos dos preços internacionais das *commodities* e analisou seu efeito sobre os preços internacionais da soja, com base em técnicas de cointegração para captar o comportamento de longo prazo e verificar a importância de incluir os fatores de oferta nas estimações econométricas. O autor analisou o efeito microeconômico do ingresso (produto per capita) como fator chave da demanda e não restringiu a variável de análise ao produto ou ao ingresso dos agentes demandantes a economias industrializadas sem adotar uma visão mais geral. Para ele é mais importante incluir taxa de juros real do que câmbio real.

Os fatores de oferta foram incluídos de forma exógena ao modelo, considerando os níveis mundiais de produção com um período de defasagem, o que é muito apropriado para o caso de *commodities* agrícolas. Além disso, o autor também incluiu uma variável que respondesse pelo efeito das variações dos preços de outros insumos. Com base nos resultados encontrados, foi constatada a importância da influência de outros fatores, como os custos dos insumos e o fator tecnológico na determinação dos preços no longo prazo. Também foi verificado um nível de influência bastante reduzido de fatores monetários medidos pelo impacto da taxa de juros real. Já os fatores de demanda e as restrições da oferta tiveram um papel fundamental na determinação do preço da soja no longo prazo, seguido pelo efeito das variações nos preços dos insumos de produção.

Silva, Frascaroli e Sobel (2013) testaram se os modelos Threshold de transmissão de preços são capazes de representar o funcionamento da LPU no caso do preço da soja em municípios de Mato Grosso. Os autores também verificaram, por meio de estimações, se os parâmetros Threshold são bons indicadores da magnitude dos custos de transação existentes. Para captar os efeitos dos custos de transação sobre a transmissão de preços no mercado físico da soja mato-grossense foram estimados modelos do tipo Threshold de três regimes. Os modelos *Self Excited Threshold Auto-Regressive* (SETAR) forneceram resultados com três

regimes que confirmaram a existência de uma “banda neutra”, quando a transmissão de preços não ocorre devido à presença de custos de transação e os preços se comportam apenas como passeio aleatório dentro do regime intermediário (regime em que os choques demoram mais para serem transmitidos). Os resultados estimados pelo modelo *Threshold Error Correction Model* (TVEC), por sua vez, não indicaram a existência da banda neutra, no entanto, na maioria dos casos, as variações de preços demoraram mais a serem transmitidas no regime intermediário, indicando que o TVEC também conseguiu captar a presença dos custos de transação.

Já Albuquerque (2014) analisou o comportamento da demanda das exportações brasileiras de soja e minério de ferro e identificou seus principais determinantes. Para tanto utilizou um modelo de equações simultâneas de oferta e demanda e estimou as elasticidades com base em dados em painel por meio dos estimadores: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) *Pooled*, Mínimos Quadrados com Variável *Dummy* (LSDV) com efeitos fixos, Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) com efeitos aleatórios e Método dos Momentos Generalizados (GMM) com efeitos fixos, enfatizando a importância de se considerar aspectos de endogeneidade e simultaneidade para a estimação das elasticidades robustas e consistentes.

O autor procurou verificar as relações entre preço relativo, renda estrangeira, renda nacional e quantidade exportada adotando o modelo competitivo de dois países, entre o Brasil e o resto do mundo no período de 1997 a 2013. Para o cálculo das elasticidades de exportação, utilizou o modelo de substitutos imperfeitos em uma economia competitiva, na forma de duplo log, considerando as elasticidades-preço finitas e a renda como um determinante na oferta e demanda por exportações. Os resultados para as equações de oferta e demanda por exportações de soja indicaram que o preço relativo e a renda têm um alto poder explicativo na dinâmica desse comércio ao contrário do obtido no caso do minério de ferro, devido ao alto grau de concentração que se encontra esse último mercado. Os resultados evidenciaram que o método GMM com efeitos fixos é o mais adequado, o uso dos outros métodos resultou em inconsistência dos parâmetros, dado o efeito da inércia e suas implicações.

Avalos (2014), por meio de um modelo VAR com correção de erro, analisou a relação entre os preços internacionais de petróleo e alimentos como milho e soja, considerando o aumento da demanda por milho na produção de etanol nos EUA. Os resultados mostraram que variações nos preços do petróleo são transmitidas para os preços do milho com mais intensidade após 2006, mas sem alteração para os preços da soja. Também houve uma transmissão significativa de choque nos preços do milho para os preços do

petróleo e da soja. Além disso, os dados mostram evidências de uma relação de cointegração, anteriormente inexistente, entre os preços do petróleo e do milho.

Nessa mesma linha, Galvão et al. (2015) verificaram a influência do preço internacional do petróleo sobre os preços do açúcar e da soja e a relação entre os preços domésticos e internacionais dessas *commodities*, por meio da metodologia VAR, considerando dados mensais do preço internacional do petróleo e dos preços domésticos e internacionais das *commodities*, soja e açúcar, no período de 05/1997 a 08/2014. Os resultados demonstraram que as séries são cointegradas. Por meio da função impulso resposta observou-se que um choque no preço do petróleo sobre o preço das *commodities* foi inicialmente negativo, com exceção do preço doméstico do açúcar, cuja *commodity* recebeu maior influência do preço do petróleo. Além disso, por meio da decomposição da variância dos erros de previsão as autoras constataram que o preço do petróleo é pouco relevante para explicar variações dos preços domésticos das *commodities*, especialmente da soja, fato também constatado por Avalos (2014).

Ikeda (2015) analisou os efeitos da exportação de soja pelo Porto de Santarém (PA) no processo de formação de preços no mercado interno avaliando a integração tradicional entre os mercados no Porto de Paranaguá (PR) e no município de Sorriso (MT) com base em séries diárias de preços no horizonte 2004-2013. O autor dividiu a série em dois períodos, de 01/2004 a 03/2007 e de 03/2007 a 12/2013, em função do potencial ponto de quebra estrutural no nível das diferenças relativas de preços entre Sorriso e Paranaguá. Os resultados indicaram que as séries de preços se mantiveram cointegradas nos dois períodos analisados. As estimativas dos coeficientes da regressão da relação de equilíbrio de longo prazo apresentaram elasticidades de transmissão de preços estatisticamente diferentes.

Com base no modelo VAR com correção de erros, foi observado, pela análise da decomposição da variância, uma relativa redução da influência de Paranaguá nas mudanças de preços em Sorriso no segundo subperíodo, mas sua importância permaneceu elevada. Pela análise da função de resposta a impulsos foi verificado que no primeiro período as mudanças de preços em Paranaguá são transmitidas integralmente a Sorriso e no segundo, cerca de 80%, evidenciando que os preços na região mato-grossense se tornaram menos voláteis. Diante dos resultados encontrados o autor conclui que em função do processo de transição em termos logísticos, os preços de Sorriso ainda se mantêm integrados ao Porto de Paranaguá, mas que após a intensificação das exportações pelo Porto de Santarém há indicativo de mudanças na formação de preço no município de Sorriso.

Bini et al. (2016), avaliaram a transmissão de preços entre diferentes elos de cadeias produtivas do Brasil no período de 01/2006 a 12/2016, como a transmissão do preço do petróleo para os preços dos três fertilizantes básicos (cloreto de potássio, superfosfato simples e sulfato de amônia) e das *commodities* (milho, soja e frango), bem como as transmissões de preços entre esses produtos. Este estudo pode ser considerado uma extensão do realizado por Avalos (2014) para o caso brasileiro e com a inclusão dos preços dos fertilizantes e do frango. Para testar as hipóteses do modelo proposto os autores usaram um modelo VEC, visto que foram identificados dois vetores de cointegração entre as séries analisadas. Os resultados revelaram que os preços dos fertilizantes e das *commodities* são pouco influenciados pelo preço do petróleo. Variações no preço do milho e da soja são parcialmente repassadas para o preço dos fertilizantes e vice-versa. Além disso, constatou-se que variações no preço da soja são transmitidas para o preço do milho. Os preços do milho e do frango podem ser considerados mutuamente dependentes. Por fim, os resultados indicaram que o preço da soja é altamente exógeno, não sendo influenciado pelas demais variáveis consideradas na análise.

Pintor e Piacenti (2016) analisaram, por meio de dados em painel, a expansão da fronteira de produção das culturas de arroz, milho e soja nas regiões Norte e Nordeste, no período de 1999 a 2012. Os resultados mostraram que 81,95% da área colhida das referidas culturas para o Norte e Nordeste são explicadas pelo crédito rural de custeio, valor adicionado bruto da produção agropecuária, preço das *commodities*, número de empregados no setor agrícola, número de estabelecimentos do setor agrícola, quantidade vendida de tratores, exportações do agronegócio, bem como as *dummies* para os estados da Bahia, Maranhão, Pará, Piauí e Tocantins por serem os maiores produtores, causando maior impacto na região.

Soares e Spolador (2016) analisaram a eficiência técnica dos produtores paulistas de soja e milho, utilizando os micro dados do Levantamento Censitário das Unidades de Produção Agropecuárias do Estado de São Paulo, realizado pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento, para o ano safra 2007-2008. Os resultados estimados, por meio de fronteira estocástica, indicaram que os produtores paulistas de soja são tecnicamente mais eficientes do que os produtores de milho. Dentre as variáveis que mais contribuíram para promover a eficiência dos produtores de milho e soja destacam-se o manejo integrado de pragas, plantio direto, nível de instrução, adubação verde e colheita mecanizada.

Alexakis, Bagnarosa e Dowling (2017), assim como Liu (2005), analisaram a relação entre os preços futuros de porco, milho e farelo de soja usando técnicas de cointegração e mostraram que as séries temporais desses preços são cointegradas, refletindo a estreita relação intrínseca de milho e farelo de soja como alimento primário para suínos. Aplicando uma

técnica recente para bolhas de preços “*date-stamp*”, os autores mostraram ainda que as bolhas de alimentos não parecem estar associadas a bolhas de preços de suínos. Em vez disso, existem desvios temporários na propagação entre suínos e alimentos para animais, mas a relação de cointegração de longo prazo leva a uma reversão em relação à tendência comum. Esta descoberta revela uma nova visão do comportamento dos preços das *commodities* que dependem dos custos de insumos em outras *commodities*.

Todos esses estudos foram desenvolvidos com base em diversos tipos de modelagem envolvendo métodos variados para análise de mercados com estimação de elasticidades e mecanismos de transmissão de preços. Eles buscam identificar as relações estabelecidas nos mercados internos e externos, para uma dada conjuntura, bem como a influência das variáveis preço, renda, câmbio, juros, custos de transação, etc., na produção, no consumo e nas exportações e auxiliarão no desenvolvimento dos modelos propostos neste estudo, seja na abordagem econométrica, seja na decisão sobre as variáveis a serem incluídas nos modelos.

No entanto, o que se observa é que a grande maioria dos trabalhos sobre o mercado de soja, se concentra na análise das relações entre preços, não incluindo outros fatores em suas análises. Diante do exposto, fica evidente a importância de um estudo mais completo, considerando outros determinantes nas análises do mercado de soja, além dos preços, e os modelos propostos neste estudo para analisar os determinantes da disponibilidade interna de soja em grãos, do processamento doméstico e da oferta de exportação brasileira de soja em grãos vêm contribuir para o preenchimento dessa lacuna.

3.2. Alguns estudos realizados por meio de Vetores Autorregressivos (VAR)

A metodologia VAR tem sido amplamente usada para determinar equações de oferta e demanda dos mais variados mercados e para entender o processo de formação e transmissão de preço nas cadeias do agronegócio, tanto na literatura nacional quanto internacional, podendo-se citar os trabalhos de: Lima (1997), Alves e Bacchi (2004), Bacchi (2007), Alves, Barros e Bacchi (2008), Cooke e Robles (2009), Satolo e Bacchi (2009), Campos (2010), Capitani, Miranda e Martinês-Filho (2011), Pokrivcak e Rajcaniova (2011), Caldarelli e Bacchi (2012), Diehl (2012), Natanelov, McKenzie e Van Huylenbroeck (2013), Papież (2015), Bentivoglio, Finco e Bacchi (2016), Rodrigues e Bacchi (2016), Sanches et al. (2016), e Zanin e Bacchi (2017).

Lima (1997), por meio de um VAR estrutural, analisou a interdependência entre os mercados brasileiros de frangos e bovinos, considerando a inter-relação estatística e dinâmica

entre abates de frangos e bovinos, renda real e preços reais de frango de corte, de boi gordo e de milho, haja vista a utilidade desta metodologia na identificação de equações estruturais de oferta e demanda em um determinado mercado. Para explicar alterações nas trajetórias das variáveis destes dois mercados, o autor utilizou vários instrumentais analíticos da metodologia VAR, como a função de resposta a impulsos, a decomposição da variância dos erros de previsão e a decomposição histórica do erro de previsão.

Alves e Bacchi (2004) estimaram uma função de oferta de exportação brasileira de açúcar para avaliar os impactos de variações nas condicionantes das exportações desse produto, no período de 10/1995 a 12/2002, utilizando um VAR com identificação pelo procedimento de Bernanke, e consideraram na análise as propriedades de integração e cointegração das séries utilizadas no modelo.

Bacchi (2007) estimou um modelo analítico para explicar a inter-relação entre os mercados de etanol hidratado e de gasolina C do Estado de São Paulo. Para tanto, a autora utilizou um VAR com identificação pelo procedimento de Bernanke, considerando as propriedades de integração e cointegração das séries temporais utilizadas. O modelo teórico proposto para especificar a matriz de relações contemporâneas permitiu estimar as elasticidades de demanda e oferta de gasolina C e do etanol hidratado. Por meio da função de resposta a impulsos, foi possível avaliar os efeitos de variações nos determinantes da oferta e da demanda do combustível em questão sobre o seu consumo em períodos posteriores a um choque não antecipado em quaisquer daqueles determinantes. O uso da metodologia VAR também permitiu avaliar o processo de transmissão de preços entre os diferentes segmentos da cadeia de comercialização dos combustíveis.

Alves, Barros e Bacchi (2008) examinaram o padrão de crescimento da produção de algodão no Brasil no período de expansão da cultura para novas regiões do país, entre 1967 a 2004. Para tanto, os autores desenvolveram um modelo econômico para medir o crescimento do setor em termos de choques de oferta e de demanda, cujas hipóteses foram testadas por meio da metodologia VAR.

Cooke e Robles (2009) buscaram explicar o aumento dos preços internacionais de *commodities* agrícolas, ocorrido entre 2006 e 2008, por meio do uso de séries temporais. Para tanto, foram analisados os preços internacionais de milho, trigo, arroz e soja. Primeiramente, os autores identificaram as variáveis associadas aos fatores que causaram esse aumento nos preços. Em seguida usaram análise de séries temporais como testes de causalidade de Granger, teste de cointegração de Johansen e a metodologia VAR para tentar validar quantitativamente essas explicações.

Satolo e Bacchi (2009) avaliaram o papel de choques de oferta e demanda na evolução da produção de cana-de-açúcar, no Estado de São Paulo, no período de 1976 a 2006, por meio da estimação de um modelo VAR com correção de erros com a identificação feita pelo procedimento de Sims-Bernanke.

Campos (2010) investigou os fatores que afetam o comportamento dos preços de etanol e açúcar no mercado doméstico e do preço do açúcar no mercado internacional, no período de 01/2002 a 09/2009. Para tanto, estimou dois modelos VAR com correção de erro, um para o preço internacional do açúcar e outro para os preços domésticos do açúcar e do etanol.

Capitani, Miranda e Martinês-Filho (2011) analisaram os determinantes das importações brasileiras de arroz, entre 01/1989 e 09/2008, por meio da definição de um modelo econômico, com o intuito de avaliar esta relação comercial no Mercosul, utilizando um VAR estrutural.

Pokrivcak e Rajcaniova (2011) analisaram a relação estatística entre os preços europeus de etanol, gasolina e petróleo entre 01/2000 e 10/2009. Para analisar como cada variável se relaciona com a outra, ou seja, a inter-relação entre elas, os autores utilizaram um modelo VAR na primeira diferença, bem como a função de resposta a impulsos.

Caldarelli e Bacchi (2012) investigaram os fatores que influenciam as quantidades e os preços no mercado brasileiro de milho no período de 1967 a 2008. Para tanto estimaram um modelo de ajuste pelo preço por meio de um VAR com correção de erros, com identificação pelo procedimento de Sims-Bernanke.

Diehl (2012), também por meio de um VAR com correção de erros, estimou um modelo analítico para explicar a relação entre os mercados paulistas de etanol hidratado e de gasolina C, no horizonte 05/2001-03/2011, incluindo os efeitos de outros fatores, como a renda e o preço do açúcar nos mercados doméstico e internacional.

Natanelov, McKenzie e Van Huylenbroeck (2013) analisaram a relação entre os preços internacionais de petróleo, milho e etanol entre o período de 2006 e final de 2011, também por meio de um VAR com correção de erros.

Papież (2015) analisou a causalidade entre os preços internacionais de milho, petróleo bruto e etanol por meio da estimação de *rolling regression* aplicada à estrutura de um modelo VAR aumentado, proposto por Toda e Yamamoto (1995). A aplicação dos procedimentos de *rolling regression* no teste de causalidade modificado de Wald permitiu investigar a persistência da estabilidade das relações causais entre os preços analisados.

Bentivoglio, Finco e Bacchi (2016) exploraram o impacto dos preços do etanol brasileiro nos preços do açúcar e da gasolina. As relações entre as séries de preços foram investigadas por meio de um modelo VAR com correção de erro, fundamentado pelos testes de causalidade de Granger. Com o intuito de investigar as inter-relações dinâmicas dentro destas séries, foram calculadas funções de respostas a impulso e decomposição da variância dos erros de previsão.

Rodrigues e Bacchi (2016) avaliaram os determinantes da demanda por combustíveis leves no Brasil entre 2003 e 2013 por meio de uma Análise de Autorregressão Vetorial. Os autores procuraram identificar e quantificar o impacto de diferentes variáveis econômicas e medidas de políticas públicas adotadas durante este período, no qual houve um considerável aumento no consumo de energia pela frota de veículos leves do Brasil.

Sanches et al. (2016) analisaram as relações de causalidade e transmissão de preços do milho na região de Chapecó/SC com os preços na região de Campinas/SP, Sorriso/MT, Cascavel/PR, norte do Rio Grande do Sul, no porto de Paranaguá/PR, e cotações dos contratos futuros negociados nas bolsas BM&FBovespa e CME/CBOT. Com o intuito de entender se as mudanças recentes no mercado de milho, em termos de aumento de produção e exportação, alteraram a dinâmica de transmissão de preços para a região de Chapecó, foram considerados dois períodos distintos na análise: 01/2009 a 12/2011 e 01/2012 a 06/2014. Para alcançar o objetivo, os autores utilizaram como instrumento metodológico Modelos de Autorregressão Vetorial e Causalidade de Granger.

Zanin e Bacchi (2017) investigaram os condicionantes das exportações brasileiras de arroz por meio de VAR estrutural baseado em um modelo econômico de excesso de oferta, no período pós 2009. O autor também utilizou instrumentais analíticos dessa metodologia como função de resposta a impulsos e decomposição da variância dos erros de previsão para analisar as inter-relações entre as variáveis consideradas no modelo.

4. MODELOS TEÓRICOS PROPOSTOS

O uso da metodologia VAR requer o desenvolvimento de um modelo teórico que leve a hipóteses que auxiliem na definição das restrições a serem impostas na matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do sistema, para que se obtenha a identificação do modelo estrutural a partir do ajustamento do modelo na forma reduzida. No entanto, uma das grandes dificuldades, conforme alertado por Barros (2012), é encontrar meios para analisar o comportamento e o desempenho de um determinado setor a partir de modelos teóricos com um certo grau de realismo do ponto de vista da estrutura de mercado.

Desse modo, fundamentado nas características do mercado de soja, nos estudos realizados e na literatura especializada, foram desenvolvidos três modelos teóricos para a análise das relações no mercado da mencionada oleaginosa, cujas hipóteses serão testadas por meio da supracitada metodologia.

No primeiro, como já mencionado, busca-se identificar os determinantes da disponibilidade interna de soja em grãos no Brasil e quantificar os efeitos de variações nesses determinantes. O segundo deve possibilitar a análise de fatores que influenciam variações no processamento doméstico de soja. No terceiro, por sua vez, procura-se analisar os fatores que impactam o crescimento das exportações brasileiras de soja em grãos.

4.1. Disponibilidade Interna de Soja em grãos no Brasil

De acordo com o Balanço de Oferta e Demanda da CONAB (2016), o suprimento de um produto em um determinado período, o qual é chamado neste estudo de disponibilidade interna (DI_t), é obtido da seguintes forma:

$$DI_t = f(estin_t, prod_t, imp_t) \quad (1)$$

em que $estin_t$, $prod_t$ e imp_t , representam, respectivamente, o estoque inicial, a produção e a importação de soja em grãos no período t .

Considera-se que o estoque inicial de um produto em um período no tempo corresponde ao estoque final do período anterior:

$$estin_t = estf_{t-1} \quad (2)$$

Substituindo (2) em (1), tem-se que:

$$DI_t = f(estf_{t-1}, prod_t, imp_t) \quad (3)$$

A demanda global de um produto é função do consumo interno e da exportação. Assim, a demanda global de soja em grãos, D_t , pode ser expressa da seguinte forma:

$$D_t = f(cons_t, exp_t) \quad (4)$$

em que $cons_t$ e exp_t correspondem, respectivamente ao consumo interno de soja, representado quase que totalmente pelo processamento (uma vez que o consumo direto da soja em grãos é pequeno) e à quantidade exportada do grão no período t . Segundo dados da ABIOVE (2016) e da CONAB (2016), o esmagamento representa, em média, 94% dos grãos de soja consumidos.

O estoque final, por sua vez, é dado pela diferença entre disponibilidade interna e demanda no período t . Desse modo, o estoque final do grão é dado por:

$$Estf_t = DI_t - D_t = f(estin_t, prod_t, imp_t) - f(cons_t, exp_t) \quad (5)$$

Logo:

$$Estf_{t-1} = f(estin_{t-1}, prod_{t-1}, imp_{t-1}) - f(cons_{t-1}, exp_{t-1}) \quad (6)$$

Substituindo (6) em (3), tem-se que:

$$DI_t = f(estin_{t-1}, prod_{t-1}, imp_{t-1}, cons_t, exp_{t-1}, prod_t, imp_t) \quad (7)$$

Dado que a quantidade importada de soja em grãos no mercado brasileiro é inexpressiva, optou-se por desconsiderar essa variável. Assim, a disponibilidade interna de soja pode ser representada por:

$$DI_t = f(estin_{t-1}, prod_{t-1}, cons_{t-1}, exp_{t-1}, prod_t) \quad (8)$$

A produção de soja ($prod_t$), mensalizada neste estudo de acordo com a distribuição mensal de colheita de soja, é dependente da área total plantada no ano, da produtividade (média anual) e do índice de paridade, que é dado por preços pagos e recebidos pelo produtor:

$$prod_t = f(pp_t, \acute{a}rea_t, produtiv_t, ipp_t) \quad (9)$$

em que pp_t é o preço de soja recebido pelo produtor, $\acute{a}rea_t$ corresponde à área plantada de soja, $produtiv_t$ é a produtividade de soja e ipp_t refere-se ao índice de preços pagos pelos produtores, todas no período t .

Desse modo, a disponibilidade interna de soja em grãos pode ser escrita da seguinte forma:

$$DI_t = f(estin_{t-1}, pp_{t-1}, \acute{a}rea_{t-1}, produtiv_{t-1}, ipp_{t-1}, cons_{t-1}, exp_{t-1}, pp_t, \acute{a}rea_t, produtiv_t, ipp_t) \quad (10)$$

em que DI é a disponibilidade interna do grão no Brasil, pp é o preço do grão recebido pelo produtor, $\acute{a}rea$ é a área plantada de soja, $produtiv$ é a produtividade de soja, ipp é o índice de preços pagos pelos produtores, $cons$ é o consumo interno de soja, exp é a quantidade exportada do grão e $estin$ é o estoque inicial do grão.

A função (10) de disponibilidade interna de soja em grãos constitui a base da matriz de relações contemporâneas do primeiro modelo proposto. Adicionalmente, considerou-se a influência da disponibilidade interna do grão sobre o preço do grão recebido pelo produtor (equação 2). A área plantada de soja (equação 3), a produtividade de soja (equação 4), os custos de produção, representados pelo índice de preços pagos pelos produtores (equação 5), o consumo interno de soja (equação 6), a quantidade exportada do grão (equação 7) e o estoque inicial do grão (equação 8), foram considerados como variáveis exógenas. Estas oito equações que compõem a matriz de relações contemporâneas do primeiro modelo proposto são apresentadas a seguir, de forma genérica, sem levar em conta defasagens, que por construção do modelo, são consideradas na matriz de relações contemporâneas.

1) Equação de disponibilidade interna de soja em grãos

$$DI_t = \alpha_0 + \alpha_1 pp_t + \alpha_2 \acute{a}rea_t + \alpha_3 produtiv_t + \alpha_4 ipp_t + \varepsilon_{1t}$$

2) Equação de preço do grão recebido pelo produtor

$$pp_t = \beta_0 + \beta_1 DI_t + \varepsilon_{2t}$$

3) Equação de área plantada de soja

$$\acute{a}rea_t = \varepsilon_{3t}$$

4) Equação de produtividade de soja

$$produtiv_t = \varepsilon_{4t}$$

5) Equação de custo de produção

$$ipp_t = \varepsilon_{5t}$$

6) Equação de consumo interno de soja

$$cons_t = \varepsilon_{6t}$$

7) Equação de quantidade exportada de soja em grãos

$$exp_t = \varepsilon_{7t}$$

8) Equação de estoque inicial de soja em grãos

$$estin_t = \varepsilon_{8t}$$

Quanto à equação 1, a elasticidade-preço direta deve afetar positivamente a disponibilidade interna de soja, assim como a área e a produtividade, enquanto o índice de preços pagos pelos produtores deve ter sinal negativo. Na equação 2, espera-se que a disponibilidade interna influencie negativamente o preço recebido pelo produtor.

A Tabela 2 apresenta a matriz de relações contemporâneas do modelo proposto para explicar a disponibilidade interna de soja em grãos. Os sinais esperados para as estimativas dos parâmetros encontram-se entre parênteses.

Tabela 2 - Matriz de relações contemporâneas do Modelo de Disponibilidade Interna de Soja.

Variável	DI	pp	área	produtiv	ipp	cons	exp	estin
DI	1	$b_{12}(+)$	$b_{13}(+)$	$b_{14}(+)$	$b_{15}(-)$	0	0	0
pp	$b_{21}(-)$	1	0	0	0	0	0	0
área	0	0	1	0	0	0	0	0
produtiv	0	0	0	1	0	0	0	0
ipp	0	0	0	0	1	0	0	0
cons	0	0	0	0	0	1	0	0
exp	0	0	0	0	0	0	1	0
estin	0	0	0	0	0	0	0	1

Fonte: Dados da pesquisa.

4.2. Processamento Doméstico de Soja

O segundo modelo proposto é desenvolvido com o intuito de analisar os fatores que influenciam o processamento doméstico (Q_t^{proc}) de soja. Para tanto, foram consideradas as seguintes variáveis:

$$Q_t^{proc} = f(pa_t, ipderiv_t, pex_{t-1}^{far}, q_t^{suínos}, q_t^{aves}, y_t) \quad (11)$$

Q^{proc} representa a quantidade de soja processada no mercado interno, pa é o preço ao atacado do grão, $ipderiv$ representa o índice de preços dos derivados de soja no mercado interno, pex^{far} é o preço FOB de exportação do farelo de soja, expresso em reais, com base na taxa de

câmbio comercial de venda; $q^{suínos}$ e q^{aves} representam, respectivamente, as quantidades abatidas de suínos e de aves no mercado interno, e y a renda nacional.

A escolha dessas variáveis como determinantes da quantidade de soja processada no mercado interno ocorreu com base no exposto na Seção 1.1, nas características do mercado de soja e nos estudos realizados discutidos na revisão de literatura. Por exemplo, o índice de preços dos derivados de soja, $ipderiv$, foi construído para representar o farelo e o óleo de soja, principais produtos obtidos a partir do esmagamento de soja, como já mencionado anteriormente.

O preço de exportação do farelo de soja foi incluído no modelo pelo fato de ser ele o principal produto industrializado da cadeia da soja exportado pelo Brasil, como visto na Figura 3 da Seção 1.1. Na safra 2014/15, de acordo com dados do USDA (2016), o Brasil exportou cerca de 47% do farelo que produziu enquanto esta relação para o óleo foi de apenas 20%. Grande parte do óleo de soja produzido no Brasil é utilizado na produção de biodiesel, principalmente para consumo interno, tanto que o país é o segundo maior produtor e consumidor mundial desse biocombustível, como já mencionado (ANP, 2016; BRASIL, 2016c)

De outro lado, a maior demanda mundial pelo farelo, em função do aumento do consumo de carnes, impulsionou as exportações desse derivado de soja. No período de 2014/15, segundo dados do USDA (2016), o consumo mundial de farelo foi de cerca de 202 milhões de toneladas enquanto o de óleo de soja foi de 48 milhões toneladas. Adicionalmente, as quantidades abatidas de suínos e de aves foram incluídas no modelo em função do farelo de soja ser usado, sobretudo, na alimentação desses dois animais (IMEA, 2015).

A função (11) de processamento doméstico de soja constitui a base da matriz de relações contemporâneas do segundo modelo proposto. Também foi considerada a influência da renda nacional nas quantidades abatidas de suínos e de aves no mercado interno (equações 5 e 6). Considerou-se como variáveis exógenas o preço ao atacado do grão no mercado interno (equação 2), o índice de preços dos derivados de soja (equação 3), o preço de exportação do farelo de soja (equação 4) e a renda nacional (equação 7). Estas sete equações que estabelecem a matriz de relações contemporâneas do segundo modelo proposto são apresentadas a seguir, de forma genérica, sem levar em conta defasagens, que por construção do modelo, são consideradas na matriz de relações contemporâneas.

1) Equação do processamento doméstico de soja

$$Q_t^{proc} = \gamma_0 + \gamma_1 pa_t + \gamma_2 ipderiv_t + \gamma_3 q_t^{suínos} + \gamma_4 q_t^{aves} + \gamma_5 y_t + \xi_{1t}$$

2) Equação de preço ao atacado de soja em grãos

$$pa_t = \xi_{2t}$$

3) Equação de índice de preços de derivados de soja

$$ipderiv_t = \xi_{3t}$$

4) Equação de preço de exportação do farelo de soja

$$pex_t^{far} = \xi_{4t}$$

5) Equação de quantidade abatida de suínos no mercado interno

$$q_t^{suínos} = \eta_0 + \eta_1 y_t + \xi_{5t}$$

6) Equação de quantidade abatida de aves no mercado interno

$$q_t^{aves} = \lambda_0 + \lambda_1 y_t + \xi_{6t}$$

7) Equação de renda nacional

$$y_t = \xi_{7t}$$

Na equação 1, espera-se que o preço de soja em grãos, assim como as quantidades abatidas de suínos e aves no mercado interno afetem negativamente o processamento doméstico de soja. Já o índice de preços dos derivados de soja e a renda devem afetar positivamente a quantidade de soja processada no mercado interno. Nas equações 5 e 6, a renda deve influenciar positivamente as respectivas quantidades abatidas de suínos e de aves, pois espera-se que um aumento na renda leve a um aumento no consumo de carnes.

A Tabela 3 apresenta a matriz de relações contemporâneas do modelo proposto para analisar o processamento doméstico de soja. Os sinais esperados para as estimativas dos parâmetros encontram-se entre parênteses.

Tabela 3 - Matriz de relações contemporâneas do Modelo de Processamento Doméstico de Soja.

Variável	qproc	pa	ipderiv	pexfar	qsuínos	qaves	y
qproc	1	$b_{12}(-)$	$b_{13}(+)$	0	$b_{15}(-)$	$b_{16}(-)$	$b_{17}(+)$
pa	0	1	0	0	0	0	0
ipderiv	0	0	1	0	0	0	0
pexfar	0	0	0	1	0	0	0
qsuínos	0	0	0	0	1	0	$b_{57}(+)$
qaves	0	0	0	0	0	1	$b_{67}(+)$
y	0	0	0	0	0	0	1

Fonte: Dados da pesquisa.

4.3. Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos

Conforme enfatizado por Cavalcanti e Ribeiro (1998) e Barros, Bacchi e Burnquist (2002), modelos de exportação podem ser especificados considerando hipóteses alternativas, sobre a elasticidade de oferta e de demanda por exportação. Maiores detalhes sobre a fundamentação teórica dos determinantes de oferta e demanda de exportação podem ser vistos em Leamer e Stein (1970) e Goldstein e Khan (1978).

Barros, Bacchi e Burnquist (2002) propõem o uso de uma função de oferta de exportação de *commodities*, na qual se considera, como variáveis explicativas, tanto determinantes da oferta e demanda internas, como o preço internacional e o câmbio. Fundamentado no modelo teórico desenvolvido por esses autores, estima-se no presente estudo uma função de oferta de exportação com o intuito de explicar os condicionantes que impactam o crescimento das exportações brasileiras de soja em grãos, o qual é especificado a seguir:

A quantidade a ser exportada de soja em grãos (Q_t^{exp}) é dada por:

$$Q_t^{exp} = Q_t^s - Q_t^d \quad (12)$$

em que Q_t^s e Q_t^d representam, respectivamente, as quantidades de soja em grãos ofertadas e demandadas internamente, as quais podem ser escritas da seguinte forma:

$$Q_t^s = f(pa_t, W_t) \quad (13)$$

$$Q_t^d = f(pa_t, Y_{t-1}) \quad (14)$$

em que pa_t é o preço ao atacado do grão em t , W_t é um deslocador da oferta (estoque inicial de soja em grãos) e Y_{t-1} é um deslocador da demanda (renda nacional).

Como existe comércio (exportação) de soja com o mercado internacional, pressupõe-se que a soja é exportada ao preço pex_t^s (expresso em reais), reduzindo assim a disponibilidade interna e elevando o preço doméstico.

Desse modo, obtém-se uma margem de exportação $M = Pex_t^s/PA_t$ que cobre o custo dessa operação.

Pressupõe-se que a margem m (em log) seja relacionada a a_t . Desse modo:

$$m = \epsilon pa_t \quad (15)$$

em que ϵ é a elasticidade que relaciona m e pa_t .

Considerando que $pex_t^s = pa_t + m$, tem-se:

$$pa_t = pex_t^s - m = pex_t^s - \epsilon pa_t \quad (16)$$

Desse modo, as equações (13) e (14) podem ser reescritas como:

$$Q_t^s = f(pex_t^s, pa_t, W_t) \quad (17)$$

$$Q_t^d = f(pex_t^s, pa_t, Y_{t-1}) \quad (18)$$

Como $Q_t^{exp} = Q_t^s - Q_t^d$, tem-se que a quantidade de soja exportada possui as mesmas variáveis que afetam sua oferta e demanda internas:

$$Q_t^{exp} = f(pex_t^s, pa_t, W_t, Y_{t-1}) \quad (19)$$

Como $pex_t^s = pex_t C_t$; pex_t é o preço das exportações em US\$ e C_t é a taxa de câmbio, a equação de oferta de exportação (19) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$Q_t^{exp} = f(pa_t, C_t, pex_t, W_t, Y_{t-1}) \quad (20)$$

Q^{exp} é a quantidade de soja em grãos a ser exportada, pa é o preço ao atacado do grão no mercado interno, C é a taxa de câmbio efetiva real, pex é o preço FOB de exportação do grão, expresso em dólar, W é o estoque inicial do grão e y é a renda nacional.

Conforme ressalta Barros, Bacchi e Burnquist (2002), os preços internacionais expressos em dólares são um indicador do comportamento do mercado externo, uma vez que maiores preços indicam um mercado com excesso de demanda, o que possibilitaria expansão da participação das exportações brasileiras. Já os preços domésticos expressos em reais tendem a refletir de forma mais direta o resultado do balanço entre a produção interna e a demanda interna.

A função (20) de oferta de exportação de soja em grãos constitui a base da matriz de relações contemporâneas do terceiro modelo proposto. Adicionalmente, considerou-se a influência do câmbio, do preço de exportação do grão e do estoque inicial do grão no preço ao atacado do grão (equação 2). O câmbio (equação 3), o preço de exportação do grão (equação 4), o estoque inicial do grão (equação 5) e a renda nacional (equação 6) foram consideradas como variáveis exógenas. Estas seis equações compõem a matriz de relações contemporâneas do terceiro modelo proposto e são apresentadas a seguir, de forma genérica, sem levar em conta defasagens, que por construção do modelo, são consideradas na matriz de relações contemporâneas.

1) Equação de oferta das exportações brasileiras de soja em grãos

$$Q_t^{exp} = \delta_0 + \delta_1 p a_t + \delta_2 C_t + \delta_3 p e x_t + \delta_4 e s t i n_t + \zeta_{1t}$$

2) Equação de preço ao atacado de soja em grãos

$$p a_t = \phi_0 + \phi_1 C_t + \phi_2 p e x_t + \phi_3 e s t i n_t + \zeta_{2t}$$

3) Equação de taxa de câmbio

$$C_t = \zeta_{3t}$$

4) Equação de preço de exportação da soja em grãos

$$p e x_t = \zeta_{4t}$$

5) Equação de estoque inicial da soja em grãos

$$e s t i n_t = \zeta_{5t}$$

6) Equação de renda nacional

$$y_t = \zeta_{6t}$$

Com relação à equação 1, quantidade exportada de soja em grãos, espera-se sinal negativo para o preço da soja em grãos no mercado interno e sinal positivo tanto para o câmbio quanto para o preço de exportação do grão e o estoque inicial. Um aumento na taxa de câmbio faz com que o preço da soja no mercado internacional se torne mais competitivo, estimulando as exportações. Na equação 2, espera-se que o preço da soja em grãos no mercado interno seja influenciado positivamente pelo câmbio, pelo seu preço no mercado internacional e negativamente pelo estoque inicial do grão. Assim, um aumento no preço internacional da soja reflete em um aumento do preço dessa *commodity* no mercado doméstico.

A Tabela 4 apresenta a matriz de relações contemporâneas do modelo proposto para analisar a oferta de exportação de soja, sendo ela fundamentada nas seis equações definidas anteriormente. Os sinais esperados para as estimativas dos parâmetros encontram-se entre parênteses.

Tabela 4 - Matriz de relações contemporâneas do Modelo de Oferta das Exportação Brasileiras de Soja em Grãos.

Variável	Qexp	pa	C	pex	estin	y
Qexp	1	$b_{12} (-)$	$b_{13} (+)$	$b_{14} (+)$	$b_{15} (+)$	0
pa	0	1	$b_{23} (+)$	$b_{24} (+)$	$b_{25} (-)$	0
C	0	0	1	0	0	0
pex	0	0	0	1	0	0
estin	0	0	0	0	1	0
y	0	0	0	0	0	1

Fonte: Dados da pesquisa.

Existem vários outros estudos relacionando fluxos de comércio externo com oferta e demanda internas, dentre eles, os de Miranda e Barros (2003), Alves e Bacchi (2004), Santos (2004), Alves, Barros e Bacchi (2008), Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), Capitani, Miranda e Martines Filho (2011), Albuquerque (2014), Alves et al. (2015) e Zanin e Bacchi (2017).

Miranda e Barros (2003), Alves e Bacchi (2004), Alves, Barros e Bacchi (2008), Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), Alves et al. (2015) e Zanin e Bacchi (2017), assim como Barros, Bacchi e Burnquist (2002), estruturaram modelos de vendas externas partindo do pressuposto de que um excesso de oferta doméstica leva a um aumento nas exportações. Santos (2004) e Capitani, Miranda e Martines Filho (2011), por sua vez, estruturaram modelos de compras externas, pressupondo que aumento nas importações de um país ocorre em função do excesso de demanda interna.

Feistel, Hidalgo e Zuchetto (2015), usando um modelo semelhante a Barros, Bacchi e Burnquist (2002), analisaram os fatores que mais influenciam as exportações brasileiras de soja, com foco no intercâmbio comercial entre Brasil e China. Esses autores estimaram um modelo considerando as seguintes variáveis: renda chinesa, preço de exportação de soja e taxa de câmbio real no período de março de 2001 a fevereiro de 2012.

O modelo proposto nesta tese para estudar os determinantes da oferta de exportação de soja pelo Brasil, apresentado anteriormente, é especificado de forma a incluir variáveis do mercado doméstico, como renda nacional, preço ao atacado do grão e o estoque inicial de soja. O preço de exportação de soja e a taxa de câmbio real também serão considerados no modelo.

5. REFERENCIAL METODOLÓGICO

Com base na análise de séries temporais, as hipóteses dos três modelos propostos e descritos anteriormente serão testadas por meio de Vetores Autorregressivos (VAR), com identificação pelo procedimento de Bernanke, considerando as propriedades de integração e cointegração das séries utilizadas.

Pretende-se utilizar os instrumentais analíticos dessa metodologia, função de resposta a impulsos, decomposição da variância dos erros de previsão e decomposição histórica dos erros de previsão, para avaliar os efeitos de variações nos determinantes da disponibilidade interna de soja em grãos no Brasil, do processamento doméstico e da oferta das exportações brasileiras de soja em grãos.

A metodologia VAR é um método de modelos multivariados que foi inicialmente proposto por Sims (1980) e, segundo ressalta Bacchi (2007), tem sido muito utilizada em análises de assuntos macroeconômicos e em estudos relacionados ao agronegócio, devido à sua eficácia na estimação de modelos que envolvem inter-relações complexas de variáveis e à grande variedade de resultados gerados, o que viabiliza uma maior riqueza na análise das inter-relações das variáveis de interesse.

Enders (2015) destaca que por meio deste processo é possível verificar se uma série temporal é afetada por valores correntes e passados de outra série, a fim de caracterizar a influência de cada variável sobre a outra no curto prazo. Assim, o objetivo desta análise é determinar as relações entre as variáveis do modelo e não as estimativas do parâmetro em si. Nesse método, não há necessidade de classificar as variáveis em endógenas e exógenas, como ocorre quando se usa modelos de equações simultâneas, todas as variáveis podem ser consideradas endógenas nesse caso e a única relação contemporânea entre as variáveis ocorre por meio dos choques aleatórios ou resíduos.

Alves (2002) ressalta que outra vantagem de se utilizar o modelo VAR é o reduzido grau de instruções teóricas sobre sua estrutura. Deve-se especificar as variáveis que vão interagir dentro do sistema e determinar o número de defasagens necessárias para captar a dinâmica de interação entre as variáveis do modelo. Vale lembrar, no entanto, que a ordem de entrada das variáveis do sistema deve ser estabelecida com base em conhecimentos teóricos.

Bacchi (2007) enfatiza que o uso deste método também permite obter elasticidades de impulso k períodos à frente, o que possibilita analisar o comportamento das variáveis em resposta a choques individuais não antecipados em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se assim tratar, por meio de simulação, de efeitos de eventos que tenham alguma

probabilidade de ocorrer. Adicionalmente, esta metodologia permite decompor a variância dos erros de previsão k períodos à frente em percentuais a serem atribuídos a cada variável do sistema, por meio da qual é possível avaliar o poder explicativo de cada variável sobre as demais. Trata-se de uma forma alternativa de medir os efeitos dos choques sobre as variáveis do modelo.

Considere, por exemplo, o modelo bivariado autorregressivo de ordem um, ou seja, um VAR(1) com constante, mas sem termos sazonais. De acordo com Enders (2015), tem-se que:

$$x_{1t} = b_{10} - b_{12}x_{2t} + \gamma_{11}x_{1,t-1} + \gamma_{12}x_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (21)$$

$$x_{2t} = b_{20} - b_{21}x_{1t} + \gamma_{21}x_{1,t-1} + \gamma_{22}x_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (22)$$

em que as variáveis x_{1t} e x_{2t} são estacionárias e ε_{1t} e ε_{2t} são ruídos brancos não correlacionados, com os respectivos desvios-padrões, σ_1 e σ_2 , constantes.

As equações (21) e (22) estão na sua forma primitiva, tem-se nesse caso um VAR estrutural. Na forma matricial esse modelo é representado da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (23)$$

$$\text{Fazendo: } B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, X_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, X_{t-1} = \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix}$$

e $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$, tem-se:

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

em que B é a matriz (2×2) de relações contemporâneas; X_t é o vetor (2×1) com as variáveis incluídas no modelo VAR cujas inter-relações são analisadas; Γ_0 é um vetor (2×1) de termos de intercepto; Γ_1 é a matriz (2×2) de coeficientes; X_{t-1} é o vetor (2×1) com as variáveis defasadas incluídas no modelo VAR e ε_t é o vetor (2×1) de choques.

Pré-multiplicando a equação (24) por B^{-1} , obtém-se a forma padrão, ou seja, reduzida, do modelo VAR com uma defasagem:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \quad (25)$$

em que $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$.

Se a_{i0} é um elemento i do vetor A_0 , a_{ij} é o elemento na linha i e coluna j da matriz A_1 e e_{it} é o elemento i do vetor e_t , a partir de (25) pode-se obter as seguintes equações na forma reduzida:

$$x_{1t} = a_{10} - a_{11}x_{1,t-1} + a_{12}x_{2,t-1} + e_{1t} \quad (26)$$

$$x_{2t} = a_{20} - a_{21}x_{1,t-1} + a_{22}x_{2,t-1} + e_{2t} \quad (27)$$

Nesse caso tem-se um modelo VAR padronizado e os termos de erro e_{1t} e e_{2t} são a combinação de dois choques ε_{1t} e ε_{2t} :

$$e_{1t} = \frac{(\varepsilon_{1t} - b_{12}\varepsilon_{2t})}{(1 - b_{12}b_{21})} \quad (28)$$

$$e_{2t} = \frac{(\varepsilon_{2t} - b_{21}\varepsilon_{1t})}{(1 - b_{12}b_{21})} \quad (29)$$

Portanto, o modelo generalizado VAR, na forma reduzida, com p defasagens e n variáveis é dado por:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + e_t \quad (30)$$

em que X_t é um vetor ($nx1$) contendo cada uma das variáveis incluídas no modelo VAR, cujas inter-relações serão analisadas; A_0 é um vetor ($nx1$) de termos de intercepto; A_i é uma matriz (nxn) de coeficientes e e_t é um vetor ($nx1$) de termos de erros.

O sistema é transformado da forma estrutural para a forma reduzida para que se possa estimar o modelo pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Assim, a identificação do modelo VAR está relacionada ao modo com que se recupera o modelo na forma estrutural a partir da forma reduzida. Para identificar a forma primitiva (estrutural) do modelo, conforme ressaltado por Sims (1986), é necessário impor restrições aos parâmetros. Além disso, é preciso que haja uma fundamentação teórica para se fazer essa identificação, como já mencionado.

Bernanke (1986) propôs a identificação de um modelo VAR, com base na matriz de relações contemporâneas. Voltando ao exemplo do modelo VAR (1) bivariado e considerando que os elementos da diagonal da matriz B, na equação (24) são todos iguais a 1, a matriz B contém $n^2 - n$, ou seja, $2^2 - 2 = 2$ parâmetros desconhecidos, além dos $n = 2$ parâmetros da variância dos choques. Assim, tem-se que identificar $n^2 = 4$ parâmetros naquele sistema.

De acordo com Enders (2015), como são conhecidos $\frac{(n^2+n)}{n}$ elementos da matriz de variâncias e covariâncias da forma reduzida e o sistema possui n^2 parâmetros a serem identificados, são necessárias $\frac{(n^2+n)}{n}$ restrições.

Daí a necessidade de desenvolver um modelo teórico que leve a hipóteses que fundamentem as restrições a serem impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis, a fim de se obter a identificação no modelo empírico.

O modelo apresentado por Sims (1980) é um caso especial dessa forma de identificação; B na equação (24) é um modelo exatamente identificado, em que B é uma matriz diagonal e Γ_1 é uma matriz triangular inferior, chamada de decomposição de Choleski.

Já no modelo proposto por Bernanke (1986), é possível estimar modelos sobreidentificados, com restrições além das necessárias. Nesse caso, obtém-se a matriz de variâncias e covariâncias do modelo na forma reduzida, Σ , com T observações.

Considerando a função de verossimilhança:

$$-\left(\frac{T}{2}\right) \ln|\Sigma| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T (e_t' \Sigma^{-1} e_t) \quad (31)$$

E a relação:

$$\Sigma_\varepsilon = B \Sigma B' \quad (32)$$

A função de verossimilhança pode ser escrita como:

$$-\left(\frac{T}{2}\right) \ln \left| B^{-1} \sum_{\varepsilon} B'^{-1} \right| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T \left(\hat{e}_t' B' \sum_{\varepsilon}^{-1} B \hat{e}_t \right) \quad (33)$$

Selecionam-se as restrições sobre B e Σ_ε , maximiza-se a função de verossimilhança em relação aos elementos livres das duas matrizes, obtém-se a estimativa dos parâmetros em B e uma matriz Σ_r . Essa matriz, de acordo com Enders (2015), corresponde à matriz de variâncias e covariâncias Σ , em que r é o número de restrições excedentes.

No entanto, como mostrado nas equações (21) e (22), para a aplicação da metodologia VAR é necessário que as séries sejam todas estacionárias. Assim, o primeiro passo é determinar o número de raízes unitárias existentes na série, ou seja, sua ordem de integração. A ordem de uma série é a quantidade de vezes que ela precisa ser diferenciada para se tornar estacionária. Se uma série é estacionária, ela não tem nenhuma raiz unitária e diz-se que ela é integrada de ordem zero, $I(0)$. Quando a série tem uma raiz unitária, ela é

integrada de ordem um, $I(1)$, e precisa ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária, e assim por diante.

Em economia, a maioria das séries possui apenas uma raiz unitária. Entre os diversos procedimentos utilizados para testar a presença de uma raiz unitária encontram-se os testes de Dickey-Fuller, proposto por Fuller (1976) e complementado por Dickey e Fuller (1979, 1981), o teste de Phillips-Perron, e o teste desenvolvido por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), conhecido como teste DF-GLS (*Dickey Fuller Generalized Least Square*).

O tradicional teste de Dickey-Fuller (DF) considera modelos autorregressivos de ordem um, $AR(1)$, com a pressuposição de que os termos de erros são independentes e identicamente distribuídos, não levando em consideração a presença de uma possível correlação serial nos resíduos. No entanto, nesse caso, os resíduos podem ser correlacionados. Desse modo, Dickey e Fuller (1981) desenvolveram uma extensão do teste DF para modelos autorregressivos de ordem maior, $AR(p)$, e com o intuito de controlar a autocorrelação dos resíduos, introduziram defasagens em relação à variável analisada, garantindo que os mesmos não sejam correlacionados. Este teste ficou conhecido como teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Em ambos os testes, três tipos de modelos podem ser estimados: com constante e tendência, apenas com constante e sem constante e sem tendência, sendo que a estimação dos termos deterministas ocorre por meio do método de MQO e a determinação do número de defasagens, p , pelos Critérios de Informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC).

O modelo completo, ou seja, com constante e tendência, a ser estimado no teste ADF é dado pela seguinte equação:

$$y_t = \alpha_0 + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \alpha_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (34)$$

em que Δ é o operador de primeira diferença, ou seja: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ e ε_t é ruído branco, um processo de erro serialmente não correlacionado.

A estatística t é usada para testar a hipótese nula, $H_0: \rho = 1$, de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa, $H_1: \rho < 1$, de estacionariedade da série.

Phillips e Perron (1988) generalizaram os resultados de Dickey e Fuller para o caso em que os erros são correlacionados e possivelmente heteroscedásticos. Eles partem das mesmas equações, mas utilizam uma correção na estatística do teste t , com base num ajuste não paramétrico. O teste de Phillips-Perron é equivalente ao teste ADF.

Já o teste DF-GLS é mais robusto que o teste ADF quando o processo gerador da série apresenta média e tendência não observáveis, além de se desenvolver satisfatoriamente

em pequenas amostras; ao passo que o teste ADF foi desenvolvido para grandes amostras. As modificações propostas por Elliott, Rothenberg e Stock (1996) aos testes de Dickey-Fuller fundamentam-se em dois aspectos: no fato da remoção da média (constante) e tendência de uma série utilizando MQO não ser eficiente e na necessidade de uma melhor aproximação do modelo especificado ao verdadeiro processo gerador de dados, por meio de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do modelo. Desse modo, os autores propuseram usar Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) para remover a média e/ou a tendência da série y_t . Assim, a série filtrada é dada por:

$$y_t^d = y_t - z_t \beta \quad (35)$$

sendo que: y_t^d representa a série y_t com média e/ou tendência removidas; $z_t = (1, t)$ para remoção de média e tendência e $z_t = 1$ para remoção somente da média; β é o vetor de coeficientes da regressão, obtido da estimação de $\tilde{y}_t = [y_1, (1 - \bar{\rho}L)y_2, \dots, (1 - \bar{\rho}L)y_T]'$ sobre $\tilde{z}_t = [z_1, (1 - \bar{\rho}L)z_2, \dots, (1 - \bar{\rho}L)z_T]'$, L é o operador de defasagem, ou seja: $Lz_t = z_{t-1}$.

Nesse caso a hipótese alternativa é dada por $H_1: \rho = \bar{\rho} < 1$, $\bar{\rho} = 1 + \frac{\bar{c}}{T}$, $\bar{c} = -13,5$ para remoção da média e da tendência, $\bar{c} = -7$ para remoção apenas da média e T é o tamanho da amostra.

Elliott, Rothenberg e Stock (1996) assumem que o processo gerador de dados $\{y_t\}_{t=1}^T$ é representado por:

$$y_t = d_t + u_t \quad (36)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t \quad (37)$$

em que d_t é um componente determinístico que pode ou não conter uma tendência linear determinística e v_t é um processo de erro estacionário que pode ou não ser serialmente correlacionado. Esses autores assumem que o valor inicial de u_t é zero, ou seja, $u_0 = 0$, independentemente de $\rho = 1$ ou $\rho < 1$, implicando que $u_t = v_t$.

De posse da série filtrada, emprega-se o procedimento padrão ADF de teste de hipótese, apresentado em Dickey e Fuller (1979), para estimar a seguinte equação:

$$\Delta y_t^d = \delta_0 y_{t-1}^d + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta y_{t-i+1}^d + \zeta_t^d \quad (38)$$

A estatística t é então usada para testar a hipótese nula, $H_0: \delta_0 = 0$, de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa, $H_1: \delta_0 < 0$, de estacionariedade da série.

A equação (38) é estimada por MQO, lembrando que y_t^d representa a série com média e/ou tendência removidas por MQG. Para as séries com constante apenas, os valores críticos usados são os tabulados por Dickey-Fuller (1979, 1981) para o modelo sem média e sem tendência. Para as séries com constante e com tendência, os valores críticos a serem usados são os tabulados por Elliott, Rothenberg e Stock (1996).

O número de defasagens, p , é determinado pelo Critério Modificado de Akaike (MAIC), desenvolvido por Ng e Perron (2001), visto que os tradicionais critérios de informação, AIC e SC, tendem a selecionar baixos valores para as defasagens quando se tem raízes unitárias negativas (próximas a -1), levando a conclusões distorcidas.

Caso as séries não sejam estacionárias, mas sejam todas integradas de mesma ordem, o próximo passo é verificar a relação de cointegração entre elas para então ajustar um modelo por meio do mecanismo de correção de erros, como será visto mais adiante. A cointegração é útil para indicar se existe ou não uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Suponha duas variáveis y_t e z_t integradas de mesma ordem:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t \quad (39)$$

Escrevendo (39) de outra forma, tem-se:

$$e_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 z_t \quad (40)$$

Se o resíduo e_t for estacionário, diz-se que as variáveis y_t e z_t são cointegradas. Um dos testes bastante utilizados para verificar a existência de vetores de cointegração é o teste de cointegração de Johansen (1988) que utiliza estimadores de máxima verossimilhança e possibilita avaliar mais de duas variáveis simultaneamente, permitindo testar a presença de múltiplos vetores de cointegração, ao contrário do teste de Engle-Granger (1987), usado quando se tem apenas duas variáveis e só permite verificar a existência de um vetor de cointegração. Enders (2015) assinala que a metodologia de Johansen é uma generalização do teste de Dickey-Fuller num contexto multivariado.

Considerando n variáveis, o teste de cointegração de Johansen pode ser descrito da seguinte forma:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (41)$$

em que X_t e ε_t são vetores ($n \times 1$) e A_1 é uma matriz ($n \times n$) de parâmetros.

Subtraindo X_{t-1} de ambos os lados de (41), obtém-se:

$$\Delta X_t = (A_1 - I)X_{t-1} + \varepsilon_t = \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (42)$$

em que I é uma matriz identidade e $\Pi = (A_1 - I)$, ambas $n \times n$.

Pode-se incluir intercepto na equação (42). Nesse caso, tem-se:

$$\Delta X_t = A_0 + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (43)$$

sendo A_0 um vetor de constantes ($n \times 1$).

Pode-se ainda incluir termos sazonais em (43):

$$\Delta X_t = A_0 + \Pi X_{t-1} + \psi D_t + \varepsilon_t \quad (44)$$

em que ψ é uma matriz ($n \times (f - 1)$) e D_t é um vetor de variáveis não estocásticas ($(f - 1) \times 1$).

O posto ou *rank* da matriz Π corresponde ao número de raízes características diferentes de zero, que por sua vez, equivale ao número de vetores de cointegração existentes. Se o posto dessa matriz for zero, não há nenhuma raiz característica diferente de zero, ou seja, não há nenhum vetor de cointegração e se for um, há um único vetor de cointegração e nesse caso ΠX_{t-1} será o termo de correção de erro do modelo VAR.

Para verificar o número de raízes características (r) diferentes de zero utiliza-se a estatística traço e o teste de máximo autovalor, como segue:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (45)$$

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (46)$$

em que $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π e T é o número de observações usadas no ajustamento.

A estatística traço testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que este número de vetores é maior do que r . O teste de máximo autovalor testa a hipótese de que o número de vetores cointegrantes é r contra a hipótese alternativa de que existem $r + 1$ vetores de cointegração.

Após determinar o número de vetores de cointegração, ajusta-se um Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC), conciliando assim movimentos de curto prazo com equilíbrios de longo prazo. Com base na equação (30), o modelo VEC pode ser descrito da seguinte forma:

$$\Delta X_t = A_0 + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (47)$$

em que $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$, $\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i)$, $i = 1, \dots, p - 1$ e $\Pi = (I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$.

A matriz Π em (47) pode ser representada por: $\Pi = \alpha\beta'$. Dessa forma, o termo de correção de erro é dado por:

$$\Pi X_{t-1} = \alpha\beta' X_{t-1} \quad (48)$$

em que α é a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, β' é uma matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo, $\beta' X_{t-1}$ representa até $(n - 1)$ relações de cointegração no modelo multivariado, assegurando assim que X_t converge para uma solução de equilíbrio de longo prazo.

A metodologia VAR, conforme mencionado anteriormente, permite analisar o mecanismo de transmissão de choques aleatórios sobre determinada variável com base na análise da reposta ao impulso, o que possibilita explicar alterações nas trajetórias das variáveis.

Este ferramental analítico da metodologia VAR, conforme ressalta Diehl (2012), é outra vantagem de se utilizar o referido método, pois além da sua capacidade em captar efeitos dinâmicos, mesmo que a relação entre duas variáveis não seja considerada na matriz de relações contemporâneas, ela pode ser analisada por meio das funções de respostas a impulso.

De acordo com Enders (2015), a representação da Função de Resposta a Impulsos pode ser feita por meio de um vetor de médias móveis, em que x_{1t} e x_{2t} são expressos em termos dos valores presentes e passados de e_{1t} e e_{2t} . Desse modo, considerando o modelo bivariado, o modelo de média móvel é dado por:

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \quad (49)$$

em que $\mu = [\bar{x}_1 \quad \bar{x}_2]$

Na forma reduzida, a equação (49) pode ser escrita da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1,t-i} \\ e_{2,t-i} \end{bmatrix} \quad (50)$$

Reescrevendo a equação (50) em termos de choques do modelo VAR estrutural, ε_{1t} e ε_{2t} , tem-se:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-i} \\ \varepsilon_{2,t-i} \end{bmatrix} \quad (51)$$

ou ainda:

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (52)$$

em que $\phi_i = \left[\left(\frac{A_1^i}{1 - b_{12}b_{21}} \right) \right] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$.

A representação da média móvel é utilizada para examinar as interações entre x_{1t} e x_{2t} . Os coeficientes ϕ_i são usados para gerar os efeitos dos choques em ε_{1t} e ε_{2t} , enquanto os elementos $\phi_{jk}(i)$, denominados multiplicadores de impacto, medem o impacto da mudança de uma unidade de ε_{1t} e ε_{2t} sobre x_{1t} e x_{2t} , respectivamente.

Bacchi (2007) ressalta que a metodologia VAR também permite decompor a variância dos erros de previsão k períodos à frente. Suponha, por exemplo, que se deseja prever o valor de X_t , em (25), um período à frente, ou seja:

$$X_{t+1} = A_0 + A_1 X_t + e_{t+1} \quad (53)$$

em que os coeficientes A_0 e A_1 são conhecidos.

Tomando a expectativa condicional de X_{t+1} , tem-se:

$$EX_{t+1} = A_0 + A_1 X_t \quad (54)$$

Desse modo, o erro de previsão, um período à frente, é dado por:

$$e_{t+1} = X_{t+1} - EX_{t+1} \quad (55)$$

Da mesma forma, a previsão de X_t , dois períodos à frente, é dada por:

$$X_{t+2} = A_0 + A_1 X_{t+1} + e_{t+2} \quad (56)$$

Substituindo (53) em (56), tem-se que:

$$X_{t+2} = A_0 + A_1 A_0 + A_1^2 X_t + A_1 e_{t+1} + e_{t+2} \quad (57)$$

Tomando a expectativa condicional de X_{t+2} , tem-se:

$$EX_{t+2} = [I + A_1]A_0 + A_1^2 X_t \quad (58)$$

Logo, o erro de previsão, dois períodos à frente, será:

$$e_{t+2} = X_{t+2} - EX_{t+2} = A_1 e_{t+1} \quad (59)$$

Generalizando, a previsão de X_t , n períodos à frente, será:

$$X_{t+n} = A_0 + A_1 X_{t+n-1} + e_{t+n} \quad (60)$$

A expectativa condicional de X_{t+n} será:

$$EX_{t+n} = [I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^{n-1}]A_0 + A_1^n X_t \quad (61)$$

E o erro de previsão, n períodos à frente, será:

$$e_{t+n} = X_{t+n} - EX_{t+n} = A_1 e_{t+n-1} + A_1^2 e_{t+n-2} + \dots + A_1^{n-1} e_{t+1} \quad (62)$$

ou ainda, retomando a equação (52), n períodos à frente, para se obter os erros de previsão em termos de choques do modelo VAR estrutural, tem-se:

$$X_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (63)$$

Portanto, o erro de previsão, n períodos à frente, será:

$$\sum_{i=0}^{n-1} \Phi_i \varepsilon_{t+n-i} = X_{t+n} - EX_{t+n} \quad (64)$$

Considerando novamente, como exemplo, um modelo VAR bivariado, a variância do erro de previsão, n períodos à frente, pode ser denotada por $\sigma_{x_1}(n)^2$:

$$\begin{aligned} \sigma_{x_1}(n)^2 &= \sigma_{x_1}^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \\ &\quad \sigma_{x_2}^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \end{aligned} \quad (65)$$

Por fim, a decomposição da variância do erro de previsão pode ser representada por:

$$\frac{\sigma_{x_1}^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_{x_1}(n)^2} \quad (66)$$

$$\frac{\sigma_{x_2}^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_{x_1}(n)^2} \quad (67)$$

Essa decomposição indica a proporção do movimento de uma variável em função de um choque nela própria contra os choques em outras variáveis do sistema.

Bacchi (2007) enfatiza que a sequência $\{x_{1t}\}$ será exógena se os choques ε_{2t} não explicarem nenhuma parcela da variância do erro de previsão de $\{x_{1t}\}$ ao longo de todo o período previsto. Entretanto, se aqueles choques conseguirem explicar toda a variância do erro de previsão de $\{x_{1t}\}$, esta sequência será endógena. A autora observa que em geral, no

curto prazo, uma variável consegue explicar grande parte da variância do seu próprio erro de previsão, no entanto, essa proporção diminui num horizonte de previsão maior.

Lima (1997) ressalta que a metodologia VAR ainda permite obter a Decomposição Histórica do Erro de Previsão (DHEP), por meio da qual é possível identificar o quanto cada tipo de choque exógeno, ocorrido no passado, explica os desvios dos valores observados de uma variável em relação aos valores previstos no início do período considerado. A DHEP tem como base a seguinte repartição móvel:

$$y_{T+j} = \sum_{s=0}^{j-1} \Psi_s u_{T+j-s} + \left[X_{T+j} \beta + \sum_{s=j}^{\infty} \Psi_s u_{T+j-s} \right] \quad (68)$$

em que o primeiro somatório representa a parte em que y_{T+j} ocorre devido a choques nos períodos $T + 1$ a $T + j$ e o segundo somatório se refere à previsão de y_{T+j} , com base nas informações disponíveis até o período T .

5.1. Fonte e Tratamento dos Dados

Para o desenvolvimento das análises foram utilizados dados mensais de janeiro de 2005 a dezembro de 2015, todos transformados em logaritmo, de modo que as relações entre as variáveis possam ser interpretadas como elasticidades. Além disso, todos os valores foram deflacionados pelo IGP-DI (base dezembro de 2015), fornecido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). As análises econométricas foram realizadas por meio do *software Regression Analysis of Time Series – RATS* e seu complemento *Cointegration Analysis of Time Series - CATS*.

Como já mencionado na Seção 4.1, a disponibilidade interna de soja em grãos foi obtida somando-se o estoque inicial, a produção e a importação desse produto. Para se obter uma medida de produção mensal de soja, os dados da produção anual foram ponderados pelos valores das distribuições mensais de colheita de soja, disponibilizados pela CONAB, por meio do Calendário Agrícola e dos Levantamentos de Safras.

Também foi obtida uma medida mensal para o estoque inicial. O estoque inicial do período presente corresponde ao estoque final do período anterior. Ao passo que o estoque final consiste da diferença entre a disponibilidade interna (estoque inicial, produção, importação) e a demanda (consumo, exportação).

Os dados mensais de consumo interno de soja foram obtidos com base no produto do consumo interno anual (disponibilizado pela CONAB) pela participação do processamento de cada mês no processamento anual de soja (disponibilizado pela ABIOVE). Com relação ao valor da produtividade e da área, considerou-se que eles só se alteram quando um novo ano se inicia, permanecendo, então, constantes nos 12 meses seguintes. Esse método tem sido utilizado em análises econômicas quando há necessidade de se conciliar séries anuais e séries mensais. Ele permite captar movimentos entre anos consecutivos, sendo uma alternativa ao uso de binárias.

O índice de preços pagos pelos produtores (ipp), refere-se a pesquisas mensais de preços de insumos utilizados na produção agropecuária (agrotóxicos, combustíveis, fertilizantes e sementes), além de custo de serviços e mão de obra, apresentado como média do estado produtor, no caso São Paulo, em séries de preços nominais (em R\$); tais dados são divulgados pela FGV.

O índice de preços dos derivados de soja (ipderiv), utilizado no modelo proposto para explicar o processamento doméstico de soja, foi construído com base na média ponderada dos preços ao atacado do farelo (pafar) e do óleo de soja (paoleo), tendo como pesos a participação de cada um desses produtos no processamento doméstico de soja em grãos. Essas participações foram obtidas dividindo-se a produção de cada bem (prodfar e prodoleo) pela quantidade de soja processada (qproc). Em seguida, calculou-se a média dos valores encontrados em cada ano, ou seja, de 2005 a 2015, obtendo-se assim os seguintes valores: 0,76 para farelo e 0,19 para óleo de soja, considerando desse modo, 5% de perdas.

A taxa de câmbio utilizada para transformar o preço FOB de exportação do farelo de soja em reais, no segundo modelo proposto, foi a taxa de câmbio comercial de venda, disponibilizada pelo IPEA. A renda nacional foi representada pelo Produto Interno Bruto (PIB), estimado pelo Banco Central do Brasil e disponibilizado pelo IPEA.

A taxa de câmbio usada no terceiro modelo, que analisa a oferta de exportação brasileira de soja em grãos, foi a taxa de câmbio efetiva real - agricultura, pecuária e serviços relacionados, elaborada pelo IPEA e consiste da média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do país em relação a 24 parceiros comerciais selecionados. A taxa de câmbio real bilateral é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o (IPA-OG-DI) - produtos agropecuários do Brasil e o Índice de IPC do país em caso. As ponderações utilizadas variam a cada ano, sendo obtidas pelas participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras no setor para os países considerados nos dois anos imediatamente anteriores.

O Quadro 2 apresenta a fonte e a unidade de medida de cada uma das variáveis consideradas nas análises dos modelos.

Quadro 2. Detalhamento das séries empregadas nos modelos.

Variável	Descrição da variável	Unidade	Fonte
pa	preço físico de soja em grãos – Paraná	R\$/sc60kg	CEPEA/ESALQ
pafar	preço físico do farelo de soja – Ponta Grossa/RS	R\$/t	CEPEA/ESALQ
paoleo	preço físico do óleo de soja – São Paulo	R\$/t	CEPEA/ESALQ
pex	preço FOB de soja em grãos – Paranaguá	US\$/t	CEPEA/ BM&FBOVESPA
pexfar	preço FOB do farelo de soja – Paranaguá	US\$/t	CEPEA/ BM&FBOVESPA
área	área plantada de soja	mil ha	CONAB
produtiv	produtividade de soja	kg/ha	CONAB
prod	produção anual de soja em grãos	mil t	CONAB
prodfar	produção anual de farelo de soja	mil t	CONAB
prodoleo	produção anual de óleo de soja	mil t	CONAB
cons	consumo interno anual de soja em grãos	mil t	CONAB
estin	quant. anual dos estoques iniciais de soja em grãos	mil t	CONAB
qproc	quant. mensal de soja em grãos processada	mil t	ABIOVE
exp	quant. mensal exportada de soja em grãos	kg	AGROSTAT
imp	quant. mensal importada de soja em grãos	kg	AGROSTAT
qsuinos	quant. mensal abatida de suínos	cabeças	IBGE
qaves	quant. mensal abatida de frangos	cabeças	IBGE
y	renda nacional (PIB mensal)	R\$ (milhões)	IPEA
câmbio	taxa de câmbio comercial de venda – média R\$	R\$ / US\$	IPEA
C	taxa de câmbio efetiva real agricultura, pecuária e serviços relacionados (média 2010 = 100)	-	IPEA
ipp	índice de preços pagos pelos produtores - SP Base do n° índice 01/08/1994	-	FGV
IGP-DI	índice geral de preços-disponibilidade interna Base do n° índice 01/08/1994	-	FGV

Fonte: Elaborado pela autora.

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária, dos testes de cointegração e dos ajustamentos dos Modelos de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) para os três modelos propostos para a análise do mercado de soja, com foco nos determinantes da Disponibilidade Interna de Soja em Grãos no Brasil, do Processamento Doméstico de Soja e da Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos.

6.1 Teste de raiz unitária

Para verificar a estacionariedade das séries foi utilizado, além da análise gráfica, o procedimento proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), conhecido como *Dickey-Fuller Generalized Least Square* (DF-GLS). Para cada uma delas, foram testadas duas versões: uma com constante e tendência (Modelo A) e outra apenas com constante (Modelo B). O número de defasagens p utilizadas no teste de raiz unitária foi determinado segundo o Critério de Informação de Akaike Modificado (MAIC). Nos Anexos B, C e D, respectivamente, estão disponíveis os gráficos das séries utilizadas nos três modelos propostos, mostrando a evolução mensal de cada uma delas no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária para as séries analisadas no modelo de Disponibilidade Interna de Soja em Grãos no Brasil. Cabe observar que nesse modelo o preço do grão ao atacado, pa , foi considerado como variável *proxy* para o preço do grão recebido pelo produtor pp , dada a grande relação existente entre esses dois preços, como se observa na Figura 1B (Anexo B), tanto que a elasticidade de transmissão de preços entre eles é 0,96, bem próxima a um. Desse modo, nos três modelos teóricos propostos, considera-se o preço do grão ao atacado, pa , como sendo o preço do grão no mercado interno. Adicionalmente, ressalta-se que, visando reduzir o número de variáveis no primeiro modelo proposto para evitar um problema de superajustamento, o preço do grão no mercado internacional, apesar de ser um determinante importante para analisar o comportamento do mercado brasileiro de soja, não foi incluso neste modelo em função desses preços serem bastante relacionados com os preços do grão no mercado interno, conforme visto anteriormente na Seção 2.2, Figura 20. Assunto bastante discutido na literatura e que deu origem a vários trabalhos como os de: Aguiar (1990), Mafioletti (2000), Moraes (2002), Silva

Filho, Frascaroli e Maia (2005), Tonin e Barczysz (2007), Silva e Machado (2009) e Christofolletti, Silva e Martinês-Filho (2011).

Os resultados dos testes de raiz unitária indicam que quando se considera a versão apenas com constante (Modelo B), rejeita-se a hipótese nula de presença de uma raiz unitária para as variáveis: Disponibilidade interna de soja, Quantidade exportada do grão e Estoque inicial do grão, ao nível de 1% de significância, pois nesses casos, os valores obtidos são maiores, em módulo, do que os valores críticos.

Entretanto, quando se considera a versão com constante e tendência (Modelo A), em todos os casos, não há evidências para rejeitar a hipótese nula de presença de uma raiz unitária. Desse modo, conclui-se que todas as variáveis do primeiro modelo proposto são integradas de ordem um, ou seja, I(1).

Tabela 5 – Resultados dos testes de raiz unitária (DF-GLS) para o Modelo de Disponibilidade Interna de Soja em Grãos no Brasil.

Variável	Modelo A		Modelo B	
	p	Estatística DF-GLS	p	Estatística DF-GLS
Disponibilidade interna de grão	12	-1,034	0	-2,657*
Preço do grão ao atacado	8	-2,077	0	-1,573
Área	12	-1,191	12	-0,292
Produtividade	0	-1,864	0	-0,441
Índice de preços pagos pelos produtores	0	-1,664	12	-1,002
Consumo interno de soja	12	-1,633	11	1,693
Quantidade exportada do grão	11	-1,440	0	-4,161*
Estoque inicial do grão	11	-1,438	0	-3,996*

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Modelo A: versão com constante e tendência (valores críticos em Elliott, Rothenberg e Stock (1996) (**10% = -2,64, **5% = -2,93, *1% = -3,46)); Modelo B: na versão apenas com constante (valores críticos em Dickey e Fuller (1979;1981) (**10% = -1,62, **5% = -1,95 e *1% = -2,58)).

A Tabela 6 apresenta os resultados para as séries analisadas no modelo de Processamento Doméstico de Soja. Esses resultados mostram que, para todas as séries analisadas, não há evidências para rejeitar a hipótese nula de presença de uma raiz unitária, seja no caso de inclusão apenas de constante (Modelo B), seja no caso de inclusão de constante e tendência (Modelo A). Assim, todas as variáveis desse modelo também são I(1).

Tabela 6 – Resultados dos testes de raiz unitária (DF-GLS) para o Modelo de Processamento Doméstico de Soja.

Variável	Modelo A		Modelo B	
	p	Estatística DF-GLS	p	Estatística DF-GLS
Quantidade de soja processada	12	-1,818	11	2,112
Preço do grão ao atacado	8	-2,077	0	-1,573
Índice de preços dos derivados de soja	8	-2,098	0	-1,888
Preço de exportação do farelo	2	-2,595	0	-1,750
Quantidade abatida de suínos	12	-0,843	7	1,814
Quantidade abatida de aves	11	-1,058	12	1,490
Renda nacional	12	-0,746	5	0,413

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Modelo A: versão com constante e tendência (valores críticos em Elliott, Rothenberg e Stock (1996) (10% = -2,64, 5% = -2,93, 1% = -3,46)); Modelo B: na versão apenas com constante (valores críticos em Dickey e Fuller (1979;1981) (10%=-1,62, 5% = -1,95 e 1% = - 2,58)).

Já a Tabela 7 apresenta os resultados para as séries analisadas no modelo de Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos. Esses resultados indicam que quando se considera a versão apenas constante (Modelo B), rejeita-se a hipótese nula de presença de uma raiz unitária para a variável Estoque inicial do grão, ao nível de 1% de significância. No entanto, ao incluir constante e tendência, conclui-se que todas as variáveis são integradas de ordem um, $I(1)$, pois nesse caso, não há evidências para rejeitar a hipótese nula.

Como, em cada modelo, todas as séries analisadas são integradas de mesma ordem, o próximo passo consistiu em verificar, para cada modelo proposto, a presença de vetores de cointegração, ou seja, se há uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 7 – Resultados dos testes de raiz unitária (DF-GLS) para o Modelo de Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos.

Variável	Modelo A		Modelo B	
	P	Estatística DF-GLS	p	Estatística DF-GLS
Quantidade exportada do grão	10	-1,506	0	-2,572
Preço do grão ao atacado	8	-2,077	0	-1,573
Câmbio	1	-1,295	4	-0,542
Preço de exportação do grão	2	-1,230	0	-0,644
Estoque inicial do grão	11	-1,438	0	-3,996*
Renda nacional	12	-0,746	5	0,413

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Modelo A: versão com constante e tendência (valores críticos em Elliott, Rothenberg e Stock (1996) (**10% = -2,64, **5% = -2,93, *1% = -3,46)); Modelo B: na versão apenas com constante (valores críticos em Dickey e Fuller (1979;1981) (**10%=-1,62, **5% = -1,95 e *1% = - 2,58)).

6.2. Teste de cointegração

Para verificar se as variáveis são cointegradas foi utilizado o teste de cointegração de Johansen (1998), tendo em vista que este teste possibilita identificar a presença de mais de um

vetor de cointegração. O número de defasagens inseridas nos modelos propostos foi escolhido com base no menor valor obtido nos Critérios de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (H-Q).

Os três modelos propostos: Disponibilidade Interna de Soja em Grãos no Brasil, Processamento Doméstico de Soja e Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos foram ajustados com uma defasagem e com *drift*, ou seja, com constante fora do espaço de cointegração, por se tratar do modelo mais adequado quando pelo menos uma das variáveis exibe tendência determinística ao longo do tempo. A presença de r vetores de cointegração foi testada por meio da estatística traço.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 8, referente ao primeiro modelo proposto, rejeitam-se as hipóteses de nenhum, um, dois e três vetores de cointegração, visto que nesses casos os valores da estatística traço obtidos são maiores do que os valores críticos. Desse modo, conclui-se, ao nível de 5% de significância, que existem quatro vetores de cointegração. As Tabelas 9 e 10 referem-se aos resultados dos testes de cointegração dos segundo e terceiro modelos propostos, respectivamente. Pode-se concluir, ao nível de 5% de significância, que nos dois casos existem três vetores de cointegração. De posse desses resultados foram ajustados Modelos VEC para cada um dos três modelos propostos, com as séries na primeira diferença, visto que todas são integradas de ordem um, ou seja, $I(1)$.

Tabela 8 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen para o Modelo de Disponibilidade Interna de Soja em Grãos.

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística Traço	Valores Críticos (5%)	P-Valor
$r = 0$	$r > 0$	673,998	159,319	0,000
$r \leq 1$	$r > 1$	284,057	125,417	0,000
$r \leq 2$	$r > 2$	161,120	95,514	0,000
$r \leq 3$	$r > 3$	73,446	69,611	0,023
$r \leq 4$	$r > 4$	30,623	47,707	0,689
$r \leq 5$	$r > 5$	16,259	29,804	0,700
$r \leq 6$	$r > 6$	6,462	15,408	0,646
$r \leq 7$	$r > 7$	0,188	3,841	0,664

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 9 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen para o Modelo de Processamento Doméstico de Soja.

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística Traço	Valores Críticos (5%)	P-Valor
$r = 0$	$r > 0$	235,457	125,417	0,000
$r \leq 1$	$r > 1$	135,134	95,514	0,000
$r \leq 2$	$r > 2$	85,596	69,611	0,001
$r \leq 3$	$r > 3$	41,189	47,707	0,184
$r \leq 4$	$r > 4$	19,018	29,804	0,502
$r \leq 5$	$r > 5$	8,807	15,408	0,391
$r \leq 6$	$r > 6$	3,169	3,841	0,075

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 10 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen para o Modelo de Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos.

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística Traço	Valores Críticos (5%)	P-Valor
$r = 0$	$r > 0$	224,454	95,514	0,000
$r \leq 1$	$r > 1$	102,059	69,611	0,000
$r \leq 2$	$r > 2$	51,054	47,707	0,023
$r \leq 3$	$r > 3$	18,785	29,804	0,519
$r \leq 4$	$r > 4$	9,551	15,408	0,323
$r \leq 5$	$r > 5$	2,859	3,841	0,091

Fonte: Resultados da pesquisa.

6.3. Ajustamento dos Modelos de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC)

6.3.1. Modelo de Disponibilidade Interna de Soja em Grãos no Brasil

O primeiro modelo proposto, no qual analisa-se a disponibilidade de interna de soja, foi construído com uma defasagem e com as seguintes variáveis: disponibilidade interna de soja em grãos, preço ao atacado do grão, área plantada de soja, produtividade de soja³, índice de preços pagos pelos produtores, consumo interno de soja, quantidade exportada do grão e estoque inicial do grão, todas transformadas em logaritmo e na primeira diferença. Além da constante e dos quatro vetores de correção de erros, foram incluídas variáveis binárias com

³Inicialmente foi testada a existência de multicolinearidade entre as variáveis área e produtividade, devido à forma de construção da produtividade disponibilizada pela CONAB, sendo constatado que o problema não existia, visto que o coeficiente de determinação foi muito baixo ($r^2 = 0,15$); e o Fator de Inflação da Variância, definido por: $VIF = \frac{1}{1-r^2}$, o qual estima o aumento da variância devido à multicolinearidade na regressão de MQO, foi de 1,18. Alguns autores, como Souza (1998), consideram como indicativo de multicolinearidade valores do VIF superiores a 10, ao passo que outros como Myers e Montgomery (2002), sugerem que este valor não deve exceder 5.

valor 1 nos meses de fevereiro a maio, a fim de representar o período de safra e melhorar o ajustamento do modelo; no período de análise, janeiro de 2005 a dezembro de 2015, a maior parte da colheita nacional de soja ocorreu nesses meses, como se observa na Figura 21.

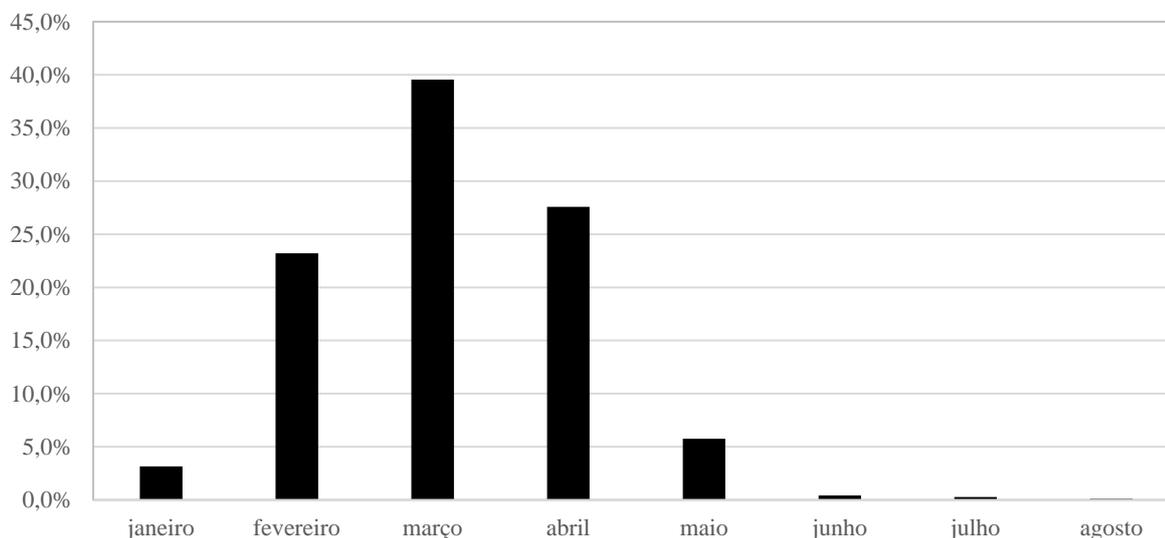


Figura 21 – Média dos dados de distribuição mensal de colheita de soja no Brasil, em porcentagem, no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do Calendário Agrícola de Plantio e Colheita de Soja e dos Levantamentos de Safra da CONAB (2016).

As influências contemporâneas das variáveis consideradas no modelo são apresentadas na Tabela 11. Conforme pode ser visto, os sinais de todos os coeficientes estimados estão de acordo com o esperado. Além disso, todas as relações são estatisticamente significativas ao nível de 5% de probabilidade, exceto a relação entre o índice de preços pagos pelos produtores e a disponibilidade interna de soja em grãos. Os expressivos valores dos coeficientes estimados para a área e a produtividade indicam a grande influência contemporânea dessas duas variáveis sobre a disponibilidade interna do grão.

Tabela 11 – Coeficientes estimados na matriz de relações contemporâneas do Modelo de Disponibilidade Interna de Soja em Grãos.

Relações Contemporâneas		Coeficientes Estimados	Desvio Padrão	Estatística t	Significância
De	Sobre				
Preço do grão ao atacado	Disponibilidade interna	1,021	0,342	2,988	0,003
Área	Disponibilidade interna	4,966	0,670	7,416	0,000
Produtividade	Disponibilidade interna	2,516	0,405	6,211	0,000
Índice de preços pagos pelos produtores	Disponibilidade interna	-0,200	0,237	-0,842	0,400
Disponibilidade interna	Preço do grão ao atacado	-0,160	0,061	-2,620	0,009

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em seguida, foram analisadas as respostas de cada variável do modelo a choques não esperados sobre elas mesmas e sobre as demais. Lima (1997) enfatiza que a função de resposta a impulsos é a forma mais eficiente de medir o efeito (magnitude e sinal) de choques sobre as variáveis de um sistema, permitindo mostrar como um choque não antecipado em uma variável afeta a si própria e as demais k períodos à frente. As Figuras 22 a 30 apresentam os efeitos acumulados de choques não antecipados nas variáveis que compõem o primeiro modelo proposto. A Figura 22 traz as respostas somente da variável disponibilidade interna de soja em grãos a choques nela mesma e nas demais variáveis consideradas no modelo, apresentadas nas Figuras 23 a 30.

Como se observa na Figura 22, choques exógenos na área plantada de soja e na produtividade são os que causam maior efeito sobre a disponibilidade interna de soja em grãos, ratificando os resultados obtidos na matriz de relações contemporâneas. Observa-se que esses efeitos acumulados são positivos e mais do que proporcionais. Esse resultado era esperado e é bastante intuitivo, uma vez que a quantidade colhida a cada safra depende diretamente da área cultivada pelos produtores e da produtividade obtida. O preço ao atacado da soja em grãos também influencia positivamente a disponibilidade interna do grão, porém com menor intensidade. Já o impacto das outras variáveis consideradas no modelo sobre a disponibilidade interna do grão é de pequena magnitude.

Observa-se ainda, na Figura 22, que os efeitos dos choques de todas as variáveis consideradas na análise sobre a disponibilidade interna de soja se estabilizam, geralmente, a partir do quarto mês. Como os impactos apresentados aqui são acumulados, pode-se dizer que os efeitos desses choques desaparecem a partir do quarto mês, sendo portanto, temporários.

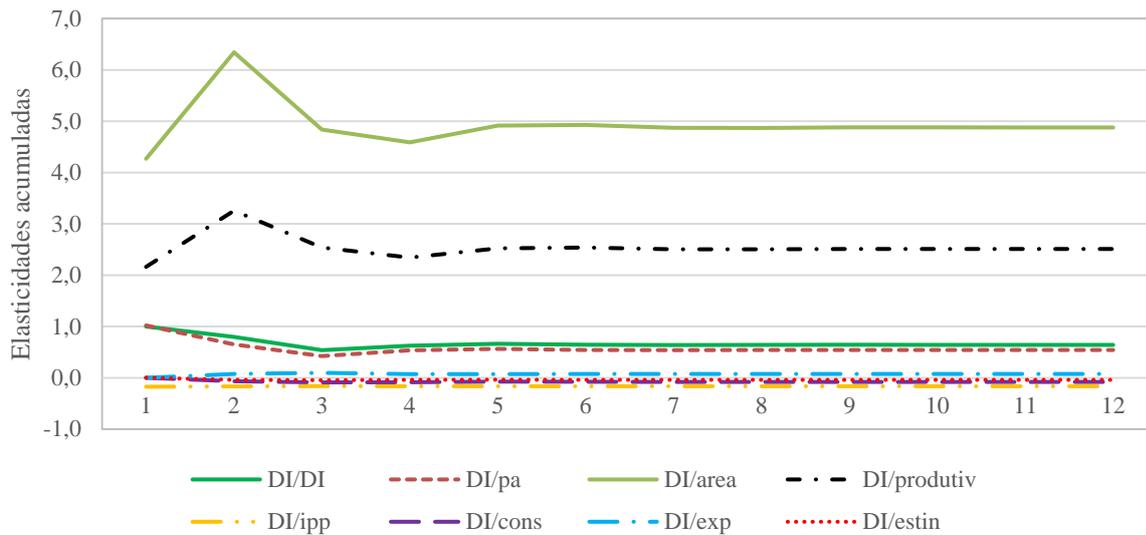


Figura 22. Respostas acumuladas da disponibilidade interna de soja em grãos (DI) a choques não antecipados na própria variável (DI), no preço ao atacado do grão (pa), na área plantada de soja (área), na produtividade (produtiv), no índice de preços pagos pelos produtores (ipp), no consumo interno de soja (cons), na quantidade exportada do grão (exp) e no estoque inicial do grão (estin).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pode-se observar, na Figura 23, que um choque não esperado de 1% no preço ao atacado do grão afeta, além da disponibilidade interna de soja, o estoque inicial e a quantidade exportada do grão, com efeito acumulado positivo no caso da primeira variável e negativo no da segunda. Com um maior valor do grão no mercado doméstico, reduz-se a oferta de exportação.

Observa-se, na Figura 24, que um aumento de 1% na área causa fortes impactos positivos no estoque inicial e na quantidade exportada do grão no segundo período após o choque, da ordem de 8,4% no primeiro caso e de 7,5% no segundo, enquanto o efeito da área sobre a disponibilidade interna de soja no mesmo período é de 6,4%. O consumo interno de soja também responde positivamente a um choque na área, mas o efeito é menos do que proporcional. O preço ao atacado do grão, por sua vez, sofre efeito negativo, não ultrapassando -0,8% no acumulado. Esse resultado é bastante consistente com o esperado, uma vez que a ampliação da área plantada de soja tende a elevar a disponibilidade interna do grão e o estoque inicial, elevando assim a oferta de exportação dessa *commodity* e reduzindo o preço doméstico do grão.

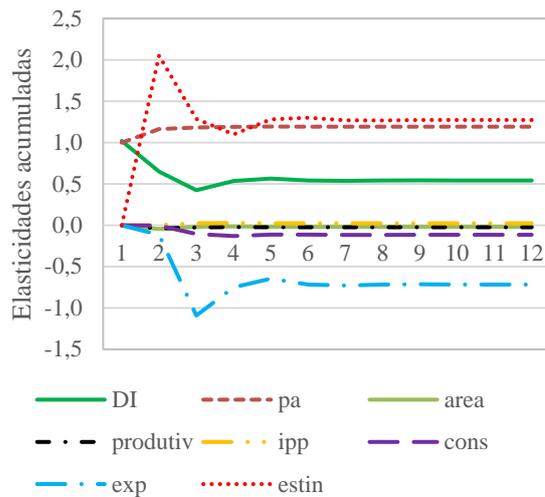


Figura 23. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no preço ao atacado de soja em grãos (pa).

Fonte: Resultados da pesquisa.

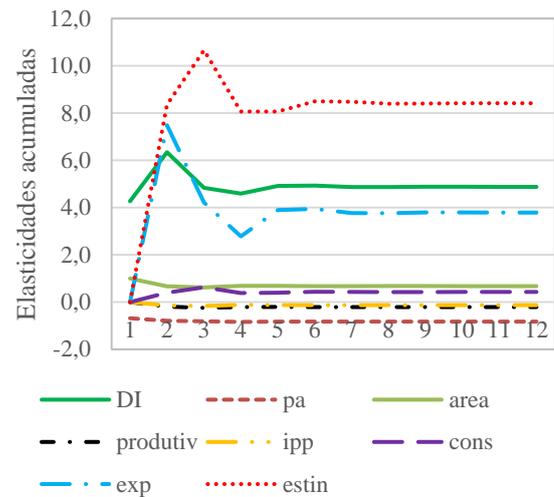


Figura 24. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na área plantada de soja (area).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota-se, pela Figura 25, que um choque não antecipado de 1% na produtividade tem um efeito negativo, de pequena magnitude, sobre o preço ao atacado do grão, cerca de -0,4% no acumulado. Assim como no caso da área, um aumento de 1% na produtividade causa impactos positivos sobre a quantidade exportada do grão e o estoque inicial. Portanto, pode-se dizer que choques de oferta, na produtividade e na área, são importantes determinantes de variações na disponibilidade interna do grão e na quantidade exportada do mesmo.

Como se observa na Figura 26, um aumento de 1% no índice de preços pagos pelos produtores tem baixo impacto sobre as variáveis. Mudanças nesse índice resultam em efeitos positivos de pequena magnitude sobre o preço ao atacado do grão e o consumo interno de soja e causam baixos impactos negativos sobre a disponibilidade interna do grão, o estoque inicial e a quantidade exportada do mesmo. Considera-se que a tomada de decisão sobre disponibilizar mais ou menos soja ao mercado se dê com base no índice de paridade, que reflete, em algum grau, a rentabilidade. No entanto, vale lembrar que neste estudo foi utilizado um índice de preços pagos pelo produtor que agrega custos de várias atividades agrícolas, podendo ele não ser uma boa *proxy* para o preço pago pelos sojicultores.

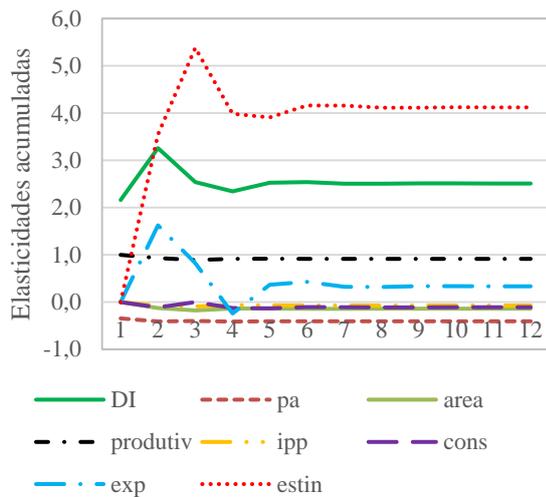


Figura 25. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na produtividade de soja (produtiv).

Fonte: Resultados da pesquisa.

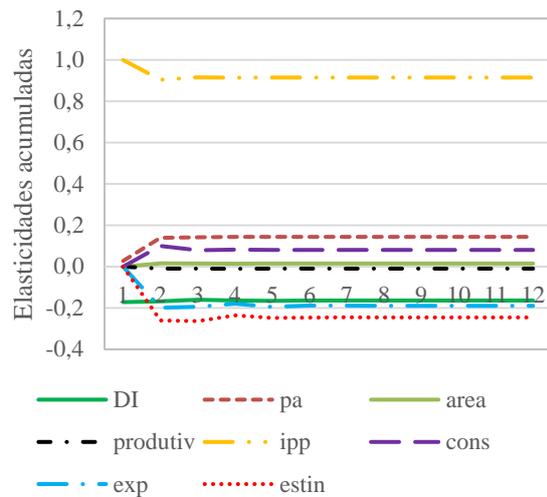


Figura 26. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no índice de preços pagos pelos produtores (ipp).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observa-se, na Figura 27, que um aumento de 1% no consumo interno de soja leva a uma redução de 0,8% na quantidade exportada do grão, resultado este esperado, e de -0,6% no estoque inicial do grão, no segundo período após o choque. Esses efeitos se estabilizam, a partir do terceiro mês, em -0,6% nos dois casos. Vale lembrar que se está referindo aqui a impactos acumulados, de forma que se pode concluir que o efeito do choque desaparece a partir do terceiro mês. Já um aumento de 1% na quantidade exportada do grão gera um efeito acumulado negativo no estoque inicial no segundo período após o choque (Figura 28). Como pode ser visto na Figura 29, um choque não antecipado de 1% no estoque inicial afeta negativamente a quantidade exportada do grão no segundo mês após o choque, mas esses impactos são de pequena magnitude, não ultrapassando -0,2% no acumulado.

Por fim, a Figura 30 apresenta as respostas das variáveis do modelo a um impulso de 1% na disponibilidade interna de soja. Pode-se observar que mudanças nessa variável apresentam efeitos acumulados sobre o estoque inicial e a quantidade exportada do grão sendo eles positivos (com magnitude da ordem de 2% no primeiro caso e de 0,7% no segundo, no segundo mês). Já o impacto acumulado de um choque na disponibilidade interna de soja sobre o seu preço doméstico é negativo e de pequena magnitude.

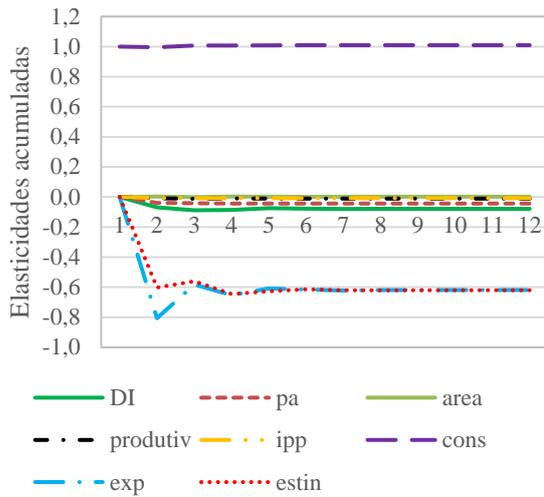


Figura 27. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no consumo interno de soja (cons).

Fonte: Resultados da pesquisa.

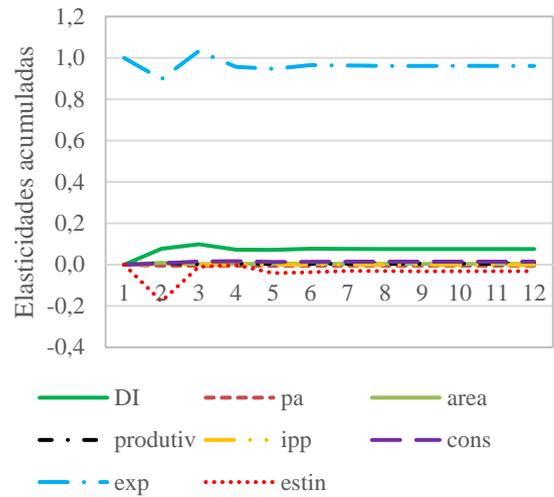


Figura 28. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na quantidade exportada de soja em grãos (exp).

Fonte: Resultados da pesquisa.

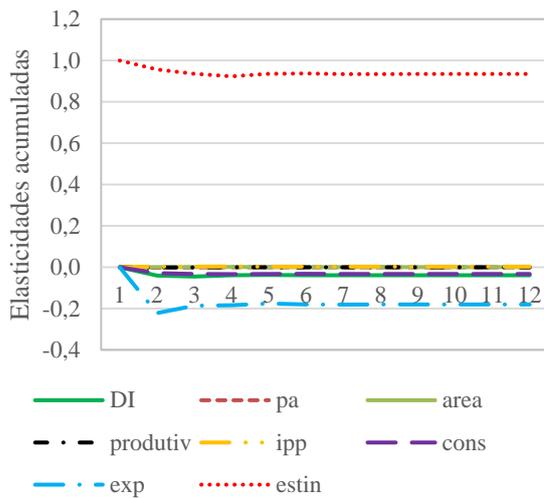


Figura 29. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no estoque inicial de soja em grãos (estin).

Fonte: Resultados da pesquisa.

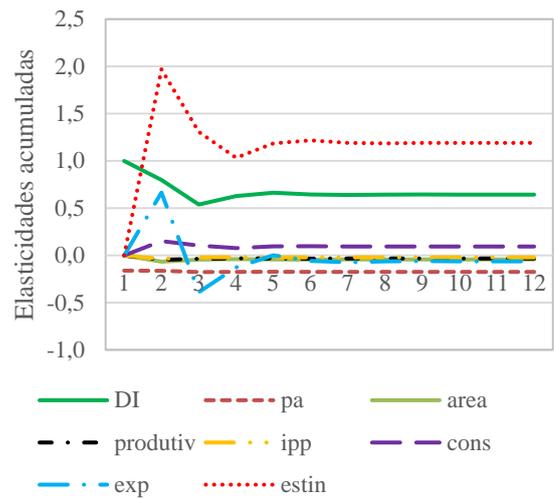


Figura 30. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na disponibilidade interna de soja em grãos (DI).

Fonte: Resultados da pesquisa.

A decomposição da variância do erro de previsão, assim como a função de resposta a impulsos, permite medir a importância dos efeitos dos choques exógenos sobre as variáveis do modelo. Ela fornece o percentual da variância do erro de previsão de cada variável nos diversos períodos à frente que pode ser explicado por cada choque exógeno.

Conforme se observa na Tabela 12, variações na disponibilidade interna de soja em grãos (DI) são explicadas, principalmente, pela área e pela produtividade, corroborando os resultados encontrados nos coeficientes estimados pela matriz de relações contemporâneas e

nas análises das funções de respostas a impulsos, vistas anteriormente. Juntas, essas duas variáveis conseguem explicar cerca de 41% das variações na disponibilidade interna do grão enquanto a própria variável explica, em média, 39% de suas variações, ao longo de doze meses. As variáveis preço ao atacado do grão e quantidade exportada do grão explicam, em média, 10%, cada uma, ao longo do período. O consumo interno de soja e o índice de preços pagos pelos produtores são as variáveis que menos contribuem para explicar variações na disponibilidade interna de soja.

Tabela 12 - Decomposição da variância do erro de previsão da disponibilidade interna de soja em grãos (DI).

Período	Desvio Padrão	DI	pa	área	produtiv	ipp	cons	exp	Estin
1	0,130	47,301	11,471	23,854	17,107	0,267	0,000	0,000	0,000
2	0,146	38,747	10,220	23,218	16,922	0,210	0,125	9,754	0,804
3	0,151	38,343	9,914	23,754	17,118	0,196	0,125	9,791	0,759
4	0,153	38,004	9,856	23,438	16,950	0,193	0,123	10,672	0,764
5	0,153	37,956	9,838	23,480	16,996	0,193	0,126	10,647	0,764
6	0,153	37,947	9,837	23,468	16,987	0,192	0,127	10,677	0,765
7	0,153	37,945	9,836	23,470	16,989	0,192	0,127	10,676	0,765
8	0,153	37,945	9,836	23,469	16,989	0,192	0,127	10,677	0,765
9	0,153	37,945	9,836	23,469	16,989	0,192	0,127	10,677	0,765
10	0,153	37,945	9,836	23,469	16,989	0,192	0,127	10,677	0,765
11	0,153	37,945	9,836	23,469	16,989	0,192	0,127	10,677	0,765
12	0,153	37,945	9,836	23,469	16,989	0,192	0,127	10,677	0,765

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Decomposição Histórica do Erro de Previsão (DHEP) mostra o quanto cada choque exógeno é capaz de explicar os desvios dos valores observados de uma determinada variável em relação aos seus valores previstos. As previsões feitas para o período de agosto de 2007 a dezembro de 2015 para a decomposição histórica do erro de previsão da disponibilidade interna de soja em grãos (Figura 31) mostram que variações não esperadas na quantidade exportada do grão (exp) explicam parte desses desvios, principalmente no período de fevereiro de 2010 a fevereiro de 2013. O que se observa é que grande parte dos desvios dos valores previstos em relação aos observados estão associados à própria variável, disponibilidade interna de soja em grãos, que pode ter recebido influência de outras variáveis que não foram incluídas no modelo.

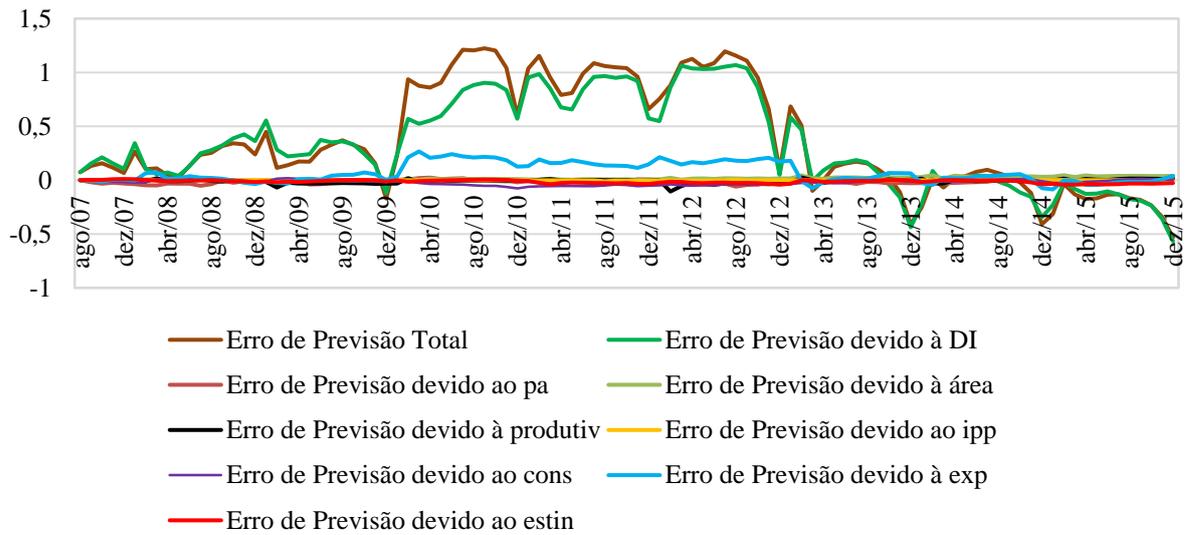


Figura 31 – Decomposição histórica do erro de previsão da Disponibilidade Interna de Soja em grãos. Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota-se, pela Figura 32, que as variáveis explicativas: preço ao atacado da soja em grãos (pa), área, produtividade (produtiv), índice de preços pagos pelos produtores (ipp), consumo interno de soja (cons), quantidade exportada do grão (exp) e estoque inicial do grão (estin), em conjunto, explicam pelo menos 60% das variações da disponibilidade interna de soja em grãos em 72% dos meses (eixo horizontal) entre agosto de 2007 e dezembro de 2015.

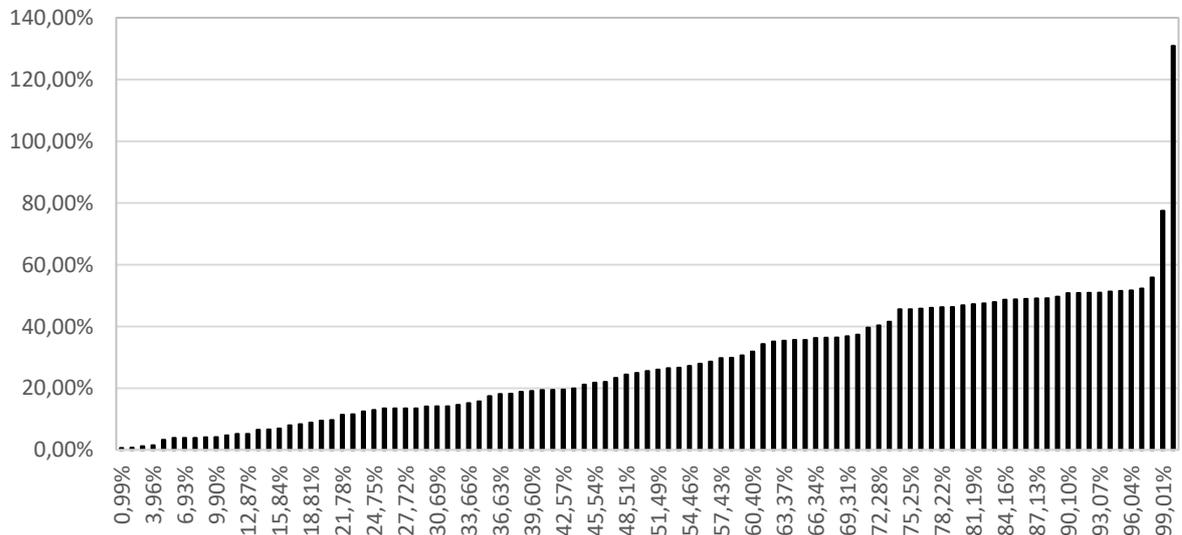


Figura 32 - Distribuição ordenada dos erros de previsão do primeiro modelo proposto de Disponibilidade Interna de Soja em Grãos. Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 33 apresenta os valores observados e previstos da disponibilidade interna de soja em grãos no período de agosto de 2007 a dezembro de 2015, considerando na previsão todos os determinantes incluídos no modelo. Pode-se notar uma boa aproximação entre os valores previstos e os verdadeiros valores da disponibilidade interna do grão na maior parte da

trajetória, com exceção do período entre 2010 e 2012, principalmente nos meses de maior concentração de colheita de soja, ou seja, no período de safra, cujos valores previstos foram bem inferiores aos valores observados. Nesse período, as variáveis explicativas e as variáveis binárias incluídas no modelo não conseguiram captar o comportamento da disponibilidade interna de soja em grãos.

Ao analisar a evolução da disponibilidade interna de soja em grãos ao longo do período de estudo, ou seja, janeiro de 2005 a dezembro de 2015, cujo gráfico está disponível na Figura 1B, no Anexo B, observa-se uma queda no valor dessa variável em 2009 e em 2012, sobretudo nos períodos de safra, fazendo com que essa variável fugisse do comportamento que vinha apresentando. Alguns dos fatores que podem estar associados a esse comportamento, são as quebras de safras ocorridas em 2008/09 e em 2011/12, decorrentes de fatores climáticos, conforme já mencionado na Seção 2.1. Outros possíveis fatores são a crise mundial de 2008 e a crise econômica na União Europeia em 2011, que acabou afetando a economia mundial e consequentemente a produção, em virtude da crise de crédito e da demanda pelo grão.

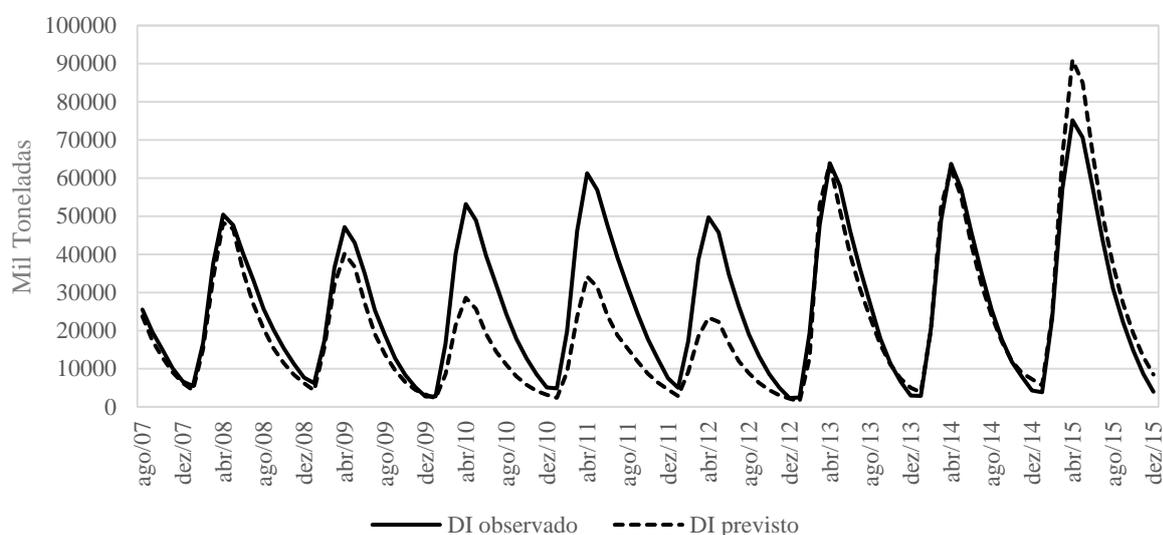


Figura 33 – Valores observados e previstos da Disponibilidade Interna de Soja em Grãos, considerando todas as variáveis explicativas na previsão no horizonte 08/2007 – 12/2015.
Fonte: Resultados da pesquisa.

6.3.2. Modelo de Processamento Doméstico de Soja

O segundo modelo proposto, no qual busca-se analisar o processamento doméstico de soja, foi ajustado com uma defasagem e com as seguintes variáveis: quantidade de soja processada, preço ao atacado de soja em grãos, índice de preços dos derivados de soja, preço

FOB de exportação do farelo de soja, em reais, quantidade abatida de suínos, quantidade abatida de aves e renda nacional, todas transformadas em logaritmo e na primeira diferença. Além da constante e dos três vetores de cointegração, foram incluídas no modelo variáveis binárias com valor 1 nos meses de fevereiro a maio em todos os anos analisados, ou seja, de 2005 a 2015, com o intuito de melhorar o ajustamento do modelo.

A Tabela 13 apresenta a influência contemporânea de cada variável considerada no modelo. Como se observa, os sinais de todos os coeficientes estimados estão conforme o esperado. A maioria das relações é estatisticamente significativa ao nível de 10% de probabilidade, com exceção das relações do preço do grão ao atacado, do índice de preços dos derivados de soja e do abate de aves sobre a quantidade de soja processada⁴. Das variáveis consideradas no modelo, a renda é a que exerce maior influência contemporânea sobre a quantidade de soja processada no mercado interno, cuja transmissão é mais do que proporcional. Nota-se ainda a influência da renda transmitida quase integralmente para as quantidades abatidas de suínos e de aves.

Tabela 13 – Coeficientes estimados na matriz de relações contemporâneas do Modelo de Processamento Doméstico de Soja.

Relações Contemporâneas		Coeficientes Estimados	Desvio Padrão	Estatística t	Significância
De	Sobre				
Preço do grão ao atacado	Soja processada	-0,147	0,329	-0,446	0,655
Índice de preços dos derivados de soja	Soja processada	0,127	0,356	0,357	0,721
Abate de suínos	Soja processada	-0,548	0,288	-1,902	0,057
Abate de aves	Soja processada	-0,040	0,247	-0,160	0,873
Renda	Soja processada	1,712	0,324	5,291	0,000
Renda	Abate de suínos	0,878	0,124	7,111	0,000
Renda	Abate de aves	0,832	0,143	5,835	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

As Figuras 34 a 41 apresentam as respostas acumuladas das variáveis a choques não antecipados em cada variável que compõe o segundo modelo proposto doze períodos à frente. A Figura 34 apresenta as respostas acumuladas somente da variável quantidade de soja processada a choques nela mesma e nas demais variáveis consideradas no modelo, apresentadas nas Figuras 35 a 41.

Como se observa na Figura 34, um choque exógeno de 1% na renda causa impacto acumulado positivo, com transmissão mais do que proporcional na quantidade de soja

⁴ Também foi ajustado um modelo para o processamento doméstico de soja, sem considerar contemporaneamente o abate de suínos e de aves sobre a quantidade de soja processada. No entanto, o modelo alternativo não apresentou melhores resultados.

processada, confirmando o resultado obtido no coeficiente estimado pela matriz de relações contemporâneas. Outra variável que impacta a quantidade de soja processada é a quantidade abatida de suínos, embora nesse caso o efeito acumulado seja negativo e menos do que proporcional, assim como os efeitos acumulados de choques não esperados no preço ao atacado da soja em grãos e na quantidade abatida de aves. Já um choque não antecipado de 1% no índice de preços dos derivados de soja, afeta positivamente a quantidade de soja processada, como era de se esperar, embora esses efeitos acumulados sejam de menor magnitude, se comparados aos efeitos da renda. Este resultado corrobora o enfatizado por Barros (2012), que observa que um aumento relativo no preço dos derivados, tende a aumentar a quantidade ofertada dos mesmos na medida em que sua produção se expande.

Também é possível observar, na Figura 34, que os efeitos dos choques de todas as variáveis consideradas na análise sobre a quantidade de soja processada se estabilizam a partir do terceiro mês. Como os impactos são acumulados, pode-se concluir que os efeitos desses choques são temporários, visto que desaparecem a partir do terceiro mês.

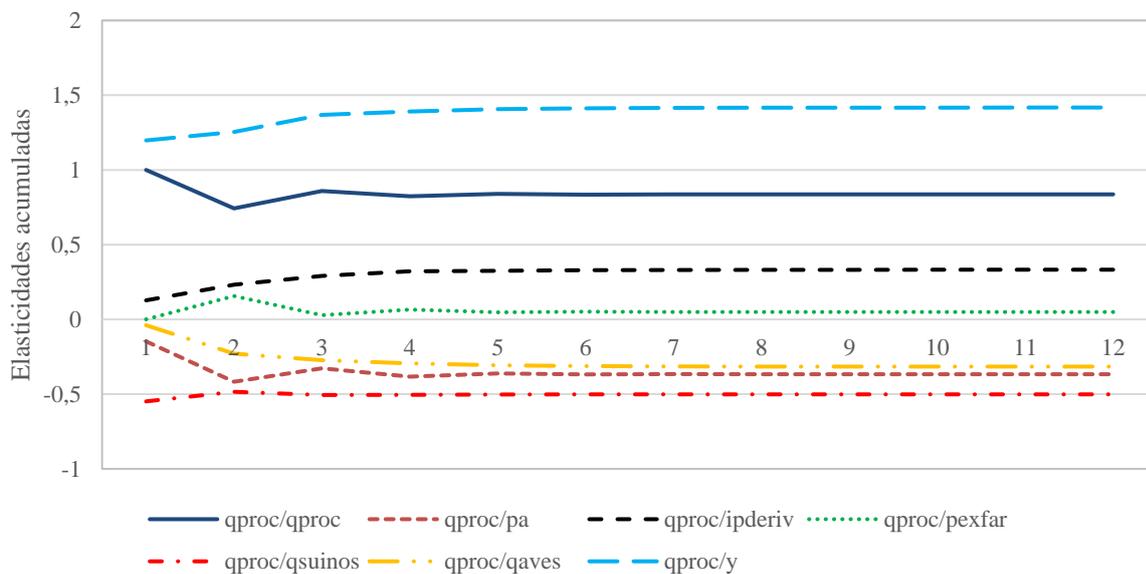


Figura 34. Respostas acumuladas da quantidade de soja processada (qproc) a choques não antecipados na própria variável (qproc), no preço ao atacado do grão (pa), no índice de preços dos derivados de soja (ipderiv), no preço de exportação do farelo de soja (pexfar), nas quantidades abatidas de suínos (qsuínos) e de aves (qaves) e na renda nacional (y).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Figura 35 pode-se verificar que um choque exógeno de 1% no preço ao atacado do grão afeta de forma positiva e com maior intensidade o preço de exportação do farelo de soja e o índice de preços dos derivados de soja, cujas magnitudes chegam a 0,5% e 0,4%, respectivamente, no segundo período após o choque. Como visto anteriormente, o efeito

acumulado de um choque não antecipado de 1% no preço doméstico do grão sobre a quantidade de soja processada é negativo. Esses resultados são pertinentes com o exposto por Barros (2012), o qual ressalta que um aumento no preço da matéria prima tende a reduzir a oferta de produtos processados, elevando assim os seus preços.

Na Figura 36 observa-se que um impulso de 1% no índice de preços dos derivados de soja causa um impacto acumulado positivo sobre a renda, ao passo que o efeito acumulado desse choque sobre as variáveis: quantidade abatida de aves, preço de exportação do farelo de soja e preço do grão no mercado interno é negativo.

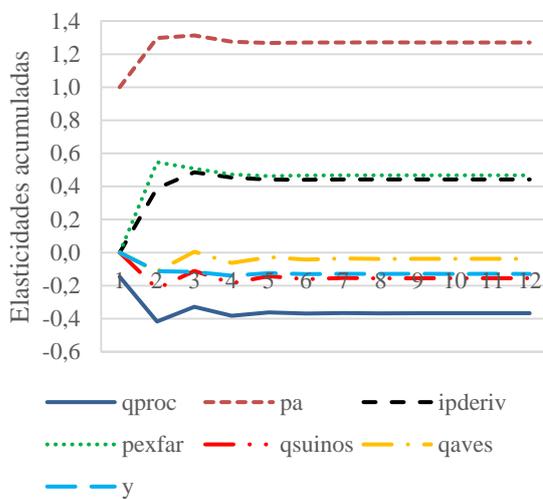


Figura 35. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no preço ao atacado do grão (pa).

Fonte: Resultados da pesquisa.

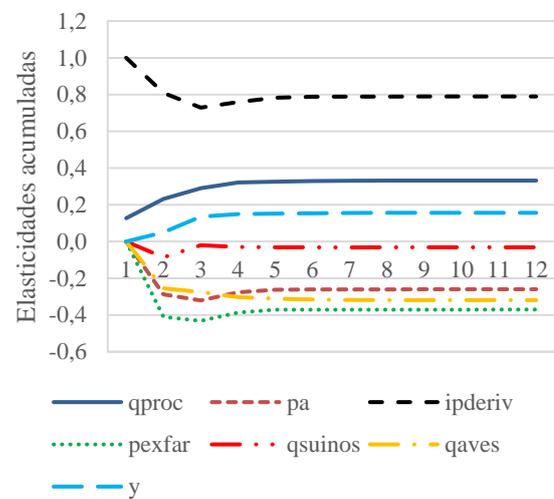


Figura 36. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no índice de preços dos derivados de soja (ipderiv).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como se observa na Figura 37, a única variável que responde de forma negativa a um choque não antecipado de 1% no preço de exportação do farelo de soja é a renda. Cabe salientar que o impacto desse choque sobre todas as variáveis analisadas também é de pequena magnitude, sendo que o maior deles, sobre a quantidade abatida de aves, não ultrapassa 0,3% no acumulado.

Parece haver uma certa desproporcionalidade de transmissão entre o preço ao atacado do grão, o preço de exportação do farelo e o índice de preços dos derivados de soja. Enquanto o preço ao atacado do grão mostra certa relevância para explicar variações no preço dos derivados, tanto doméstico (ipderiv) quanto de exportação (pexfar), o efeito inverso é menos acentuado, indicando que o preço dos derivados, ipderiv e pexfar, não têm tanta significância sobre o preço ao atacado do grão. Tal comportamento deve se justificar pelo

tamanho de cada mercado, uma vez que o volume de soja em grãos é muito maior do que o processamento e, portanto, menos sensível.

Observa-se na Figura 38 que um aumento de 1% na quantidade abatida de suínos causa efeitos acumulados positivos sobre os três preços considerados no modelo, ou seja, preço de exportação do farelo de soja, preço ao atacado de soja em grãos e índice de preços dos derivados de soja.

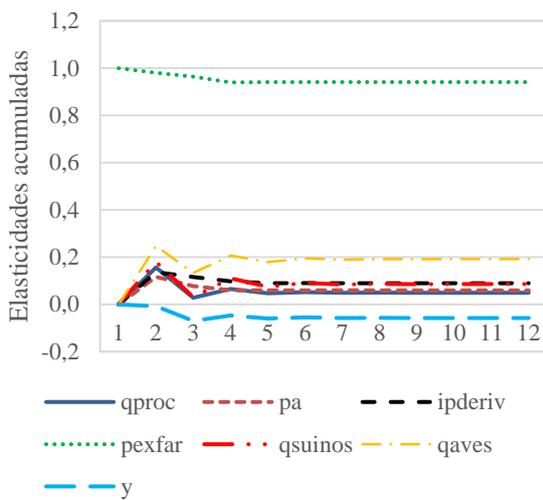


Figura 37. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no preço de exportação do farelo de soja (pexfar).
Fonte: Resultados da pesquisa.

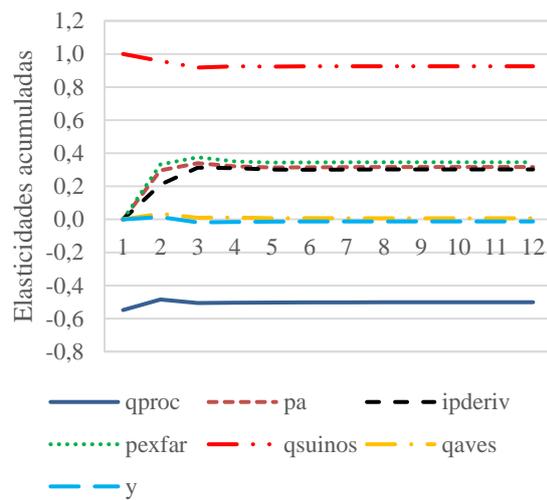


Figura 38. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na quantidade abatida de suínos (qsuínos).
Fonte: Resultados da pesquisa.

Já um choque exógeno de 1% na quantidade abatida de aves causa efeito acumulados negativo sobre todas as variáveis, exceto sobre ela mesma, como pode ser constatado na Figura 39. As variáveis mais influenciadas por esse choque são os três preços considerados no modelo e a quantidade de soja processada, embora esses efeitos não ultrapassem -0,5% no acumulado. No curto prazo e para choques não antecipados, esses resultados são pertinentes, visto que quando o abate de aves aumenta, a demanda por farelo tende a diminuir no primeiro momento, pois a quantidade de animais para serem alimentados diminui, reduzindo a demanda por esmagamento de soja e conseqüentemente os preços dos derivados de soja. Além disso, como a demanda por esmagamento de soja diminui, a oferta de soja em grãos tende a aumentar, com conseqüente queda do seu preço no mercado interno.

Dois pontos devem ser considerados ao analisar os resultados das relações entre as quantidades abatidas de suínos e de aves e a quantidade de soja processada. O primeiro refere-se aos sinais dos coeficientes obtidos na matriz de relações contemporâneas para essas duas relações. Imediatamente após o abate de suínos e de aves, faz sentido a quantidade de soja

processada diminuir, pois a demanda por ração e conseqüentemente por farelo, no curto prazo, tenderá a diminuir, visto que serão menos animais para serem alimentados, como mencionado anteriormente. Em segundo lugar, deve-se atentar ao fato dos dados dessas variáveis serem mensais. Possivelmente, se eles fossem anuais, os sinais dos coeficientes das referidas relações seriam positivos, visto que, quando o abate de suínos e de aves aumenta, há necessidade de se produzir (criar e engordar) mais animais, que por sua vez, leva a um aumento no consumo de ração até que eles fiquem prontos para serem abatidos, aumentando assim a demanda por farelo e conseqüentemente a demanda por esmagamento de soja. Uma alternativa para futuros estudos seria usar o efetivo de suínos e aves.

Como se observa na Figura 40, um choque não antecipado de 1% na renda nacional causa impactos positivos sobre as quantidades abatidas de suínos e de aves, com transmissão de impacto quase integral no primeiro período, cerca de 0,9% e 0,8%, respectivamente; verifica-se, nesse caso, a elasticidade renda-consumo de proteína tão preconizada na teoria econômica. Além disso, todas as variáveis preço respondem positivamente a choques não antecipados na renda, no entanto esses efeitos são de pequena magnitude, não ultrapassando 0,3% no acumulado, o que sugere que à medida que a renda aumenta, a demanda por produtos processados também aumenta, aumentando assim os seus preços. Já o impacto acumulado de um choque não antecipado de 1% na quantidade de soja processada sobre as outras variáveis é praticamente nulo (Figura 41).

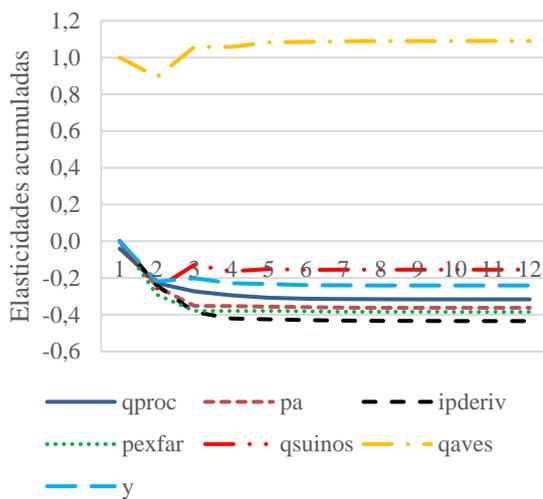


Figura 39. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na quantidade abatida de aves (qaves).
Fonte: Resultados da pesquisa.

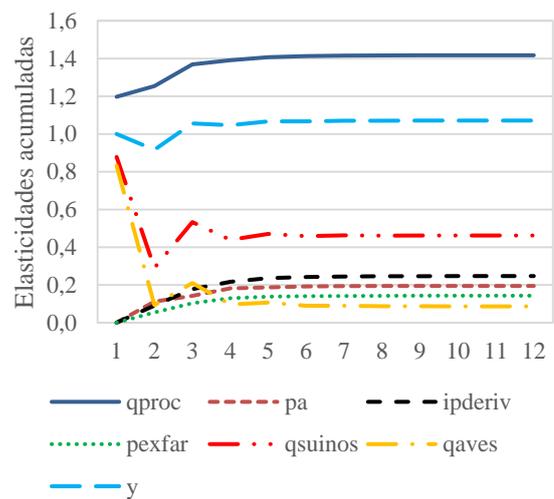


Figura 40. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na renda (y).
Fonte: Resultados da pesquisa.

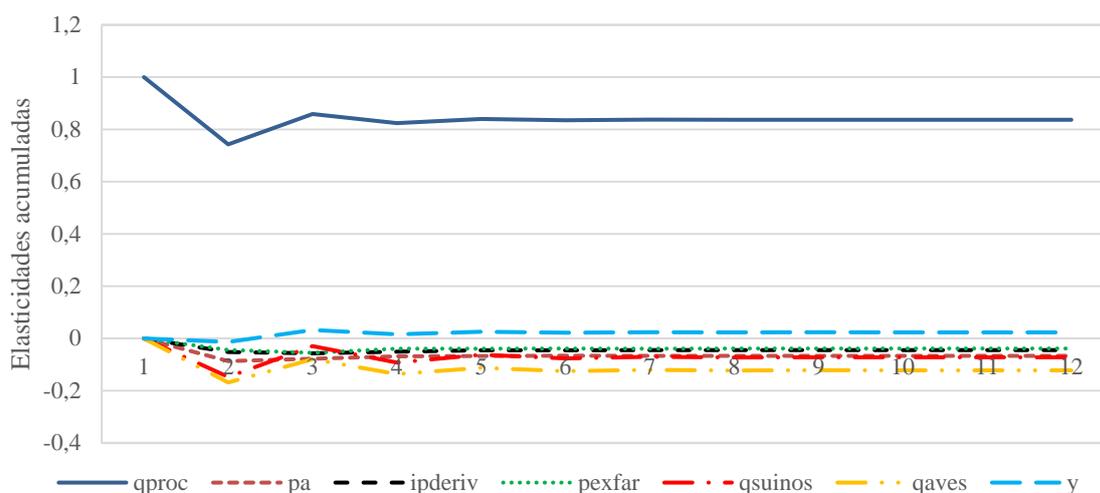


Figura 41. Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no processamento doméstico de soja (qproc).

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 14 apresenta a variância dos erros de previsão do processamento doméstico de soja decomposta doze meses à frente. Pode-se observar que, além da própria variável que explica, em média, 79% de suas variações, ao longo do tempo, a renda é o determinante que mais contribui para variações no comportamento da quantidade de soja processada, seguida pela quantidade abatida de suínos, corroborando os resultados encontrados nos coeficientes estimados pela matriz de relações contemporâneas e nas análises das funções de respostas a impulsos. Juntas, essas duas variáveis conseguem explicar cerca de 16% das variações no processamento de soja, no final dos doze meses.

Tabela 14 – Decomposição da variância do erro de previsão do processamento doméstico de soja (qproc).

Período	Desvio Padrão	qproc	pa	ipderiv	pexfar	qsuinos	qaves	y
1	0,086	81,330	0,573	0,365	0,000	5,028	0,036	12,668
2	0,090	79,102	2,288	0,560	1,041	4,648	0,780	11,582
3	0,091	78,442	2,428	0,617	1,705	4,559	0,804	11,446
4	0,091	78,336	2,492	0,635	1,758	4,547	0,811	11,421
5	0,091	78,317	2,501	0,635	1,770	4,545	0,814	11,418
6	0,091	78,315	2,502	0,635	1,771	4,545	0,814	11,417
7	0,091	78,314	2,503	0,635	1,771	4,545	0,815	11,417
8	0,091	78,314	2,503	0,635	1,771	4,545	0,815	11,417
9	0,091	78,314	2,503	0,635	1,771	4,545	0,815	11,417
10	0,091	78,314	2,503	0,635	1,771	4,545	0,815	11,417
11	0,091	78,314	2,503	0,635	1,771	4,545	0,815	11,417
12	0,091	78,314	2,503	0,635	1,771	4,545	0,815	11,417

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pode-se observar, nas Tabela 15 e 16, que variações nas quantidades abatidas de suínos e de aves também são fortemente explicadas pela renda. No primeiro caso, a renda explica cerca de 28% e no segundo, cerca de 25%, no final de doze meses. Estes resultados ratificam os encontrados nas análises das funções de respostas a impulsos, visto que, em geral, à medida que a renda aumenta, o consumo de carnes também aumenta, especialmente de carnes mais caras como a suína. Embora menos relevantes, se comparados à renda, outros fatores que influenciam variações nos abates de suínos e de aves são a quantidade de soja processada e o preço de exportação do farelo.

Tabela 15 – Decomposição da variância do erro de previsão da quantidade abatida de suínos (qsuínos).

Período	Desvio Padrão	qproc	pa	ipderiv	pexfar	qsuínos	qaves	y
1	0,042	0,000	0,000	0,000	0,000	71,036	0,000	28,964
2	0,049	5,379	3,839	0,505	4,608	50,999	4,610	30,061
3	0,052	7,969	4,308	0,723	7,064	46,141	5,210	28,585
4	0,052	8,646	4,601	0,711	7,711	45,053	5,162	28,117
5	0,052	8,794	4,701	0,707	7,831	44,824	5,145	27,998
6	0,053	8,827	4,718	0,707	7,855	44,780	5,141	27,973
7	0,053	8,833	4,721	0,706	7,860	44,772	5,140	27,968
8	0,053	8,834	4,721	0,706	7,860	44,770	5,140	27,968
9	0,053	8,834	4,722	0,706	7,860	44,770	5,140	27,967
10	0,053	8,834	4,722	0,706	7,860	44,770	5,140	27,967
11	0,053	8,834	4,722	0,706	7,860	44,770	5,140	27,967
12	0,053	8,834	4,722	0,706	7,860	44,770	5,140	27,967

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 16 – Decomposição da variância do erro de previsão da quantidade abatida de aves (qaves).

Período	Desvio Padrão	qproc	pa	ipderiv	pexfar	qsuínos	qaves	y
1	0,046	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	78,906	21,094
2	0,055	5,623	0,838	3,559	6,951	0,049	56,342	26,638
3	0,057	6,806	1,652	3,387	7,975	0,072	54,654	25,456
4	0,057	7,289	1,894	3,365	8,409	0,071	53,701	25,270
5	0,057	7,373	1,958	3,360	8,464	0,071	53,576	25,199
6	0,057	7,396	1,969	3,358	8,482	0,071	53,537	25,187
7	0,057	7,399	1,971	3,358	8,484	0,071	53,533	25,184
8	0,057	7,400	1,972	3,358	8,484	0,071	53,531	25,184
9	0,057	7,400	1,972	3,358	8,484	0,071	53,531	25,183
10	0,057	7,400	1,972	3,358	8,484	0,071	53,531	25,183
11	0,057	7,400	1,972	3,358	8,484	0,071	53,531	25,183
12	0,057	7,400	1,972	3,358	8,484	0,071	53,531	25,183

Fonte: Resultados da pesquisa.

A decomposição histórica do erro de previsão do processamento doméstico de soja com previsões feitas para o período de agosto de 2007 a dezembro de 2015 é exibida na Figura 42. Pode-se observar que os desvios previstos em relação aos observados estão associados, principalmente, à própria variável quantidade de soja processada e à renda. O índice de preços dos derivados de soja (ipderiv) explica pequena parte desses desvios ocorridos em 2014.

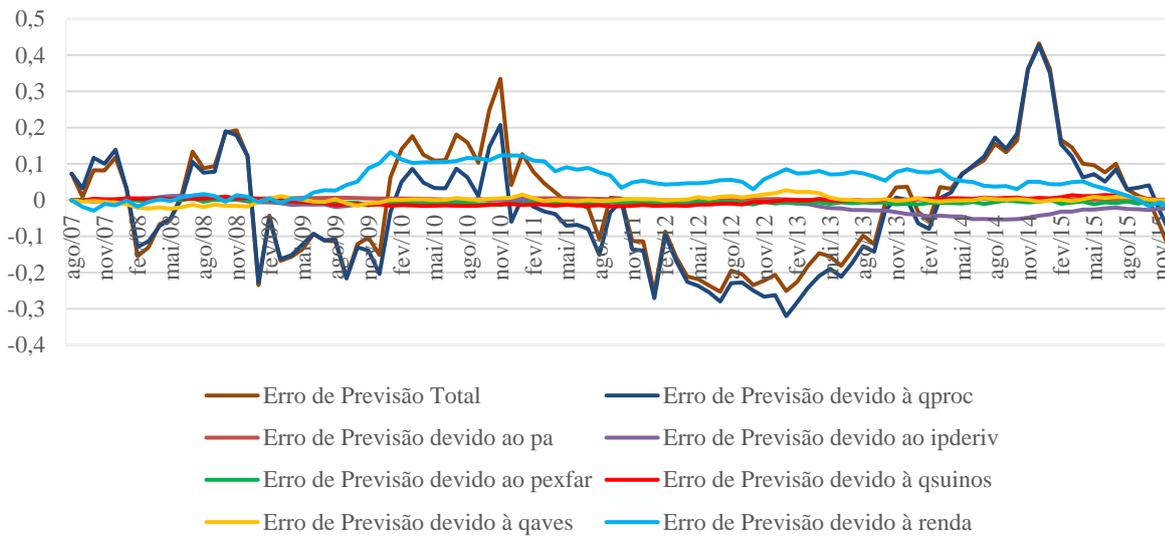


Figura 42 – Decomposição histórica do erro de previsão do Processamento Doméstico Soja.
Fonte: Resultados da pesquisa.

Observa-se, na Figura 43, que as variáveis explicativas: preço ao atacado da soja em grãos (pa), índice de preços dos derivados de soja (ipderiv), preço de exportação do farelo de soja (pexfar), quantidade abatida de suínos (qsuinos), quantidade abatida de aves (qaves) e renda, em conjunto, explicam pelo menos 80% das variações do processamento doméstico de soja em 77% dos meses entre agosto de 2007 e dezembro de 2015.

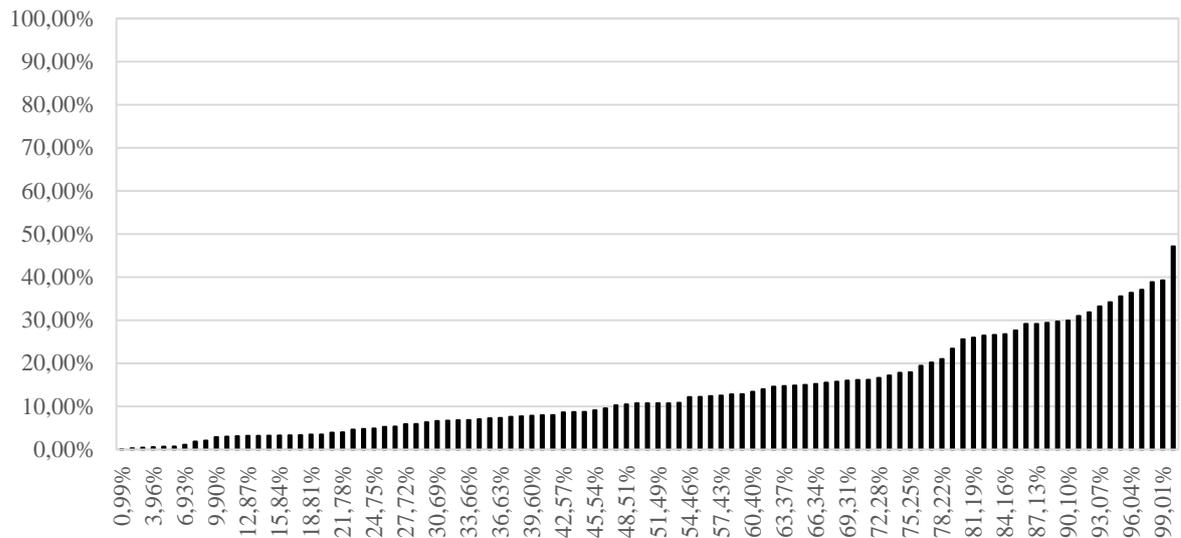


Figura 43 - Distribuição ordenada dos erros de previsão do Processamento Doméstico de Soja.
Fonte: Resultados da pesquisa.

Já os valores observados e previstos do processamento doméstico de soja no período de agosto de 2007 a dezembro de 2015, considerando na previsão todos os determinantes incluídos no modelo, são apresentados na Figura 44. Pode-se notar uma boa aproximação entre os valores previstos e os verdadeiros valores do processamento doméstico de soja na maior parte da trajetória, com exceção dos anos de 2009, 2012 e 2013, principalmente, indicando que os determinantes incluídos no modelo, assim como as variáveis binárias, não conseguiram captar o comportamento do processamento doméstico de soja nos referidos períodos.

Ao analisar o gráfico da quantidade de soja processada, no horizonte 01/2005-12/2015, disponível na Figura 1C, no Anexo C, observa-se uma queda no valor dessa variável sobretudo nos meses de janeiro de 2009, 2012 e 2013. Provavelmente, as crises mundiais de 2008 e 2011 e os problemas de safra ocorridos em 2008/09 e 2011/12, os quais causaram retração no consumo e na produção de soja, são alguns dos fatores que fizeram que com essa variável se desviasse do seu padrão de comportamento nos períodos supracitados.

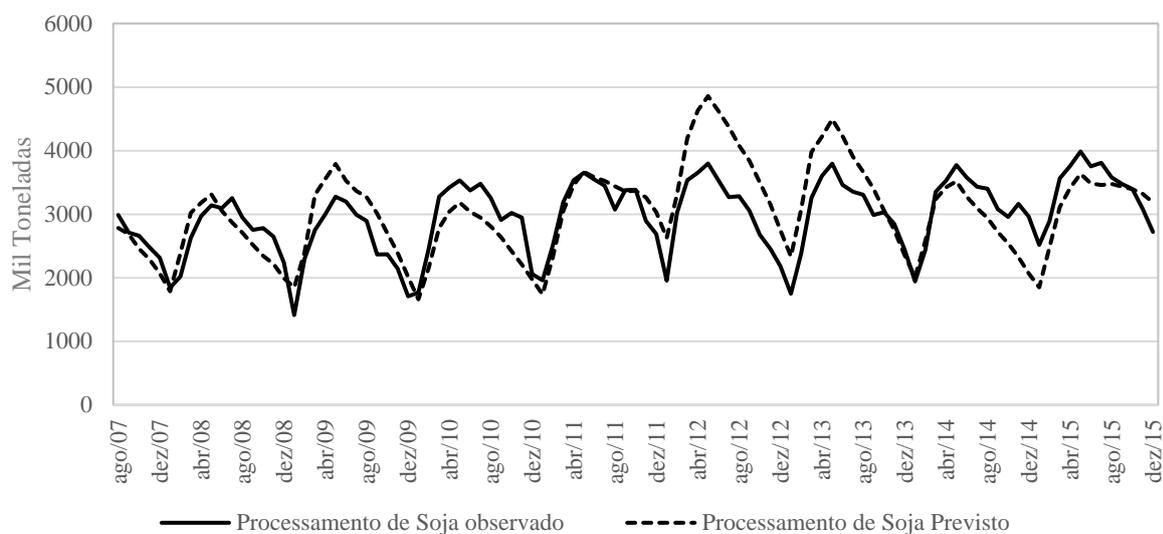


Figura 44 – Processamento Doméstico de Soja observado e previsto no horizonte 08/2007 – 12/2015.
Fonte: Resultados da pesquisa.

6.3.3. Modelo de Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos

O terceiro modelo proposto, no qual analisa-se a oferta de exportação brasileira de soja em grãos, foi ajustado com uma defasagem e com as seguintes variáveis: quantidade exportada de soja em grãos, preço ao atacado do grão, taxa de câmbio efetiva real, preço FOB de exportação de soja em grãos, em dólares, estoque inicial de soja em grãos e renda nacional, todas transformadas em logaritmo e na primeira diferença.

As quebras de safra ocorridas em 2004/05, 2008/09 e 2011/12 e principalmente as crises mundiais de 2008 e 2011 afetaram, de forma considerável, as exportações brasileiras do grão (Figura 7B, Anexo B), causando uma grande variabilidade nessa série. Diante disso, além da constante e dos três vetores de correção de erros, foram incluídas no modelo variáveis binárias com valor 1 nos meses de fevereiro de 2008, 2010, 2014 e 2015, março de 2008, 2011 e 2015, maio a dezembro de 2011 e nos meses de novembro de 2009, 2010, 2012 e 2014, com o intuito de melhorar o ajustamento do modelo.

Adicionalmente, como os valores das exportações do grão foram muito baixos nos meses de janeiro de 2013 e 2014, os mesmos foram substituídos pela média dos valores referentes aos meses de janeiro de todos os outros anos da análise, ou seja, dos nove anos restantes. Pelo mesmo motivo, o valor das exportações do grão no mês de dezembro de 2013 também foi substituído pela média dos meses de dezembro dos outros anos.

Os efeitos contemporâneos de cada variável considerada no modelo são apresentados na Tabela 17. Como se observa, os sinais de todos os coeficientes estimados estão de acordo

com o esperado, exceto o da relação entre o estoque inicial e o preço ao atacado do grão. Apesar do sinal contrário, o valor do coeficiente é quase nulo, indicando o baixo impacto de uma variável sobre a outra. Além disso, todas as relações são estatisticamente significativas ao nível de 10% de probabilidade, com exceção da relação do preço ao atacado sobre as exportações do grão. Os altos valores dos coeficientes estimados para o câmbio e o preço de exportação do grão indicam a grande influência contemporânea dessas duas variáveis sobre as exportações de soja. Observa-se ainda que esta variável só reage de forma menos do que proporcional a variações no estoque inicial. Adicionalmente, o preço de exportação do grão é o fator que causa maior impacto imediato no preço ao atacado do grão.

Tabela 17 – Coeficientes estimados na matriz de relações contemporâneas do Modelo de Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos.

Relações Contemporâneas		Coeficientes Estimados	Desvio Padrão	Estatística t	Significância
De	Sobre				
Preço ao atacado do grão	Quant. exportada do grão	-1,174	1,052	-1,116	0,264
Taxa de câmbio efetiva	Quant. exportada do grão	2,788	1,134	2,459	0,014
Preço de exportação do grão	Quant. exportada do grão	2,389	0,940	2,542	0,011
Estoque inicial do grão	Quant. exportada do grão	0,138	0,060	2,319	0,020
Taxa de câmbio efetiva	Preço ao atacado do grão	0,410	0,088	4,654	0,000
Preço de exportação do grão	Preço ao atacado do grão	0,709	0,049	14,477	0,000
Estoque inicial do grão	Preço ao atacado do grão	0,009	0,005	1,918	0,055

Fonte: Resultados da pesquisa.

A forte influência positiva do câmbio e do preço de exportação de soja em grãos sobre a quantidade exportada do grão também é constatada quando se analisa a função impulso com os efeitos acumulados de choques exógenos nessas duas variáveis, doze meses à frente, como se observa na Figura 45. Esta Figura traz as respostas acumuladas somente da variável quantidade exportada de soja em grãos a choques não antecipados nela mesma e nas demais variáveis consideradas no modelo, apresentadas nas Figuras 46 a 51.

O referido resultado é bastante pertinente, visto que a comercialização da soja em grãos no mercado internacional depende diretamente dessas duas variáveis, pois um aumento na taxa de câmbio faz com que o preço da soja no mercado internacional se torne mais competitivo, estimulando assim as exportações. Resultados também obtidos por Barros, Bacchi e Burnquist (2002), esses autores consideraram as mesmas variáveis que o modelo proposto neste estudo para analisar a oferta das exportações brasileiras de soja em grãos no período de janeiro de 1992 a dezembro de 2000, com exceção do estoque inicial do grão, e também verificaram que a taxa de câmbio efetiva apresentou o maior efeito sobre a

quantidade exportada de soja. Os resultados do modelo de exportação de soja, ajustado por Albuquerque (2014), também mostraram que o câmbio, assim como o preço relativo, tem alto poder explicativo na dinâmica desse comércio. Já Feistel, Hidalgo e Zuchetto (2015), que também consideraram a taxa de câmbio e o preço de exportação do grão para analisar as exportações brasileiras de soja, verificaram que as exportações dependem do preço de exportação no curto prazo, mas não da taxa de câmbio.

Observa-se ainda, na Figura 45, que um choque não antecipado no estoque inicial do grão não é tão relevante para explicar variações nas exportações do grão, quando comparado às outras variáveis consideradas no modelo.

Já o preço de soja em grãos no mercado interno e a renda interna impactam fortemente as exportações do grão, no acumulado, só que de forma negativa. No primeiro caso, a reação é imediata enquanto que no segundo, o efeito ocorre no segundo período após o choque inicial. Esse impacto acumulado negativo do preço doméstico sobre as exportações do grão também foi observado nos resultados do primeiro modelo. A relevância negativa da renda interna para explicar variações na quantidade exportada de soja em grãos também foi constatada por Barros, Bacchi e Burnquist (2002). O forte impacto negativo de variações na renda sobre as exportações do grão, conforme observado por esses autores, sugere que o crescimento na absorção interna, associado a um aquecimento da demanda agregada da economia, reduz as exportações do grão.

Cabe observar que os efeitos dos choques de todas as variáveis consideradas na análise sobre as exportações do grão se estabilizam a partir do quarto mês. Como os impactos são acumulados, pode-se dizer que os efeitos desses choques desaparecem a partir do quarto mês, sendo portanto, temporários.

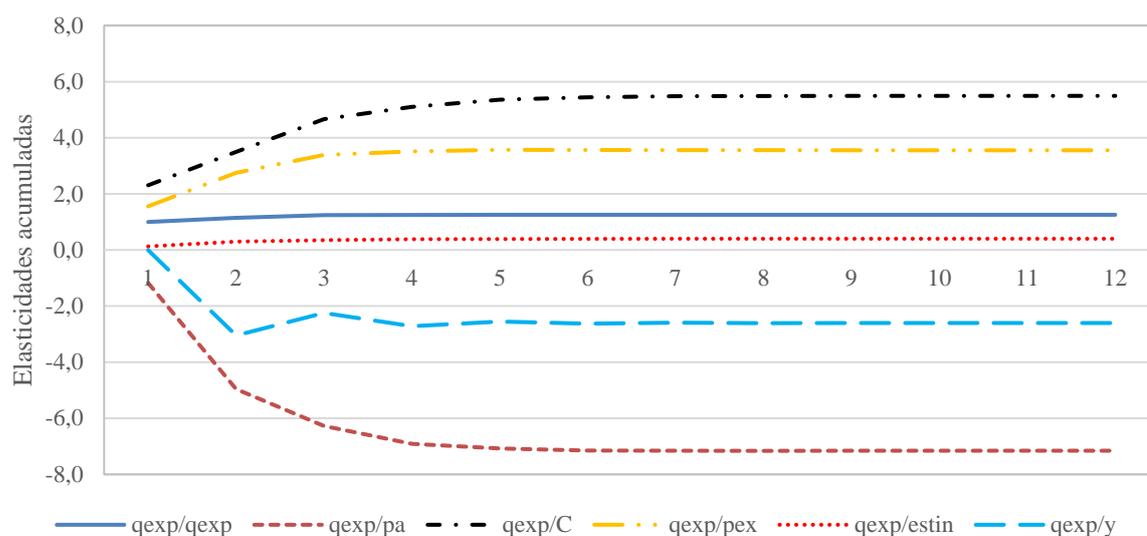


Figura 45 - Respostas acumuladas da quantidade exportada de soja em grãos (q_{exp}) a choques não antecipados na própria variável (q_{exp}), no preço ao atacado do grão (pa), na taxa de câmbio efetiva real (C), no preço de exportação do grão (p_{ex}), no estoque inicial (est_{in}) e na renda nacional (y).
Fonte: Resultados da pesquisa.

Pode-se observar na Figura 46 que, além da quantidade exportada do grão, o estoque inicial de soja também sofre efeito acumulado mais do que proporcional a um choque não antecipado de 1% no preço ao atacado do grão, no entanto, esse efeito é positivo. Desse modo, quando o preço do grão no mercado interno aumenta, as exportações do grão diminuem, aumentando assim a oferta interna do grão. Resultado também obtido no primeiro modelo.

Já choques não antecipados de 1% na taxa de câmbio e no preço de exportação do grão causam impactos acumulados negativos sobre o estoque inicial de soja (Figuras 47 e 48). Como era de se esperar, essas duas variáveis também influenciam o preço do grão no mercado interno, mas de forma positiva, com predominância do preço de exportação do grão sobre o seu preço no mercado interno, visto que os efeitos nesse caso chegam a 0,8%, no acumulado, enquanto o impacto de um choque exógeno de 1% na taxa de câmbio sobre o preço interno do grão não ultrapassa 0,4%, no acumulado, contrariando a pressuposição de Machado (2010). Este autor argumenta que, como o câmbio, além de influenciar o preço FOB de exportação, também influencia o valor do frete e as despesas portuárias, pode causar ganhos ou prejuízos maiores para o produtor do que variações na CBOT. Já o resultado encontrado nesse estudo pode ser atribuído ao fato do preço de exportação do grão sofrer influência, não apenas da taxa de câmbio, mas também da oferta e demanda internacional. Em outras palavras, essa variável seria uma medida mais ampla das condições de mercado da soja do que a taxa de câmbio, tendo assim maior impacto sobre o preço da soja no mercado interno.

Outro ponto a ser considerado é a dependência unidirecional do preço doméstico do grão em relação ao seu preço de exportação. Como se observa nas Figuras 46 e 48, um choque não antecipado de 1% no preço de exportação do grão impacta fortemente o seu preço ao atacado (Figura 48), ao passo que um choque exógeno de 1% no preço doméstico não influencia o preço de exportação do grão (Figura 46). Esta dependência do preço doméstico do grão em relação ao mercado externo, também foi verificada por vários autores, como: Aguiar (1990), Mafioletti (2000), Moraes (2002), Silva Filho, Frascaroli e Maia (2005), Tonin e Barczsz (2007). Silva e Machado (2009) e Christofolletti, Silva e Martinês-Filho (2011).

Como pode ser visto na Figura 49, o efeito acumulado de um choque não esperado de 1% no estoque inicial do grão sobre as outras variáveis consideradas no modelo, exceto sobre a quantidade exportada do grão, é praticamente nulo, ao passo que se esperava alguma transmissão para os preços, seja interno ou de exportação. Já um choque exógeno de 1% na renda impacta de forma negativa o estoque inicial e a quantidade exportada do grão, com transmissão de impacto acumulado mais do que proporcional nos dois casos (Figura 50). Por fim, como se observa na Figura 51, um aumento de 1% na quantidade exportada do grão causa efeito acumulado positivo, porém de pequena magnitude, sobre o estoque inicial de soja, não ultrapassando a casa dos 0,2%, no acumulado.

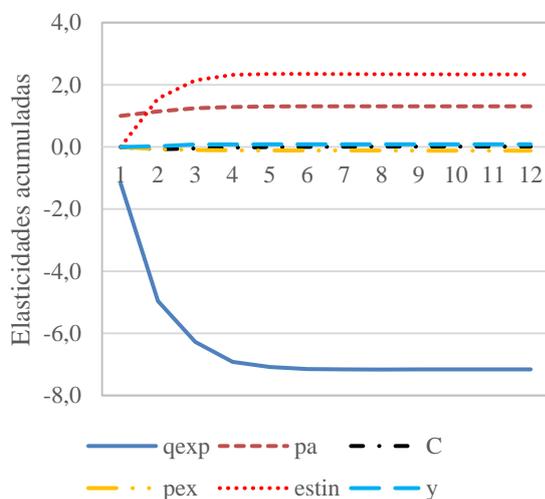


Figura 46 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no preço ao atacado de soja (pa).

Fonte: Resultados da pesquisa.

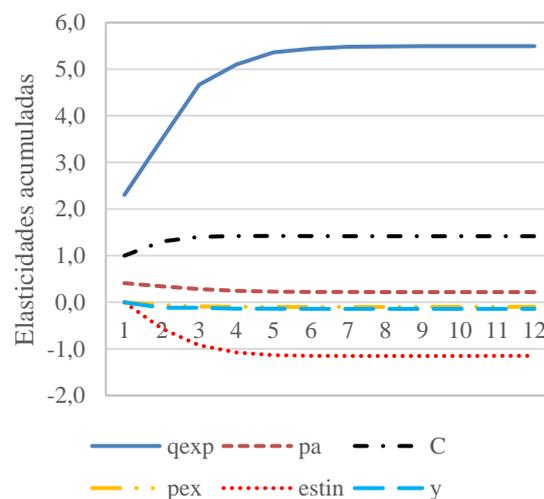


Figura 47 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na taxa de câmbio efetiva real (C).

Fonte: Resultados da pesquisa.

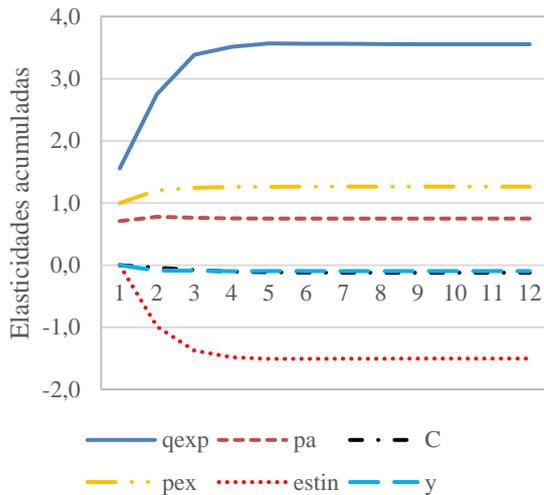


Figura 48 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no preço de exportação de soja em grãos (pex).
Fonte: Resultados da pesquisa.

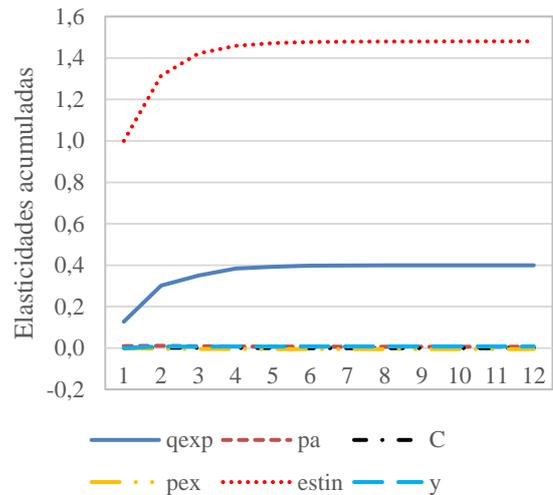


Figura 49 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado no estoque inicial de soja em grãos (estin).
Fonte: Resultados da pesquisa.

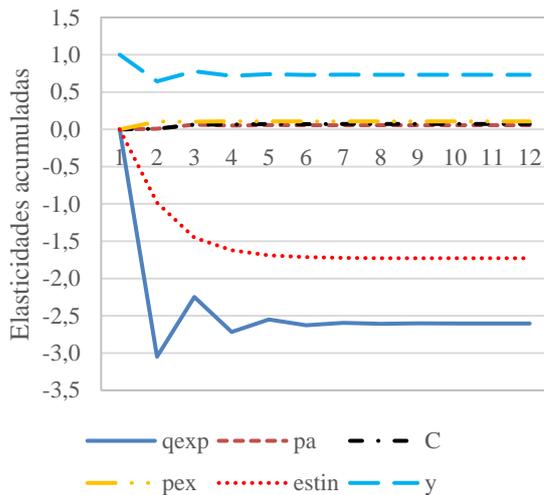


Figura 50 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na renda (y).
Fonte: Resultados da pesquisa.

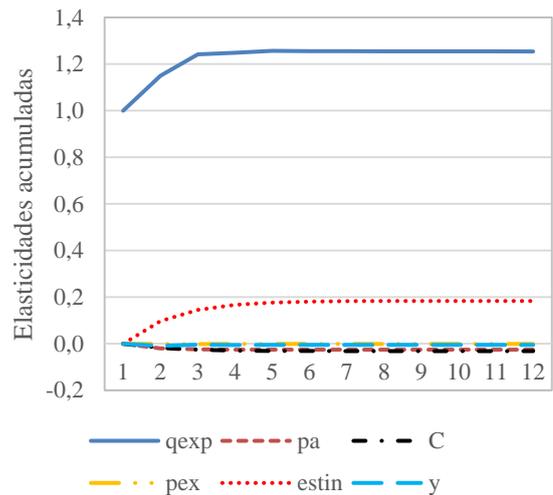


Figura 51 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não antecipado na quantidade exportada de soja em grãos (qexp).
Fonte: Resultados da pesquisa.

Pode-se observar que o preço de exportação do grão praticamente não foi influenciado por nenhuma outra variável considerada no modelo, a não ser por ele mesmo, apontando para a sua exogeneidade. Adicionalmente, apesar de ser um dos principais ofertantes mundiais do grão, o Brasil é um tomador de preços, em que os preços internacionais são determinantes importantes do preço doméstico do grão, mas o inverso não se verifica. Também pode-se observar que choques na oferta brasileira do grão, representada nesse modelo pelo estoque inicial de soja, não são capazes de influenciar os preços internacionais do grão.

A variância do erro de previsão da quantidade exportada do grão, decomposta doze meses à frente, é apresentada na Tabela 18. Nota-se que, no curto prazo, a própria variável consegue explicar cerca de 85% de sua variância. O preço de exportação do grão e a taxa de câmbio explicam 11% dessas variações, no curto prazo. No entanto, ao longo do tempo, nota-se um aumento da influência das outras variáveis consideradas no modelo. No final de doze meses, o preço ao atacado do grão, juntamente com o estoque inicial e a renda interna explicam cerca de 22% das variações nas exportações do grão, enquanto a própria variável explica 65% de sua variância.

Quanto ao preço ao atacado do grão, a variável mais relevante para explicar variações do seu erro de previsão é o preço de exportação do grão, seu poder explicativo chega a quase 62%, enquanto a própria variável explica cerca de 29% de sua variância, no final de doze meses (Tabela 19), evidenciando os resultados encontrados nas análises das funções de respostas a impulsos e nos coeficientes estimados pela matriz de relações contemporâneas.

Tabela 18 - Decomposição da variância do erro de previsão da quantidade exportada de soja em grãos (qexp).

Período	Desvio Padrão	qexp	pa	C	pex	estin	y
1	0,343	84,811	0,835	4,439	6,472	3,443	0,000
2	0,390	67,060	7,359	4,346	7,956	7,685	5,594
3	0,398	65,107	7,869	5,036	8,458	7,771	5,758
4	0,399	64,688	8,002	5,122	8,435	7,905	5,848
5	0,399	64,634	8,007	5,158	8,434	7,909	5,858
6	0,399	64,625	8,008	5,161	8,432	7,913	5,861
7	0,399	64,623	8,008	5,162	8,432	7,913	5,861
8	0,399	64,623	8,008	5,162	8,432	7,913	5,861
9	0,399	64,623	8,008	5,162	8,432	7,913	5,862
10	0,399	64,623	8,008	5,162	8,432	7,913	5,862
11	0,399	64,623	8,008	5,162	8,432	7,913	5,862
12	0,399	64,623	8,008	5,162	8,432	7,913	5,862

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 19 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço ao atacado de soja em grãos (pa).

Período	Desvio Padrão	qexp	pa	C	pex	estin	y
1	0,050	0,000	28,798	6,674	63,622	0,905	0,000
2	0,051	1,567	28,532	6,656	62,338	0,905	0,002
3	0,051	1,616	28,631	6,737	61,938	0,958	0,119
4	0,051	1,624	28,632	6,785	61,869	0,965	0,125
5	0,051	1,624	28,632	6,793	61,856	0,969	0,127
6	0,051	1,623	28,632	6,795	61,854	0,969	0,127
7	0,051	1,623	28,632	6,795	61,853	0,969	0,127
8	0,051	1,623	28,632	6,795	61,853	0,969	0,127
9	0,051	1,623	28,632	6,795	61,853	0,969	0,127
10	0,051	1,623	28,632	6,795	61,853	0,969	0,127
11	0,051	1,623	28,632	6,795	61,853	0,969	0,127
12	0,051	1,623	28,632	6,795	61,853	0,969	0,127

Fonte: Resultados da pesquisa.

A decomposição histórica do erro de previsão da quantidade exportada de soja em grãos com previsões feitas para o período de agosto de 2007 a dezembro de 2015 é exibida na Figura 52. Pode-se observar que os desvios dos valores previstos em relação aos observados estão associados à própria variável, quantidade exportada do grão, ao preço de exportação e ao estoque inicial de soja em grãos.

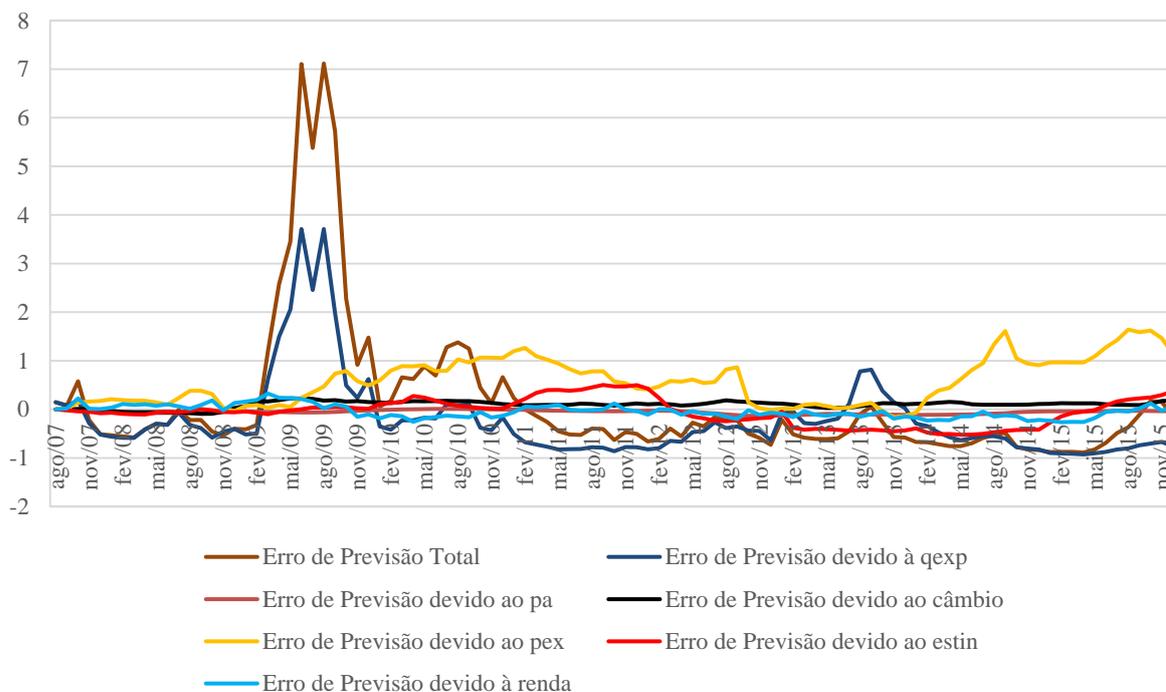


Figura 52 – Decomposição histórica do erro de previsão da Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos com base nos dados de agosto de 2007 a dezembro de 2015.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Considerando a grande variabilidade da série de quantidade exportada de soja em grãos, a decomposição histórica do erro de previsão da oferta de exportação do grão também foi realizada em seis períodos distintos, com previsões um ano à frente, com o intuito de identificar quais variáveis fizeram com que essa variável se desviasse de sua trajetória. Os erros de previsão obtidos foram então decompostos para cada mês do período nos percentuais atribuíveis a cada choque, como se observa nas Figuras 53 a 58. As periodicidades das previsões, assim como dos dados utilizados para realização das mesmas estão dispostas na Tabela 20.

Tabela 20 – Periodicidade dos dados e das previsões.

Dados	Previsões
01/2005 a 12/2009	01/ 2010 a 12/2010
01/2005 a 12/2010	01/2011 a 12/2011
01/2005 a 12/2011	01/2012 a 12/2012
01/2005 a 12/2012	01/ 2013 a 12/2013
01/2005 a 12/2013	01/2014 a 12/2014
01/2005 a 12/2014	01/2015 a 12/2015

Fonte: Elaborada pela autora.

De acordo com as decomposições históricas desses erros, nota-se que, nas previsões realizadas para 2010 e 2011, além da própria variável quantidade exportada do grão, outras variáveis que contribuem para explicar parte dos desvios dos valores previstos em relação aos verdadeiros valores são o preço de exportação do grão (pex), o estoque inicial (estin) e a renda interna (Figuras 53 e 54). No caso das previsões feitas para 2012, além dessas variáveis, o preço do grão no mercado interno (pa) também explica pequena parte dos desvios, especialmente a partir de 09/2012 (Figura 55). Já no caso das previsões realizadas para 2013, o estoque inicial explica pequena parte dos desvios, indicando que grande parte desses desvios estão associados à própria variável quantidade exportada do grão (Figura 56).

Quanto às previsões para 2014 (Figura 57), a decomposição histórica do erro mostra que, além da própria variável, variações no preço de exportação do grão e no estoque inicial também contribuem para explicar parte dos desvios ocorridos, enquanto que nas previsões para 2015, variações inesperadas nas variáveis explicativas praticamente não afetam os desvios dos valores previstos em relação aos verdadeiros valores (Figura 58), indicando que grande parte desses desvios estão associados à própria variável quantidade exportada do grão. Diante do exposto pode-se dizer que, como na maioria dos períodos em que foram feitas previsões, o preço de exportação e o estoque inicial explicam apenas parte dos desvios, os mesmos estão associados, sobretudo, à própria variável quantidade exportada de soja em

grãos, que pode ter recebido influência de outras variáveis que não foram consideradas no modelo.

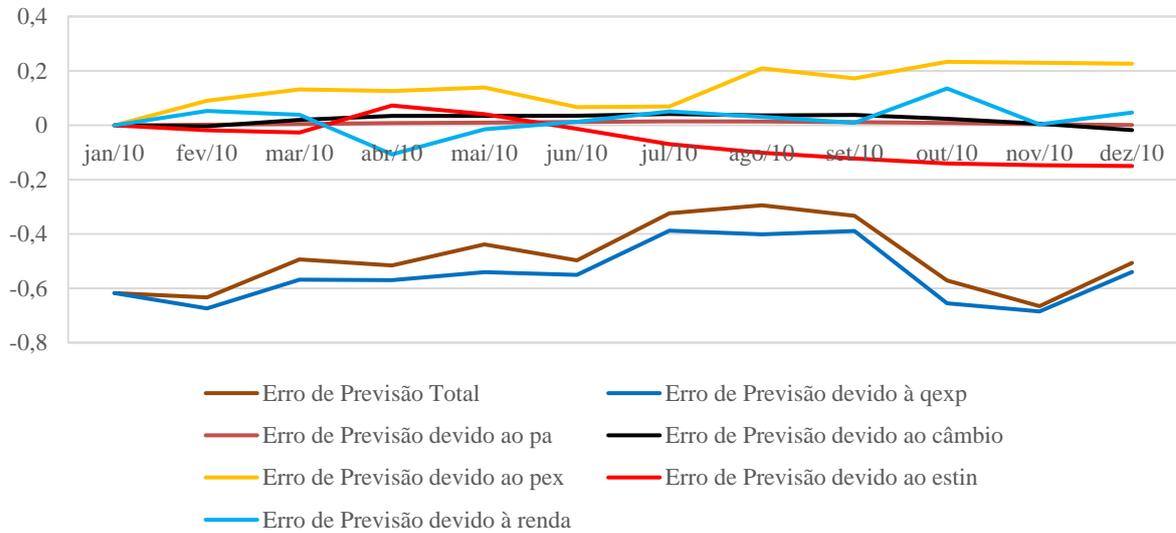


Figura 53 – Decomposição histórica do erro de previsão da Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos com base nos dados de janeiro de 2005 a dezembro de 2009. Fonte: Resultados da pesquisa.

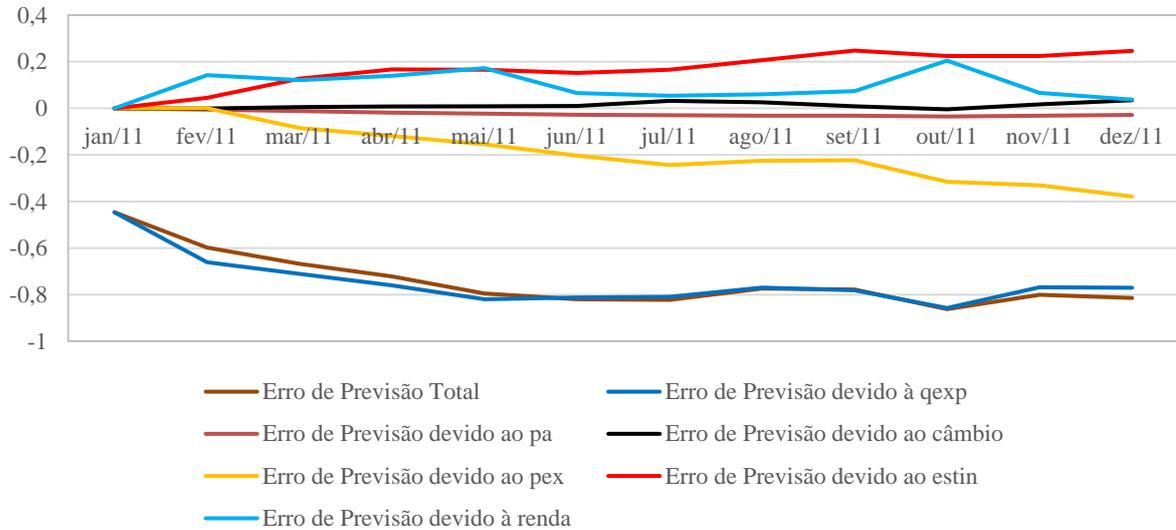


Figura 54 – Decomposição histórica do erro de previsão da Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos com base nos dados de janeiro de 2005 a dezembro de 2010. Fonte: Resultados da pesquisa.

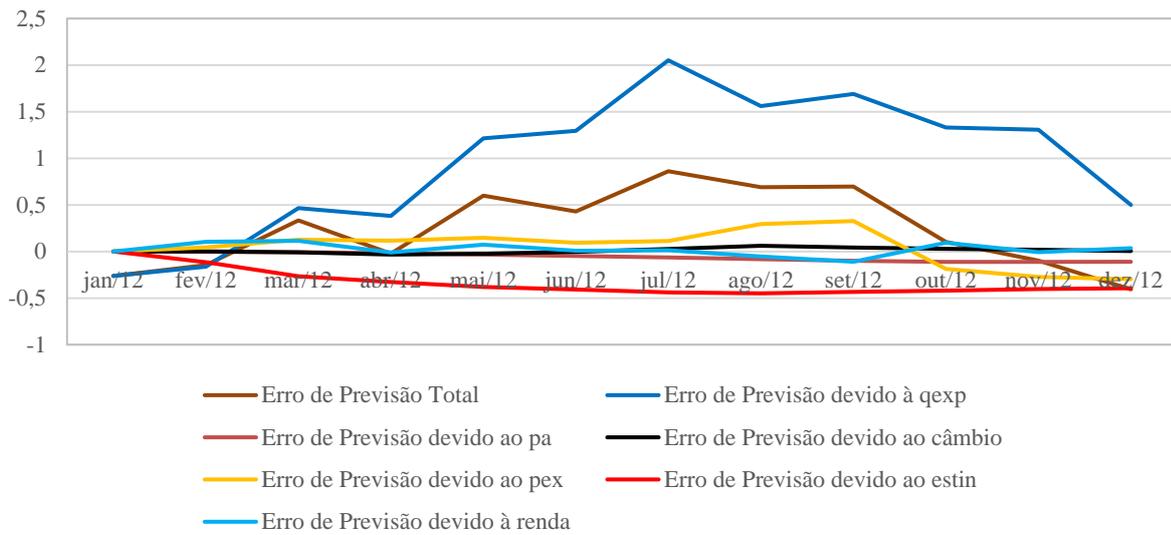


Figura 55 – Decomposição histórica do erro de previsão da Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos com base nos dados de janeiro de 2005 a dezembro de 2011.

Fonte: Resultados da pesquisa.

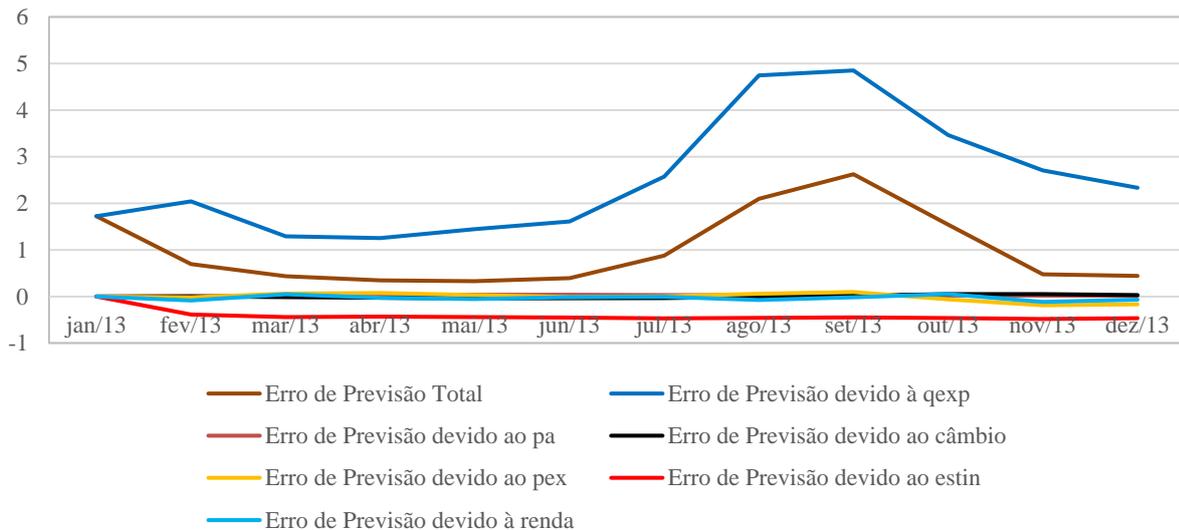


Figura 56 – Decomposição histórica do erro de previsão da Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos com base nos dados de janeiro de 2005 a dezembro de 2012.

Fonte: Resultados da pesquisa.

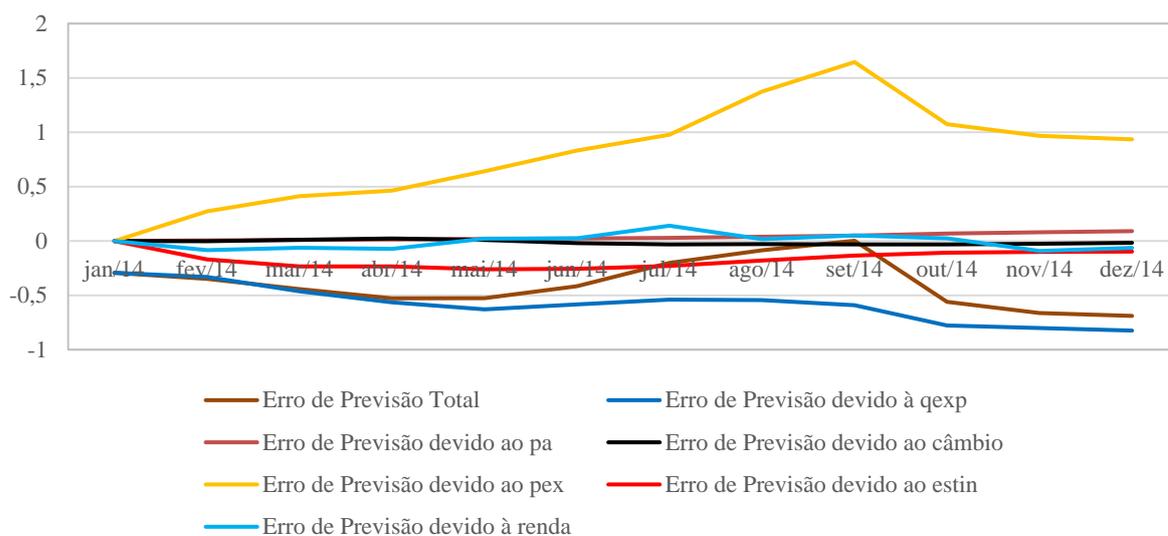


Figura 57 – Decomposição histórica do erro de previsão da Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos com base nos dados de janeiro de 2005 a dezembro de 2013.

Fonte: Resultados da pesquisa.

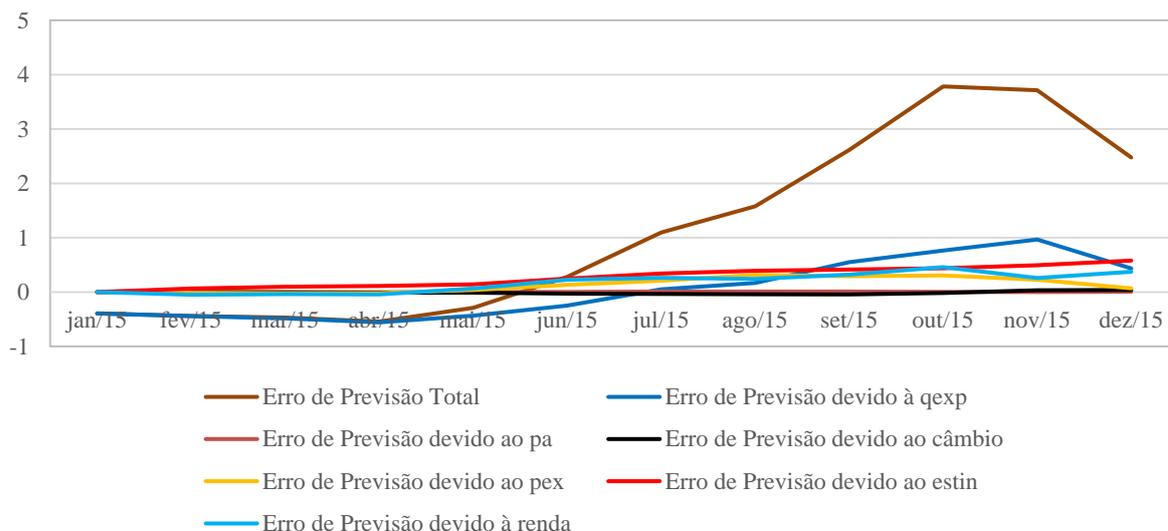


Figura 58 – Decomposição histórica do erro de previsão da Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos, com base nos dados de janeiro de 2005 a dezembro de 2014.

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 59 apresenta os valores observados e previstos da quantidade exportada de soja em grãos no período de agosto de 2007 a dezembro de 2015, considerando na previsão todos os determinantes incluídos no modelo. Pode-se notar que a partir de 2013 os valores previstos foram bem superiores aos valores observados, indicando que os determinantes incluídos no modelo, assim como as variáveis binárias, não conseguiram captar o comportamento da quantidade exportada de soja no referido período.

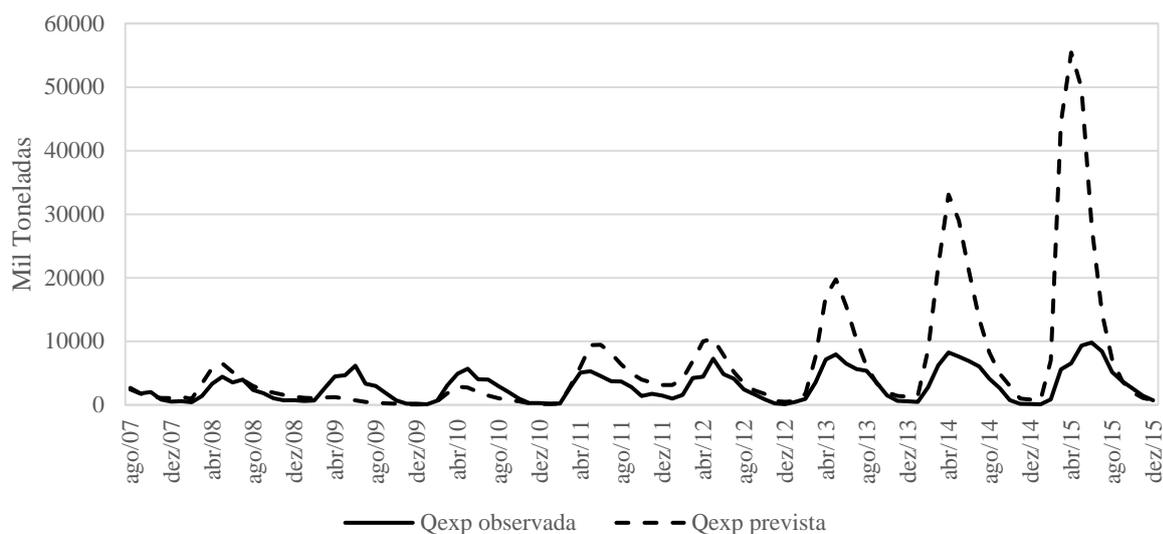


Figura 59 – Quantidade exportada de soja em grãos observada e prevista no horizonte 08/2007 – 12/2015.

Fonte: Resultados da pesquisa.

No Apêndice, são apresentados três modelos alternativos de oferta de exportação brasileira de soja em grãos, com o intuito de se obter um modelo mais adequado do ponto de vista estatístico, dada a grande variabilidade dessa série (Figura 7B, Anexo B) e a falta de informações sobre a defasagem que ocorre entre o período em que se decide efetivar o negócio com o parceiro internacional e aquele em que a mercadoria é finalmente embarcada (quando a exportação é de fato contabilizada pelos órgãos oficiais). No entanto, ao analisar os resultados obtidos nesses modelos alternativos, pode-se inferir que o modelo originalmente proposto é o que melhor representa as exportações brasileiras de soja em grãos.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente pesquisa, que teve como objetivo analisar os determinantes do mercado de soja nos aspectos: disponibilidade interna, esmagamento e oferta de exportação, atendeu de forma satisfatória aos propósitos de se obter um maior conhecimento do mercado dessa *commodity*. Apesar dos três modelos terem sido ajustados de forma individual para contornar problemas estatísticos associados a graus de liberdade, a análise possibilitou fazer inferências encadeando os resultados.

As informações sobre o mercado de soja obtidas no presente estudo complementam as de muitos outros trabalhos existentes na literatura, os quais versam, particularmente sobre os aspectos de preços. Não se tem conhecimento de nenhum trabalho na literatura com enfoque nos determinantes da disponibilidade interna e do processamento doméstico de soja, de forma que a presente pesquisa vem preencher esta lacuna.

Como as análises foram realizadas com base em dados mensais, foram construídas variáveis, a partir da produção anual, para representar outras necessárias aos modelos ajustados. Também foi construído um índice de preços dos derivados de soja para representar os preços dos principais produtos obtidos a partir do processamento do grão, sendo também essa uma contribuição do presente estudo.

Em relação à disponibilidade interna de soja em grãos, dentre os condicionantes considerados na análise, a área e a produtividade são os que causam maior impacto sobre a referida variável, com efeitos sempre positivos e transmissão de impacto mais do que proporcional. Resultado esperado e bastante intuitivo, visto que a quantidade colhida a cada safra depende diretamente da área cultivada pelos produtores e da produtividade obtida. A elasticidade encontrada para o preço ao atacado do grão indica que uma variação nessa variável causa um efeito no mesmo sentido e proporcional sobre a disponibilidade interna. De outro lado, a disponibilidade interna causa impacto negativo e menos do que proporcional sobre o preço ao atacado. Variações na disponibilidade interna também afetam o estoque inicial, cujos efeitos são positivos e mais do que proporcionais no acumulado.

Considera-se que a tomada de decisão sobre disponibilizar mais ou menos soja ao mercado se dê com base no índice de paridade, que reflete, em algum grau, a rentabilidade. No entanto, vale lembrar que neste estudo foi utilizado um índice de preços pagos pelo produtor que agrega custos de várias atividades agrícolas, podendo ele não ser uma boa *proxy* para o preço pago pelos sojicultores. De outro lado, mais estudos devem ser feitos para analisar se a tomada de decisão do produtor sobre a quantidade a disponibilizar de soja ao

mercado em um período (mensal no caso desse estudo) é feita tomando como referência o índice de paridade.

A relevância da área e da produtividade para explicar variações na disponibilidade interna de soja em grãos é ratificada ao analisar a decomposição da variância do seu erro de previsão. Pela decomposição histórica do seu erro de previsão, pode-se observar que os desvios dos valores observados em relação aos previstos estão associados, principalmente, a choques exógenos na própria variável. Variações não esperadas na quantidade exportada do grão explicam parte desses desvios, principalmente no período de fevereiro de 2010 a fevereiro de 2013.

A análise de previsão realizada dentro da amostra para a disponibilidade interna de soja mostra uma boa aproximação entre os valores previstos e os observados na maior parte da trajetória, exceto entre os anos de 2010 a 2012, principalmente nos períodos de maior concentração da colheita. Isso significa que entre 2010 e 2012 a série de disponibilidade interna de soja não se mostrou aderente ao seu padrão de comportamento, que é aquele reproduzido pelo modelo de previsão.

As quebras de safras ocorridas em 2008/09 e em 2011/12, decorrentes de fatores climáticos, a crise mundial de 2008 e a crise econômica na União Europeia em 2011, que acabou afetando a economia mundial e conseqüentemente a produção, em virtude da crise de crédito e da demanda pelo grão, são alguns dos fatores que podem estar associados ao comportamento da disponibilidade interna de soja no referido período.

Quanto ao segundo modelo ajustado, dentre as variáveis consideradas, a renda é a que exerce maior influência sobre o processamento doméstico de soja, com efeito sempre positivo e transmissão de impacto mais do que proporcional. Outras variáveis muito influenciadas pela renda são as quantidades abatidas de suínos e de aves, com transmissão de impacto próxima da integral. Estes resultados sugerem que a demanda por produtos processados aumenta quando o poder de compra aumenta, seja por farelo, para o trato de animais, visto que o consumo de carnes também aumenta, seja por óleo, principalmente para a produção de biodiesel, para suprir a frota automotiva do país movida a esse combustível. Tais resultados mostram a importância da renda e o quanto ela impacta o setor. O índice de preços dos derivados de soja também influencia de forma positiva a quantidade de soja processada, mas com transmissão menos do que proporcional, indicando que um aumento no preço dos derivados tende a aumentar a quantidade ofertada dos mesmos.

Choques não antecipados em abates de suínos e de aves e no preço ao atacado do grão causam efeitos negativos sobre o esmagamento de soja. Estes resultados indicam que à

medida que o abate de suínos e de aves aumenta, a demanda por farelo, no curto prazo, tende a diminuir (a quantidade de animais para alimentar diminui no primeiro momento), levando conseqüentemente a uma queda na demanda por processamento de soja e nos preços de seus derivados. Com a redução da demanda por esmagamento, a oferta de soja em grãos tende a aumentar, com conseqüente queda do seu preço no mercado interno.

Cabe ressaltar que os sinais obtidos para as relações entre o abate de suínos e de aves e o processamento doméstico de soja são coerentes para o curto prazo e para choques não antecipados. Vale lembrar também que os dados usados neste estudo são mensais. No longo prazo, possivelmente, os sinais dos coeficientes das referidas relações seriam positivos, visto que, quando o abate de suínos e de aves aumenta, há necessidade de se produzir (criar e engordar) mais animais, que por sua vez, leva a um aumento no consumo de ração até que eles fiquem prontos para serem abatidos, aumentando assim a demanda por farelo e, conseqüentemente, por esmagamento de soja. Propõe-se, em futuros trabalhos, o uso do efetivo de aves e suínos como alternativa.

Os resultados também mostram que variações no preço ao atacado do grão afetam de forma positiva o índice de preços dos derivados de soja e o preço de exportação do farelo de soja, sugerindo que um aumento no preço da matéria-prima (situação de escassez por quebra de safra, por exemplo) tende a reduzir a oferta de produtos processados e elevar os preços dos derivados.

A relevância da renda para explicar mudanças na quantidade de soja processada e nas quantidades abatidas de suínos e de aves é corroborada pela análise da decomposição da variância dos seus erros de previsão. A decomposição histórica do erro de previsão do esmagamento de soja mostra que os desvios dos valores previstos em relação aos valores observados estão associados, principalmente, a choques não antecipados na própria variável. A renda e o índice de preços dos derivados de soja conseguem explicar parte desses desvios.

A análise de previsão realizada dentro da amostra apresenta uma boa aproximação entre os valores previstos e os efetivos de processamento doméstico de soja na maior parte da trajetória, com exceção dos anos, 2009, 2012 e 2013, quando as previsões superaram os valores observados. Provavelmente, as crises mundiais de 2008 e 2011 e os problemas de safra ocorridos em 2008/09 e 2011/12, os quais causaram retração no consumo e na produção de soja, são alguns dos fatores que podem explicar a trajetória da quantidade de soja processada nos períodos supracitados.

Com relação ao terceiro modelo ajustado, que aborda a oferta de exportação brasileira de soja em grãos, os valores dos coeficientes estimados para a matriz de relações

contemporâneas indicam influência contemporânea mais do que proporcional no caso do câmbio e do preço de exportação da soja sobre as exportações do grão. A expressiva influência positiva dessas duas variáveis sobre a quantidade exportada também é constatada ao analisar a função de resposta a impulsos. Resultado bastante pertinente, visto que a comercialização da soja em grãos no mercado internacional depende diretamente dessas duas variáveis, pois um aumento na taxa de câmbio faz com que o preço da soja no mercado internacional se torne mais competitivo, estimulando assim as exportações.

Outro resultado que merece atenção é o forte impacto negativo de mudanças no preço ao atacado do grão e na renda interna sobre as exportações do grão. Esta influência negativa do preço ao atacado sobre a quantidade exportada do grão também é detectada nos resultados do primeiro modelo ajustado. Já o forte impacto negativo de variações na renda sobre as exportações indica que o aumento da absorção interna reduz as exportações do grão. Dentre as variáveis explicativas consideradas na análise, as exportações do grão só reagem de forma menos do que proporcional a mudanças no estoque inicial do grão.

O estoque inicial, por sua vez, é influenciado mais do que proporcionalmente por variações no preço ao atacado da soja, mas com efeito acumulado positivo. Resultado também encontrado no primeiro modelo ajustado. Com o aumento do preço doméstico do grão, a produção de grãos tende a aumentar, elevando conseqüentemente o estoque inicial.

O câmbio e o preço de exportação também influenciam o preço da soja no mercado interno, com impactos positivos e predominância do preço de exportação sobre o preço doméstico do grão, resultado coerente com vários trabalhos existentes na literatura.

A análise da decomposição da variância do erro de previsão da quantidade exportada de soja em grãos corrobora os resultados anteriores encontrados para a relação contemporânea expressiva do preço de exportação e da taxa de câmbio sobre as exportações do grão. No entanto, pode-se observar um aumento da influência do estoque inicial, do preço ao atacado do grão e da renda interna para explicar essas variações ao longo de doze meses. A relevância do preço de exportação para explicar variações no preço da soja no mercado interno também é ratificada ao analisar a decomposição da variância do seu erro de previsão.

Os resultados obtidos nas análises do preço de exportação de soja em grãos, tanto na decomposição da variância do seu erro de previsão, como na de efeitos de choques não antecipados em outras variáveis sobre ele, apontam para a sua exogeneidade. Apesar do Brasil ser um dos principais ofertantes mundiais do grão, ele é um tomador de preços, assim, o preço internacional é um determinante importante do preço doméstico do grão, mas o inverso não se verifica. Também pode-se observar que choques na oferta brasileira do grão, representada

nesse modelo pelo estoque inicial de soja, não são capazes de influenciar os preços internacionais do grão.

De acordo com a decomposição histórica do erro de previsão das exportações brasileiras de soja em grãos pode-se observar que, embora o preço de exportação e o estoque inicial de soja consigam explicar parte dos desvios dos valores previstos em relação aos observados, grande parte desses desvios estão associados à própria variável, quantidade exportada do grão, que pode ter recebido influência de outros determinantes que não foram considerados no modelo.

A análise de previsão realizada dentro da amostra para quantidade exportada de soja em grãos mostra que, a partir de 2013, os valores previstos foram bem superiores aos valores observados, indicando que os determinantes incluídos no modelo, assim como as variáveis binárias, não conseguiram captar o comportamento da série no referido período, ou seja, a série de quantidade exportada de soja em grãos não se mostrou aderente ao seu padrão de comportamento, que é aquele reproduzido pelo modelo de previsão.

Dada a grande variabilidade dessa série e a falta de informações sobre a defasagem que ocorre entre o período de tomada de decisão sobre o negócio efetivado com o parceiro internacional e o embarque da mercadoria, período em que a exportação é de fato contabilizada pelos órgãos oficiais, propõe-se, em futuros trabalhos, o uso de modelos GARCH multivariados, a fim de tentar se obter um modelo mais adequado, do ponto de vista estatístico, que consiga captar melhor esta variabilidade.

De modo geral, os resultados dos modelos ajustados conseguiram representar de forma conveniente os segmentos do mercado de soja de interesse desta pesquisa, apresentando resultados que contribuem para melhor entender o comportamento do mercado de soja, a dinâmica e sensibilidade do setor em dada conjuntura, antever tendências e orientar ações, tanto de investimento quanto de produção, abastecimento e exportação.

REFERÊNCIAS

- AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS – ANP. **Anuário Estatístico 2016**. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/?id=661>>. Acesso em 15 jun. 2016.
- AGRO OLHAR. **Cinco empresas foram responsáveis por mais da metade das exportações de MT em 2013**. 2014. Disponível em: <<http://www.olhardireto.com.br/agro/noticias/exibir.asp?id=13006¬icia=cinco-empresas-foram-responsaveis-por-mais-da-metade-das-exportacoes-de-mt-em-2013-confira-lista>>. Acesso em 20 fev. 2015.
- AGUIAR, D.R.D. **Formação de preços na indústria brasileira de soja: 1982/1989**. 1990. 140 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1990.
- ALBUQUERQUE, J.J. **Análise do Comportamento da demanda por exportações de soja e de minério de ferro do Brasil**. Florianópolis, 2014, 65 p.
- ALEXAKIS, C.; BAGNAROSA, G.; DOWLING, M. Do Cointegrated Commodities Bubble Together? The Case of Hog, Corn, and Soybean, 2017. **Finance Research Letters**, Forthcoming. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=2914152>>. Acesso em 15 ago. 2017.
- ALVES, A. V. S.; BARBOSA, C. R.; QUEIROZ, I. A.; SOARES, N. S. Análise econométrica da oferta de exportação brasileira de cana-de-açúcar, no período de 1978 a 2008. **Estudo & Debate (Online)**, v. 22, n.1, p. 116-127, 2015.
- ALVES, L.R.A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do estado de São Paulo**. 2002. 107 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.
- ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **RER**, Rio de Janeiro, RJ, v. 42, n. 1, p. 09-33, 2004.
- ALVES, L. R. A.; BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P. Produção e exportação de algodão: efeitos de choques de oferta e de demanda. **RBE**, v. 62, n. 4, p. 381-405, 2008.
- AMAGGI. **Sobre a AMAGGI**. Disponível em: <<https://amaggi.com.br/sobre/sobre-o-grupo/>>. Acesso em 20 fev. 2016.
- APROSOJA. **Uso da soja**. 2014. Disponível em: <<http://aprosojabrasil.com.br/2014/sobre-a-soja/uso-da-soja/>>. Acesso em: 05 jan. 2016.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS - ABIOVE. 2016. Disponível em:<<http://www.abiove.org.br/>>. Acesso em: 08 jan. 2016.
- AVALOS, F. Do oil prices drive food prices? The tale of a structural break. **Journal of International Money and Finance**, v. 42, p. 253-271, 2014.
- BACCHI, M.R.P. **Interdependência dos mercados de gasolina C e de álcool combustível no Estado de São Paulo**. Tese (Livre-Docência) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.
- BARBOSA, M. Z.; JUNIOR, S. N. **Agroindústria da Soja: competição entre Brasil e Argentina**. In: V Ciclo de Debates em Economia Industrial, Trabalho e Tecnologia, 2007, São Paulo. V Ciclo de Debates em Economia Industrial, Trabalho e Tecnologia. São Paulo: PUC-SP/EITT-ABET, 2007.

- BARROS, G.S.C. **Economia da Comercialização Agrícola**. Piracicaba: CEPEA/LES-ESALQ/USP, 2012, 245 p.
- BARROS, G.S.C.; BACCHI, M.R.P.; BURNQUIST, H.L. Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000). **Texto para Discussão 865**, IPEA, Brasília, 2002.
- BENTIVOGLIO, D.; FINCO, A.; BACCHI, M.R.P. Interdependencies between biofuel, fuel and food prices: the case of the brazilian ethanol market. **Energies**, v. 9, n. 6, 464, p. 1-16, 2016.
- BERNANKE, B.S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, Rochester, v. 25, p. 49-100, 1986.
- BINI, D. A.; SOUZA, M. O.; CANEVER, M. D.; ELY, R. A. Transmissão de preços ao longo das cadeias produtivas do Brasil. **Revista de Economia (Curitiba)**, v. 42, n.1, p. 1-20, 2016.
- BORENSZTEIN E.; REINHART, C.M. The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices, **IMF Staff Papers**, v. 41, n. 2, p. 236-258, 1994.
- BRANDÃO, A. S.; LIMA, E. C. R. Impacts of the U. S. subsidy to soybeans on world prices, production and exports. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, n. 4, p. 631-676, 2006.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. **AGROSTAT**. Disponível em:
< <http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm>>. Acesso em: 20 mar. 2016a.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). Disponível em: < <http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/>>. Acesso em: 11 jan. 2016b.
- BRASIL. Ministério de Minas e Energia (MME). **Boletim Mensal de Combustíveis Renováveis**. Disponível em: <<http://www.mme.gov.br/web/guest/publicacoes-e-indicadores>>. Acesso em 01 ago. 2016c.
- CAMPOS, S.K. **Fundamentos econômicos da formação do preço internacional de açúcar e dos preços domésticos de açúcar e etanol**. 2010. 141 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.
- CALDARELLI, C.E.; BACCHI, M.R.P. Fatores de influência no preço do milho no Brasil. **Nova Economia**, v. 22, n.1, p.141-164, 2012.
- CALDARELLI, C. E; CAMARA, M. R. G.; BACCHI, M. R. P. Análise da interdependência dos mercados de soja e milho no Brasil e Paraná: uma aplicação da metodologia VEC. In: XLVII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2009, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2009. p. 1-19.
- CAPITANI, D.H.D.; MIRANDA, S.H.G.; MARTINES-FILHO, J.G. Determinantes da demanda brasileira por importação de arroz do Mercosul. **RESR**, Piracicaba, SP, v. 49, n. 3, p. 545-572, 2011.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. As exportações brasileiras no período 1977/96: desempenho e determinantes. Rio de Janeiro: Ipea, 1998, 29 p. (**Texto para Discussão, n. 545**). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=3817>.

Acesso em: 15 de mai. 2016.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – ESALQ/USP. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/>>. Acesso em: 20 fev. 2016.

CHRISTOFOLETTI, M.A.M.; SILVA, R.M.; MARTINÊS-FILHO, J.G. Co-integração e causalidade no mercado de soja: análises para Brasil, China e Estados Unidos. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES, 1, 2011, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Conferência em Gestão de Risco e Comercialização de Commodities, 2011. p. 1-24.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). **Séries históricas**. 2016. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em 10 fev. 2016.

COOKE, B.; ROBLES, M. Recent Food Prices Movements: A Time Series Analysis. International Food Policy Research Institute (IFPRI). Discussion Paper, n. 00942. IFPRI, Washington. DC, 2009. Disponível em: <<http://www.ifpri.org/sites/default/files/publications/ifpridp00942.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2015.

CORONEL, D. A.; MACHADO, J. A. D.; CARVALHO, F. M. A. Análise da competitividade das exportações do complexo soja brasileiro de 1995 a 2006: uma abordagem de market-share. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 13, n. 2, p.281-307, 2009.

COTRISOJA. **Notícias Cotrisoja**. 2016. Disponível em: <<http://www.cotrisoja.com.br>> . Acesso em: 20/03/2016

DIEHL, D. **Formação do preço de etanol hidratado no Estado de São Paulo e sua relação com os mercados de açúcar e de gasolina**. 2012. 141 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.

DIEHL, D.; BACCHI, M.R.P. Relações de preços nos mercados interno e internacional de soja e derivados. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 44, 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2006, p.1-21.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D.A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, Oxford, v. 49, p. 1057-1072, 1981.

ELLIOTT, D.A.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Oxford, v.64, n.2, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4. Ed. New Jersey: John Wiley, 2015, 480 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Oxford, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

EMBRAPA. **Espaço Temático Matopiba**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/tema-matopiba>>. Acesso em: 05 jun. 2017.

EMPRAPA SOJA. **Sistema de Produção**, n.1, 2000. Disponível em: <<http://www.cnpsa.embrapa.br/producao soja/SojanoBrasil.htm>>. Acesso em: 05 dez. 2015.

FEISTEL, P.R.; HIDALGO, A.B.; ZUCHETTO, F.B. Determinantes do intercâmbio comercial de produtos agrícolas entre Brasil e China: o caso da soja. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v.33, n.63, p.63-89, mar. 2015. Disponível em: <<http://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/42081>>. Acesso em: 15 jul. 2016.

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 480 p.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (FGV). **FGV Dados**. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br/>>. Acesso em 10 mar. 2016.

GALVAO, M. C.; SOUZA, M. O.; Bini, D. A.; BACCHI, M. R. P. Influência do preço mundial do petróleo sobre os preços da soja e do açúcar: Uma análise para o Brasil. In: XLVII SBPO - SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PESQUISA OPERACIONAL, 2015, Porto de Galinhas. **Anais...** Porto de Galinhas: Sociedade Brasileira de Pesquisa Operacional, 2015, p. 1193-1204.

GOES, R. H. T. B.; SILVA, L. H. X.; SOUZA, K. A. **Alimentos e Alimentação Animal**. 1. ed. Dourados: UFGD Editora, 2013, 79 p.

GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. S. The Supply and demand for exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. 60, n. 2, p. 275-286, 1978.

HIRAKURI, M. H.; LAZZAROTTO, J. J. O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro. **Documentos 349**, Embrapa Soja, Londrina, 2014.

HOFFMANN, R. Estatística para economistas. 3. ed. Piracicaba: Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais. 2002, 430p.

IKEDA, V.Y. **Integração entre os mercados de soja de Paranaguá (PR) e Sorriso (MT): Impacto da nova rota de exportação pelo Porto de Santarém**. 2015. 95 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação Automática (Sidra)**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2016.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>> . Acesso em 15 mar. 2016.

INSTITUTO MATO-GROSSENSE DE ECONOMIA AGROPECUÁRIA (IMEA). **Entendendo o mercado da soja**. 2015. Disponível em: <<http://www.imea.com.br/site/projetos.php>> . Acesso em 16 jan. 2016.

ISHII, K.S.; SOUZA, M.J.P.; FERREIRA FILHO, J.B.S. A oferta e a estrutura de demanda de fatores de produção da sojicultura brasileira: o modelo da função lucro translog. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45, 2007, Londrina. **Anais...** Londrina: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2007. p. 1-20.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

KARALI, B. Do USDA Announcements Affect Comovements Across Commodity Futures Returns? **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 37, n.1, p. 77-97, 2012.

LEAMER, E.; STERN, R. Quantitative international economics. Boston: Allyn and Bacon, 1970. (International Series in Economics).

LE CLECH, N.A. Determinantes del precio internacional de la soja. **Revista Atlántica de Economía**, v. 2, p. 1-22, 2013.

LIBERA, A. A. D.; WAQUIL, P. D. Integração entre os mercados de milho e soja: uma análise através da transmissão de preços. In: Adayr da Silva Ilha; Clailton Ataides de Freitas. (Org.). O agronegócio brasileiro e o comércio internacional. 1ed.Curitiba: CRV, 2009, p. 249-262.

LIMA, E.C. R. A interdependência entre os mercados de frangos e bovinos: uma aplicação da metodologia VAR-Estrutural. **Texto para Discussão 501**, IPEA, Rio de Janeiro, 1997.

LIU, Q.W. Price relations among hog, corn, and soybean meal futures. **The Journal of Futures Markets**, v. 25, n. 5, p. 491–514, 2005.

MACHADO, L.O. **Fatores de Formação do Preço da Soja em Goiás**. Conjuntura Econômica Goiana, v. 15, p. 45-53, 2010.

MAFIOLETTI, R.L. **Formação de preços na cadeia agroindustrial da soja na década de 90**. 2000. 95 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.

MAGALHÃES, L. C. G. Soja. In: Competitividade de Grãos e de Cadeias Seleccionadas do Agribusiness, p. 95-141. **Texto para discussão 538**, IPEA, Brasília, 1998.

MIRANDA, S.H.G. de; BARROS, G.S.de C. Proposta metodológica para analisar efeitos de barreiras não-tarifárias sobre exportações – o caso da carne bovina brasileira. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v.1, n.01, p.47-74, 2003.

MORAES, M. **Prêmio de exportação da soja brasileira**. 2002. 90 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Edgard Blucher LTDA, 2006, 538 p.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Revista Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 311-335, 2011.

MYERS, R. H.; MONTGOMERY D. C. **Response surface methodology: process and product optimization using designed experiments**. 2. ed. Nova York, John Wiley. 798p, 2002.

NATANELOV, V.; MCKENZIE, A.M.; VAN HUYLENBROECK, G. Crude oil–corn–ethanol–nexus: A contextual approach. **Energy Policy**, v. 63, p. 504-513, 2013.

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

PADRÃO, G. A.; GOMES, M. F.M.; GARCIA, J. C. Determinantes Estruturais do Crescimento da Produção Brasileira de Grãos por Estados da Federação: 1989/90/91 e 2006/07/08. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, p. 51-66, 2012.

PAPIEŻ, M. The application of a rolling causality test for analysing dependencies between the prices of corn, crude oil and ethanol. **Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie**, n. 4, 940, p. 101-116, 2015.

PAULO, A. B. **Esmagadoras de Soja dos Estados de Mato Grosso do Sul e Goiás**. Piracicaba: Ed ESALQLOG, 2010, 31p.

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

PINTOR, E.; PIACENTI, C. A. Determinantes da expansão da fronteira de produção das culturas de arroz, milho e soja no norte e nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 47, n. 2, p. 41-57, 2016.

POKRIVCAK, J.; RAJCANIOVA, M. Crude oil price variability and its impact on ethanol prices. **Agricultural Economics – Czech**, v. 57, n. 8, p. 394-403, 2011.

RIBEIRO, C.F.A.; COTTA, M.K., TONELLO, K.C., RIBEIRO, S.C.A.; CARVALHO, A.C.; PARK, K.J. Exportação brasileira dos principais produtos do complexo soja, In: XI ENCONTRO LATINO AMERICANO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA E VII ENCONTRO LATINO AMERICANO DE PÓS-GRADUAÇÃO DA UNIVERSIDADE DO VALE DO PARAÍBA, 2007. Disponível em: <http://www.inicepg.univap.br/inic_07/trabalhos/sociais/epg/epg00279_01c.pdf>. Acesso em 16 out. 2015.

RODRIGUES, L.; BACCHI, M.R.P. Light fuel demand and public policies in Brazil, 2003 - 2013. **Applied Economics**, v. 48, 54, p. 5300-5313, 2016.

SAMPAIO, L.M.B.; SAMPAIO, Y.S.B.; BERTRAND, J.P. Análise da Demanda para Exportações Brasileiras de Soja em grãos e Farelo. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, **Anais...** Cuiabá: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2004, SOBER, 2004, p. 1-15.

SAMPAIO, L. M. B.; SAMPAIO, Y S. B.; COSTA, E. Mudanças políticas recentes e competitividade no mercado internacional de soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, n. 3, p. 383-411, 2006.

SANCHES, A. L. R.; ZANIN, V.; ALVES, L. R. A.; JACOMINI, R. L. Formação de preços no mercado de milho da Região de Chapecó/SC - Brasil. **Espacios (Caracas)**, v. 37, n. 18, p. 20, 2016. Disponível em: <<http://www.revistaespacios.com/a16v37n18/16371820.html>>. Acesso em 12 de jul. 2017.

SANTOS, D.F. **Políticas macroeconômicas e seus efeitos sobre as importações de lácteos no Brasil**. 2004. 121 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

SATOLO, L.F.; BACCHI, M.R.P. Dinâmica econômica das flutuações na produção de cana-de-açúcar. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 3, p. 377-397, 2009.

SEDIYAMA, A. F.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; Calegario, C. L. L.; SIQUEIRA, P. H. L. Análise da estrutura, conduta e desempenho da indústria processadora de soja no Brasil no período de 2003 a 2010. **RESR**, Piracicaba, SP, v. 51, n. 1, p. 161-182, 2013.

SILVA, E. J. M. **A atuação das grandes tradings do agronegócio da soja no avanço da fronteira agrícola na BR-163**. VI Simpósio Internacional de Geografia Agrária - VII Simpósio Nacional de Geografia Agrária. 1a. Jornada de Geografia das Águas, 2013.

SILVA FILHO, O.C.; FRASCAROLI, B.F.; MAIA, S.F. Transmissão de Preços no Mercado Internacional da Soja: Uma Abordagem pelos Modelos ARMAX e VAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, 2005, Natal. **Anais...** Natal: Encontro Nacional de Economia-ANPEC, 2005. p. 1-19.

SILVA, F.M.; MACHADO, T. Transmissão de preços da soja entre o Brasil e os Estados Unidos no período de 1997 a 2007. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v.1, n. 21, p. 85-103, 2009.

SILVA, M.M.; FRASCAROLI, B.F.; SOBEL, T.F. Transmissão de preços e custos de transação no mercado de soja mato-grossense: uma abordagem por modelos threshold. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 11, n.2, p. 185-210, 2013.

SIMS, C. Are forecasting models usable for policy analysis? **Quarterly Review**, Saint Paul, v. 10, n. 1, p. 2-16, 1986.

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

SOARES, P.; SPOLADOR, H. F. S. Determinantes da eficiência técnica na agricultura: um estudo para as culturas de milho e soja do estado de São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), 44, 2016, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Encontro Nacional de Economia, 2016, p. 1-20.

SOUSA, E.P.; CAMPOS, A.C. Transmissão inter-regional de preços no mercado brasileiro de soja. **Revista Análise Econômica**, v. 27, n.51, p. 83-105, 2009.

SOUZA, G.S. **Introdução aos Modelos de Regressão Linear e Não-Linear**. Embrapa-SCT. 489 p., 1998.

SOUZA M.O.; MARQUES D.V.; SOUZA G.S.; MARRA R. O Complexo da soja: aspectos descritivos e previsões. **Pesquisa Operacional para o Desenvolvimento**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 1, p. 56-86, 2010.

SOUZA, S. S. S.; LAMERA, J. A.; BONJOUR, S. C. M.; FIGUEIREDO, A. M. R.. Mudanças cambiais e o efeito dos fatores de crescimento das receitas de exportações brasileiras de soja. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 5, n. 1, p. 1-24, 2007.

THIAGO, L.R.L.S.; SILVA. J.M. Soja na alimentação de bovinos. **Circular Técnica 31**, 1. ed., Embrapa Gado de Corte, Campo Grande, 2003.

TONIN, J.M.; BARCZSZ, S.S. Transmissão de preços da soja entes os mercados externo e interno: uma abordagem para a Região de Maringá. **A Economia em Revista**, v. 15, p. 35-46, 2007.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Foreign Agricultural Service**. World supply and distribution online. 2016. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline>>. Acesso em: 15 mar. 2016.

WILKINSON, J. **Globalization of Agribusiness and Developing World Food Systems.** Monthly Review, New York, v.61, p.38-49, 2009.

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

APÊNDICE

Modelos Alternativos de Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos

Conforme dito anteriormente, a fim de se identificar um modelo mais adequado, do ponto de vista estatístico, para explicar as exportações brasileiras de soja em grãos, são apresentados três modelos alternativos. As variáveis consideradas nesses modelos são as mesmas do modelo originalmente proposto na Seção 4.3, quais sejam: quantidade exportada de soja em grãos (q_{exp}), preço ao atacado de soja em grãos (p_a), taxa de câmbio efetiva real (C), preço de exportação do grão (p_{ex}), estoque inicial de soja em grãos (est_{in}) e renda nacional (y).

Em virtude do efeito sazonal da quantidade exportada e estoque inicial, como se observa no Anexo B, Figuras 7B e 8B, respectivamente, essas duas séries foram dessazonalizadas no primeiro modelo alternativo por meio do método de Média Geométrica Móvel Centralizada. Hoffmann (2002) argumenta que ao se calcular essa média, as variações estacionais e grande parte das variações aleatórias são eliminadas. Nos outros dois modelos alternativos, foram aplicados procedimentos de Médias Móveis Simples em todas as variáveis consideradas no modelo de oferta de exportação brasileira de soja em grãos originalmente proposto.

De acordo com Morettin e Tolo (2006), a técnica de média móvel consiste em calcular a média aritmética das r observações mais recentes, ou seja:

$$M_t = \frac{Z_t + Z_{t-1} + \dots + Z_{t-r+1}}{r}, \quad t = 1, \dots, N \quad (69)$$

em que M_t é uma estimativa do nível μ_t que não leva em conta as observações mais antigas, o que é razoável, uma vez que o parâmetro varia suavemente com o tempo. O nome média móvel é utilizado porque, a cada período, a observação mais antiga é substituída pela mais recente, calculando-se uma nova média.

No segundo modelo alternativo foram calculadas médias móveis simples de três meses ($r = 3$) e no terceiro, médias móveis simples de cinco meses ($r = 5$).

Já no primeiro modelo alternativo, foram calculadas médias geométricas móveis centralizadas de doze meses para as séries quantidade exportada de soja em grãos e estoque inicial de soja em grãos. Conforme Hoffmann (2002), a média geométrica móvel centralizada de doze termos de um determinada série é dada pela seguinte equação:

$$G_t = \sqrt[12]{Z_{t-6}^{0,5} Z_{t-5} \dots Z_t \dots Z_{t+5} Z_{t+6}^{0,5}}, \quad t = 1, \dots, N \quad (70)$$

Para os três modelos foram realizados testes de raiz unitária, testes de cointegração e ajustados Modelos de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC), bem como análise da função de resposta a impulsos e decomposição da variância do erro de previsão.

Modelo Alternativo 1 – Média geométrica móvel centralizada de doze meses

Os dados utilizados para o desenvolvimento das análises desse modelo compreendem o período de julho de 2005 a junho de 2015. De acordo com os resultados dos testes de raiz unitária, apresentados na Tabela 7.1, para todas as séries analisadas, não há evidências para rejeitar a hipótese de presença de uma raiz unitária, assim, todas as séries são integradas de ordem um, ou seja, $I(1)$.

Em seguida foi realizado o teste de cointegração de Johansen com duas defasagens e com *drift*. Conforme os resultados apresentados na Tabela 10.1, conclui-se, ao nível de 5% de significância, que existem três vetores de cointegração.

Tabela 7.1 – Resultados dos testes de raiz unitária (DF-GLS) para o Modelo Alternativo 1.

Variável	Modelo A		Modelo B	
	p	Estatística DF-GLS	p	Estatística DF-GLS
Quantidade exportada do grão	12	-1,114	5	0,934
Preço do grão ao atacado	8	-2,148	0	-1,544
Câmbio	1	-1,605	0	-0,754
Preço de exportação do grão	1	-1,781	0	-0,722
Estoque inicial do grão	4	-2,461	0	0,615
Renda nacional	12	-1,236	5	0,364

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Modelo A: versão com constante e tendência (valores críticos em Elliott, Rothenberg e Stock (1996) (**10% = -2,64, **5% = -2,93, *1% = -3,46)); Modelo B: na versão apenas com constante (valores críticos em Dickey e Fuller (1979;1981) (**10% = -1,62, **5% = -1,95 e *1% = -2,58)).

Tabela 10.1 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen para o Modelo Alternativo 1.

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística Traço	Valores Críticos (5%)	P-Valor
$r = 0$	$r > 0$	218,049	95,514	0,000
$r \leq 1$	$r > 1$	95,420	69,611	0,000
$r \leq 2$	$r > 2$	47,802	47,707	0,049
$r \leq 3$	$r > 3$	16,409	29,804	0,690
$r \leq 4$	$r > 4$	6,001	15,408	0,698
$r \leq 5$	$r > 5$	1,474	3,841	0,225

Fonte: Resultados da pesquisa.

De posse desses resultados foi ajustado um Modelo VEC, com as séries transformadas em logaritmo, na primeira diferença, duas defasagens, com constante e três vetores de correção de erros. Os efeitos contemporâneos de cada variável considerada no modelo são apresentados na Tabela 17.1. Como se observa, nesse modelo alternativo, o estoque inicial é a variável com maior influência contemporânea sobre as exportações de soja em grãos. No entanto, esta relação não é estatisticamente significativa, assim como as relações de todas as outras variáveis sobre as exportações do grão. Além disso, os sinais dos coeficientes estimados para as relações do preço de exportação do grão sobre as exportações

de soja e do estoque inicial sobre o preço do grão no mercado interno não estão de acordo com o esperado. Nota-se ainda que nesse modelo alternativo, o estoque inicial também tem maior efeito imediato sobre o preço ao atacado do grão, com relação estatisticamente significativa. Estes resultados diferem bastante dos obtidos no ajuste do modelo de oferta de exportações de soja em grãos originalmente proposto.

No modelo originalmente proposto, cujos resultados foram apresentados na Seção 6.3.3, as variáveis que apresentaram maior efeito imediato sobre as exportações de soja foram, nessa ordem, a taxa de câmbio efetiva real e o preço de exportação de soja em grãos. Com exceção do sinal da relação do estoque inicial de soja sobre o preço doméstico do grão, os sinais de todos os outros coeficientes estavam coerentes com o esperado. Todas as relações foram estatisticamente significativas, com exceção da relação do preço ao atacado do grão sobre as exportações de soja. Além disso, o preço de exportação do grão foi a variável com maior influência imediata sobre preço ao atacado do grão, conforme era de se esperar.

Tabela 17.1 – Coeficientes estimados na matriz de relações contemporâneas do Modelo Alternativo 1.

Relações Contemporâneas		Coeficientes Estimados	Desvio Padrão	Estatística t	Significância
De	Sobre				
Preço ao atacado do grão	Quant. exportada do grão	-0,041	0,052	-0,796	0,426
Taxa de câmbio efetiva	Quant. exportada do grão	0,046	0,058	0,802	0,423
Preço de exportação do grão	Quant. exportada do grão	-0,015	0,046	-0,322	0,748
Estoque inicial do grão	Quant. exportada do grão	0,780	0,534	1,460	0,144
Taxa de câmbio efetiva	Preço ao atacado do grão	0,484	0,101	4,806	0,000
Preço de exportação do grão	Preço ao atacado do grão	0,716	0,056	12,855	0,000
Estoque inicial do grão	Preço ao atacado do grão	3,499	1,025	3,413	0,001

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observa-se, na Figura 45.1, que o efeito acumulado de variações no estoque inicial sobre as exportações do grão apresenta um expressivo aumento a partir do sexto mês, indicando que ele não se estabiliza. Como os impactos são acumulados, pode-se concluir que o efeito do choque não desaparece ao longo do tempo, sendo portanto, permanente.

No modelo originalmente proposto, as variáveis que causaram maior impacto sobre as exportações do grão foram o câmbio, o preço de exportação do grão, o preço do grão no mercado interno e a renda, com efeitos positivos das duas primeiras variáveis e negativos das duas últimas. Além disso, os efeitos acumulados de todas essas variáveis se estabilizavam a partir de um determinado período, indicando que os impactos eram temporários.

Como se observa na Tabela 18.1, a própria variável, quantidade exportada de soja em grãos é capaz de explicar cerca de 94% de suas variações no primeiro mês, reduzindo para aproximadamente 70% no final do período. Também é possível observar um aumento da

importância do estoque inicial de soja, do câmbio e do preço de exportação do grão na explicação dessas variações ao longo do tempo, visto que no final de doze meses essas três variáveis conseguem explicar cerca de 25% da referida variância. Já no modelo originalmente proposto, a própria variável, quantidade exportada do grão, que explicava 85% de suas variações no início do período, passou a explicar 65% no final, enquanto o preço de exportação, o preço ao atacado e o estoque inicial do grão conseguiram explicar cerca de 24% dessas variações no final de doze meses.

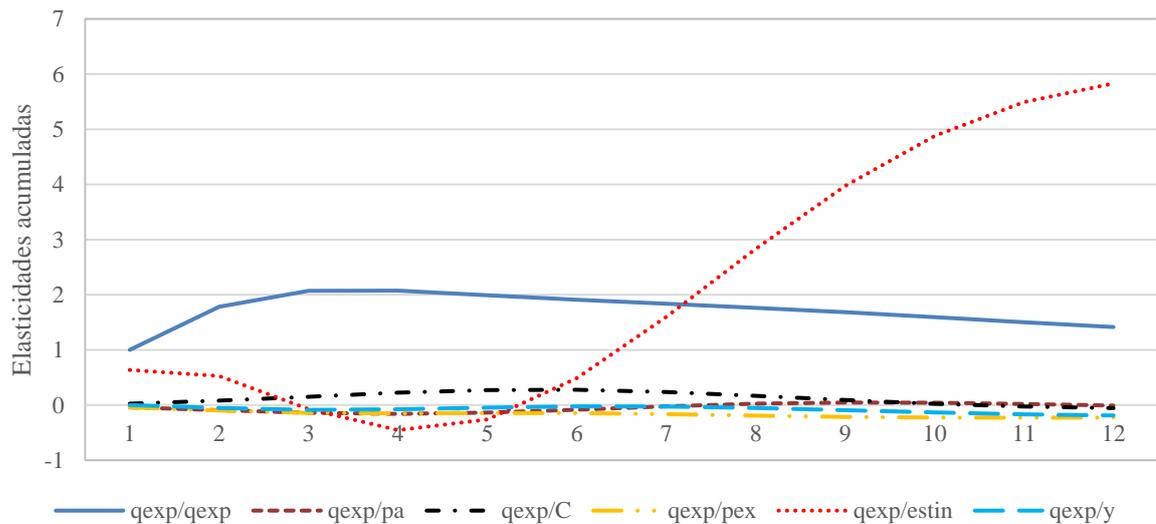


Figura 45.1 - Respostas acumuladas da quantidade exportada de soja em grãos (q_{exp}) a choques não antecipados na própria variável (q_{exp}), no preço ao atacado do grão (pa), na taxa de câmbio efetiva real (C), no preço de exportação do grão (p_{ex}), no estoque inicial do grão (est_{in}) e na renda interna (y), com q_{exp} e est_{in} dessazonalizadas.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 18.1 - Decomposição da variância do erro de previsão da quantidade exportada de soja em grãos (qexp) com as séries qexp e estin dessazonalizadas.

Período	Desvio Padrão	qexp	pa	C	pex	estin	y
1	0,013	94,242	0,580	0,382	3,426	1,370	0,000
2	0,017	91,202	0,891	1,196	5,141	0,847	0,723
3	0,018	87,253	1,245	2,599	6,505	1,432	0,965
4	0,018	85,516	1,291	4,107	6,451	1,669	0,967
5	0,018	84,588	1,367	4,741	6,416	1,711	1,176
6	0,018	83,263	1,852	4,653	6,294	2,660	1,278
7	0,019	80,404	2,424	4,938	6,365	4,638	1,231
8	0,019	76,624	2,666	5,926	6,617	6,840	1,326
9	0,020	73,423	2,617	7,098	6,725	8,516	1,622
10	0,020	71,458	2,538	7,967	6,649	9,459	1,929
11	0,020	70,538	2,564	8,410	6,539	9,838	2,111
12	0,020	70,204	2,662	8,550	6,495	9,917	2,172

Fonte: Resultados da pesquisa.

Modelo Alternativo 2 – Média móvel de três meses

Para o desenvolvimento das análises desse modelo foram utilizados dados de fevereiro de 2005 a novembro de 2015. Conforme os resultados dos testes de raiz unitária, apresentados na Tabela 7.2, pode-se observar que quando se considera a versão apenas com constante (Modelo B), rejeita-se a hipótese nula de presença de uma raiz unitária para as variáveis: quantidade exportada e estoque inicial, ao nível de 1% de significância. No entanto, quando se considera a versão com constante e tendência (Modelo A), em todos os casos, não há evidências para rejeitar a hipótese nula de presença de uma raiz unitária, ou seja, todas as variáveis são integradas de ordem um, ou seja, $I(1)$.

Desse modo, foi realizado o teste de cointegração de Johansen com *drift* e duas defasagens. De acordo com os resultados apresentados na Tabela 10.2, conclui-se, ao nível de 5% de significância, que existem três vetores de cointegração.

Tabela 7.2 – Resultados dos testes de raiz unitária (DF-GLS) para o Modelo Alternativo 2.

Variável	Modelo A		Modelo B	
	P	Estatística DF-GLS	p	Estatística DF-GLS
Quantidade exportada do grão	0	-3,388	0	-2,973*
Preço do grão ao atacado	11	-2,137	0	-0,840
Câmbio	8	-0,951	3	-0,500
Preço de exportação do grão	9	-1,034	2	-0,726
Estoque inicial do grão	11	-1,406	0	-3,157*
Renda nacional	11	-0,916	5	0,763

Nota: Modelo A: versão com constante e tendência (valores críticos em Elliott, Rothenberg e Stock (1996) (**10% = -2,64, **5% = -2,93, *1% = -3,46)); Modelo B: na versão apenas com constante (valores críticos em Dickey e Fuller (1979;1981) (**10% = -1,62, **5% = -1,95 e *1% = -2,58)).

Tabela 10.2 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen para o Modelo Alternativo 2.

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística Traço	Valores Críticos (5%)	P-Valor
$r = 0$	$r > 0$	191,809	95,514	0,000
$r \leq 1$	$r > 1$	97,062	69,611	0,000
$r \leq 2$	$r > 2$	56,583	47,707	0,005
$r \leq 3$	$r > 3$	25,500	29,804	0,149
$r \leq 4$	$r > 4$	9,087	15,408	0,364
$r \leq 5$	$r > 5$	3,300	3,841	0,069

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em seguida, foi ajustado um VEC com as séries transformada em logaritmo, na primeira diferença, duas defasagens, com constante e três vetores de correção de erros. Os efeitos contemporâneos de cada variável considerada no modelo são apresentados na Tabela 17.2. Conforme pode ser visto, nesse modelo, as variáveis com maior efeito contemporâneo sobre as exportações de soja são o preço de exportação do grão e a taxa de câmbio efetiva

real, resultados semelhantes aos obtidos no ajuste do modelo originalmente proposto, embora nesse modelo alternativo as relações dessas duas variáveis sobre a quantidade exportada do grão não sejam significativas e a ordem de importância seja inversa. Além disso, as relações do preço ao atacado sobre as exportações do grão e do estoque inicial sobre o preço ao atacado do grão também não são significativas.

Pode-se observar ainda que os sinais de todos os coeficientes estimados estão conforme o esperado, com exceção da relação entre o estoque inicial de soja e o preço doméstico do grão, no entanto, o efeito da primeira variável sobre a segunda é muito baixo, assim como no modelo originalmente proposto. Além disso, o preço de exportação do grão é a variável que exerce maior influência imediata sobre o preço do grão no mercado interno, resultado também consoante com o obtido no modelo originalmente proposto.

Tabela 17.2 – Coeficientes estimados na matriz de relações contemporâneas do Modelo Alternativo 2.

Relações Contemporâneas		Coeficientes Estimados	Desvio Padrão	Estatística t	Significância
De	Sobre				
Preço ao atacado do grão	Quant. exportada do grão	-0,902	1,846	-0,489	0,625
Taxa de câmbio efetiva	Quant. exportada do grão	2,121	2,026	1,047	0,295
Preço de exportação do grão	Quant. exportada do grão	2,205	1,633	1,350	0,177
Estoque inicial do grão	Quant. exportada do grão	0,259	0,130	1,991	0,047
Taxa de câmbio efetiva	Preço ao atacado do grão	0,448	0,092	4,873	0,000
Preço de exportação do grão	Preço ao atacado do grão	0,683	0,055	12,466	0,000
Estoque inicial do grão	Preço ao atacado do grão	0,001	0,006	0,133	0,894

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como pode ser visto na Figura 45.2, a influência de choques não antecipados no câmbio, no preço de exportação do grão, no preço ao atacado do grão e na renda interna sobre as exportações do grão aumenta consideravelmente no acumulado, apresentando crescimentos explosivos, com efeitos positivos das duas primeiras variáveis e negativos das duas últimas. Resultados semelhantes aos obtidos no modelo originalmente proposto, com exceção dos efeitos dos choques neste modelo alternativo serem permanentes.

Observa-se, na Tabela 18.2, que a própria variável quantidade exportada de soja em grãos é capaz de explicar cerca de 93% das variações do seu erro de previsão no primeiro mês, reduzindo consideravelmente para 24% no final do período. Por outro lado, observa-se um expressivo aumento da importância do câmbio e do preço de exportação do grão para explicar essas variações a partir do terceiro mês. No final de doze meses, essas duas variáveis explicam mais da metade, cerca de 57%, das variações nas exportações do grão. No modelo

originalmente proposto, a relevância dessas duas variáveis na explicação de variações nas exportações de soja é bem menor, ao passo que a importância do preço do grão no mercado interno e do estoque inicial de soja aumentam.

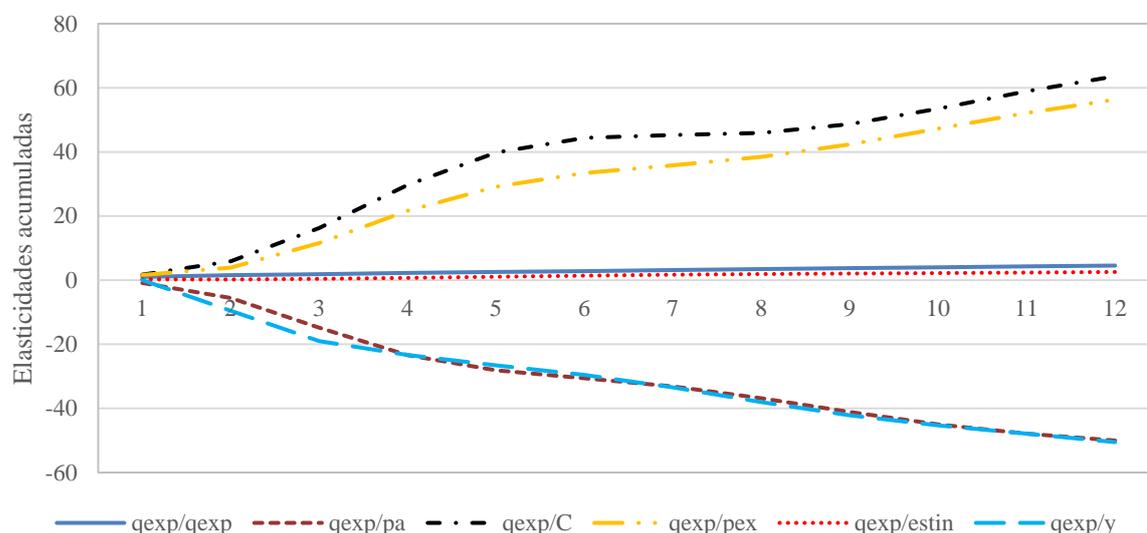


Figura 45.2 - Respostas acumuladas da quantidade exportada de soja em grãos (qexp) a choques não antecipados na própria variável (qexp), no preço ao atacado de soja em grãos (pa), na taxa de câmbio efetiva real (C), no preço de exportação de soja em grãos (pex), no estoque inicial de soja em grãos (estin) e na renda interna (y), considerando média móvel de 3 meses.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 18.2 - Decomposição da variância do erro de previsão da quantidade exportada de soja em grãos (qexp) considerando média móvel de 3 meses.

Período	Desvio Padrão	qexp	pa	C	pex	estin	y
1	0,232	93,408	0,174	0,926	2,475	3,017	0,000
2	0,302	74,393	2,845	3,794	4,543	1,827	12,599
3	0,408	43,216	7,498	12,955	21,160	1,619	13,552
4	0,520	29,011	7,756	19,417	32,880	1,691	9,244
5	0,574	25,209	7,144	21,193	36,160	2,312	7,982
6	0,593	24,806	6,889	20,845	36,556	3,114	7,790
7	0,604	25,286	6,853	20,153	36,125	3,548	8,035
8	0,615	25,641	7,014	19,453	35,794	3,652	8,446
9	0,630	25,535	7,223	18,864	36,188	3,607	8,583
10	0,649	24,999	7,219	18,723	37,143	3,529	8,387
11	0,667	24,450	7,050	18,858	37,998	3,513	8,131
12	0,680	24,161	6,887	18,914	38,475	3,569	7,995

Fonte: Resultados da pesquisa.

Modelo Alternativo 3 – Média móvel de cinco meses

Os dados utilizados para o desenvolvimento das análises desse modelo compreendem o período de março de 2005 a outubro de 2015. A Tabela 7.3 indica que, ao se considerar a versão apenas com constante (Modelo B), rejeita-se a hipótese nula de presença de uma raiz unitária para a variável estoque inicial, ao nível de 1% de significância. Entretanto, não se rejeita a hipótese nula de presença de uma raiz unitária em todos os casos, ao se considerar a versão com constante e tendência (Modelo A). Portanto, todas as variáveis são I(1).

Em seguida, foi realizado o teste de cointegração de Johansen com *drift* e duas defasagens. Conforme os resultados apresentados na Tabela 10.3 conclui-se, ao nível de 5% de significância, que nesse caso há dois vetores de cointegração.

Tabela 7.3 – Resultados dos testes de raiz unitária (DF-GLS) para o Modelo Alternativo 3.

Variável	Modelo A		Modelo B	
	p	Estatística DF-GLS	p	Estatística DF-GLS
Quantidade exportada do grão	0	-3,367	10	0,389
Preço do grão ao atacado	9	-2,222	0	-0,557
Câmbio	12	-0,876	2	-0,816
Preço de exportação do grão	8	-0,785	2	-0,906
Estoque inicial do grão	10	-1,264	0	-3,201*
Renda nacional	12	-1,220	3	0,383

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Modelo A: versão com constante e tendência (valores críticos em Elliott, Rothenberg e Stock (1996) (**10% = -2,64, *5% = -2,93, *1% = -3,46)); Modelo B: na versão apenas com constante (valores críticos em Dickey e Fuller (1979;1981) (**10% = -1,62, *5% = -1,95 e *1% = -2,58)).

Tabela 10.3 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen para o Modelo Alternativo 3.

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística Traço	Valores Críticos (5%)	P-Valor
$r = 0$	$r > 0$	189,834	95,514	0,000
$r \leq 1$	$r > 1$	81,028	69,611	0,004
$r \leq 2$	$r > 2$	43,832	47,707	0,113
$r \leq 3$	$r > 3$	18,124	29,804	0,567
$r \leq 4$	$r > 4$	7,419	15,408	0,536
$r \leq 5$	$r > 5$	0,963	3,841	0,326

Fonte: Resultados da pesquisa.

Posteriormente, foi ajustado um VEC com as séries transformadas em logaritmo, na primeira diferença, duas defasagens, com constante e dois vetores de correção de erros. Pode-se observar, na Tabela 17.3, que a variável com maior influência contemporânea sobre as exportações do grão, nesse modelo alternativo, é o preço de exportação do grão, cuja relação é estatisticamente significativa, seguida pelo câmbio. Assim como no Modelo Alternativo 2 e no modelo originalmente proposto, os sinais de todos os coeficientes estimados estão de acordo com o esperado, exceto o sinal da relação entre o estoque inicial e o preço ao atacado

do grão, mas o impacto de uma variável sobre a outra é muito baixo Também conforme os dois modelos supracitados, a variável com maior efeito imediato sobre o preço ao atacado é o preço de exportação do grão. Observa-se ainda não significância das relações do preço ao atacado do grão e do câmbio sobre as exportações de soja em grãos, bem como da relação entre o estoque inicial e o preço ao atacado do grão.

Tabela 17.3 – Coeficientes estimados pela matriz de relações contemporâneas do Modelo Alternativo 3.

Relações Contemporâneas		Coeficientes Estimados	Desvio Padrão	Estatística t	Significância
De	Sobre				
Preço ao atacado do grão	Quant. exportada do grão	-1,932	1,537	-1,257	0,209
Taxa de câmbio efetiva	Quant. exportada do grão	1,757	1,651	1,064	0,287
Preço de exportação do grão	Quant. exportada do grão	2,700	1,355	1,993	0,046
Estoque inicial do grão	Quant. exportada do grão	1,293	0,104	12,423	0,000
Taxa de câmbio efetiva	Preço ao atacado do grão	0,405	0,089	4,552	0,000
Preço de exportação do grão	Preço ao atacado do grão	0,672	0,051	13,166	0,000
Estoque inicial do grão	Preço ao atacado do grão	0,007	0,006	1,235	0,217

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observa-se, na Figura 45.3, que a influência de choques não antecipados no câmbio, no preço de exportação de soja em grãos, no preço doméstico do grão e na renda interna sobre as exportações de soja em grãos aumenta consideravelmente no acumulado, com efeitos positivos das duas primeiras variáveis e negativos das duas últimas. Resultados semelhantes aos obtidos no modelo originalmente proposto e no Modelo Alternativo 2, excetuando o fato dos efeitos dos choques no modelo originalmente proposto serem temporários, ao passo que nos modelos alternativos esses efeitos são permanentes.

Como se observa na Tabela 18.3, inicialmente, a própria variável quantidade exportada de soja em grãos explica cerca de 43% das variações do seu erro de previsão, reduzindo para quase 15% no final do período, enquanto o estoque inicial de soja, que explicava 55% dessas variações no início do período, reduz para 20% no final de doze meses. Por outro lado, observa-se um significativo aumento da relevância do preço de exportação do grão, do câmbio e do preço do grão no mercado interno para explicar essas variações. No final de doze meses, essas três variáveis explicam cerca de 62%, da variância do erro de previsão das exportações do grão. No modelo originalmente proposto, a relevância dessas variáveis na explicação de variações nas exportações é bem menor ao passo que a participação da renda é um pouco maior.

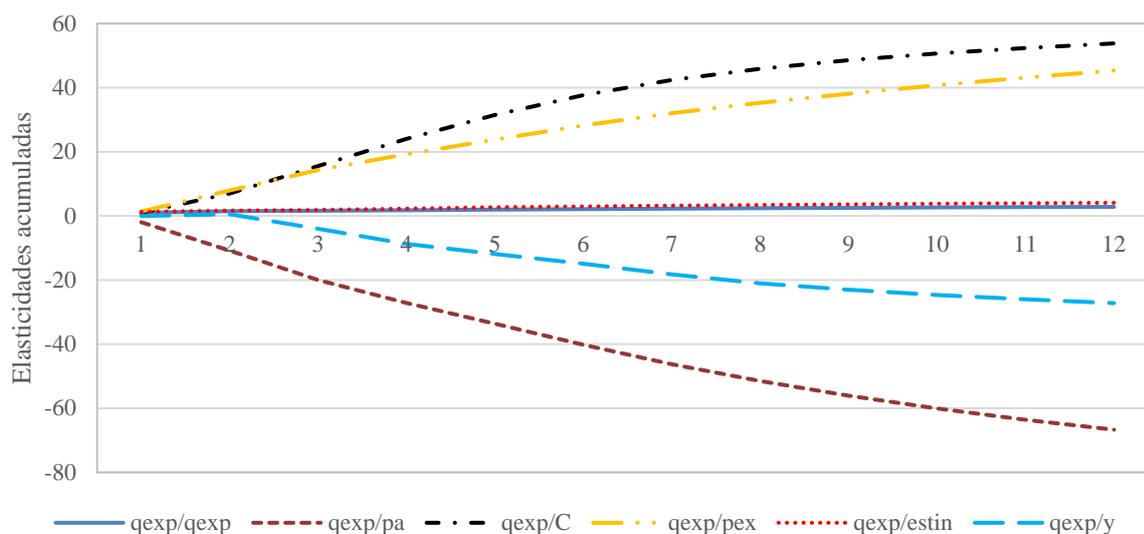


Figura 45.3 - Respostas acumuladas da quantidade exportada de soja em grãos (qexp) a choques não antecipados na própria variável (qexp), no preço ao atacado de soja em grãos (pa), na taxa de câmbio efetiva real (C), no preço de exportação de soja em grãos (pex), no estoque inicial de soja em grãos (estin) e na renda interna (y), considerando média móvel de 5 meses.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 18.3 - Decomposição da variância do erro de previsão da quantidade exportada de soja em grãos (qexp) considerando média móvel de 5 meses.

Período	Desvio Padrão	qexp	pa	C	pex	estin	y
1	0,184	42,919	0,543	0,201	1,234	55,102	0,000
2	0,234	32,525	7,438	4,856	17,461	37,699	0,021
3	0,273	24,351	11,040	10,681	24,438	28,397	1,093
4	0,301	20,430	11,894	14,542	25,866	25,416	1,852
5	0,322	18,393	12,339	16,528	26,757	24,016	1,967
6	0,339	17,071	13,038	17,361	27,851	22,582	2,097
7	0,350	16,196	13,701	17,574	28,620	21,598	2,311
8	0,358	15,679	14,167	17,515	29,110	21,085	2,444
9	0,363	15,366	14,497	17,355	29,525	20,769	2,487
10	0,368	15,143	14,747	17,175	29,912	20,520	2,503
11	0,371	14,973	14,924	17,011	30,246	20,336	2,511
12	0,374	14,843	15,037	16,870	30,530	20,209	2,510

Fonte: Resultados da pesquisa.

ANEXOS

Anexo A – Informações auxiliares do mercado doméstico de soja.

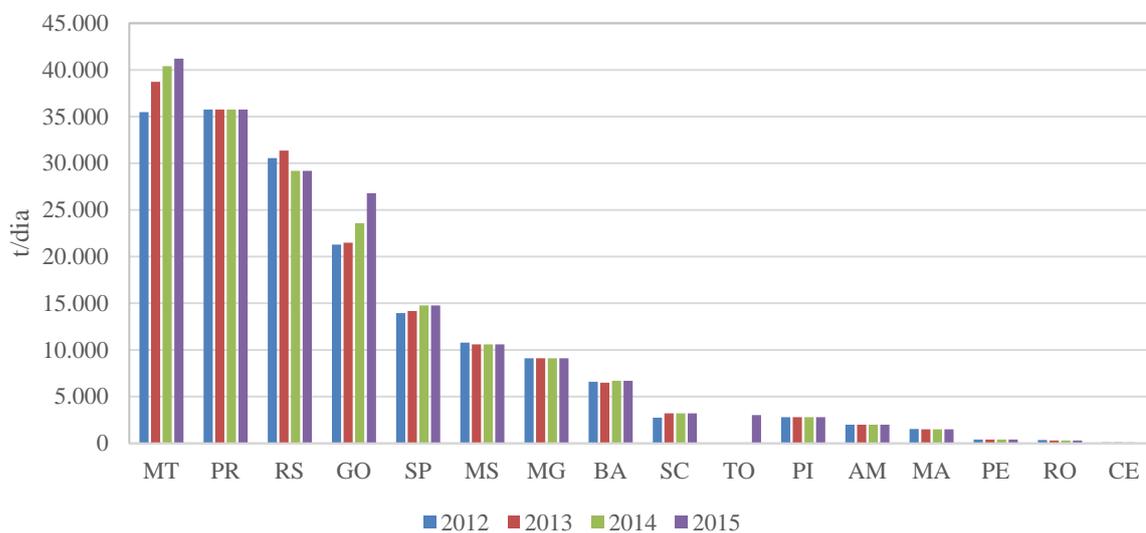


Figura 1A – Evolução da capacidade instalada do processamento de oleaginosa, por estado, no período de 2012 a 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da ABIOVE (2016).

Tabela 1A - Descrição das unidades/plantas industriais de processamento existentes no Brasil em 2015.

Nº	Empresas	Localização da Unidade	UF	Processo de Extração	Oleaginosas Processadas	Situação Da Unidade 2015
1	Amaggi	Itacoatiara	AM	Solvente	Soja	Ativa
2	Bunge	Luís Eduardo Magalhães	BA	Solvente	Soja	Ativa
3	Cargill	Barreiras	BA	Solvente	Soja	Ativa
4	Oleoplan	Iraquara	BA	Solvente	Soja	Ativa
5	ADM*	Ipameri	GO	Solvente	Soja	Ativa
6	Agrex (ex-Ceagro)	Goiatuba	GO	Solvente	Soja	Ativa
7	Brejeiro	Anápolis	GO	Solvente	Soja	Ativa
8	Brejeiro	Rio Verde	GO	Prensa	Soja	Parada
9	Bunge	Luziânia	GO	Solvente	Soja	Ativa
10	Caramuru	Itumbiara	GO	Solvente	Soja e Girassol	Ativa
11	Caramuru	São Simão	GO	Solvente	Soja	Ativa
12	Caramuru	Ipameri	GO	Solvente	Soja	Ativa
13	Cargill	Rio Verde	GO	Solvente	Soja	Ativa
14	Cereal	Rio Verde	GO	Solvente	Soja	Ativa
15	Cereal	Rio Verde	GO	Solvente		Parada
16	Comigo	Rio Verde	GO	Solvente	Soja	Ativa
17	Comigo	Rio Verde	GO	Solvente	Soja	Ativa
18	Granol	Anápolis	GO	Solvente	Soja	Ativa
19	Louis Dreyfus	Jataí	GO	Solvente	Soja	Ativa
20	Louis Dreyfus	Itumbiara	GO	Solvente	Algodão	Ativa
21	Olvego	Pires do Rio	GO	Solvente	Soja	Ativa
22	Algar Agro	Porto Franco	MA	Solvente	Soja	Ativa
23	ADM	Uberlândia	MG	Solvente	Soja	Ativa
24	Algar Agro	Uberlândia	MG	Solvente	Soja	Ativa
25	Cargill	Uberlândia	MG	Solvente	Soja	Ativa
26	Selecta	Araguari	MG	Solvente	Soja	Ativa
27	ADM	Campo Grande	MS	Solvente	Soja	Ativa
28	Agrenco	Carapó	MS	Solvente	Soja	Parada
29	Bunge	Dourados	MS	Solvente	Soja	Ativa
30	Cargill	Três Lagoas	MS	Solvente	Soja	Ativa
31	Correcta	Ponta Porã	MS	Solvente	Soja	Ativa
32	Sipal	Fátima do Sul	MS	Solvente	Soja	Ativa
33	Socceppar	Bataguassú	MS	Solvente	Soja	Parada
34	ADM	Rondonópolis	MT	Solvente	Soja	Ativa
35	Agrenco	Alto Araguaia	MT	Solvente	Soja	Parada
36	Amaggi	Lucas do Rio Verde	MT	Solvente	Soja	Ativa
37	Araguassú	Porto Alegre do Norte	MT	Solvente	Soja	Ativa
38	Bunge	Rondonópolis	MT	Solvente	Soja	Ativa
39	Bunge	Nova Mutum	MT	Solvente	Soja	Ativa
40	Bunge	Rondonópolis	MT	Prensa	Algodão	Ativa
41	Caramuru	Sorriso	MT	Solvente	Soja	Ativa
42	Cargill	Primavera do Leste	MT	Solvente	Soja	Ativa
43	Grupal*	Cuiabá	MT	Solvente	Soja	Ativa
44	Louis Dreyfus	Alto Araguaia	MT	Solvente	Soja	Ativa
45	Noble Agri	Rondonópolis	MT	Solvente	Soja	Ativa
46	Ovelpar	Cuiabá	MT	Solvente	Soja	Ativa

47	Parecis SA	Campo Novo do Parecis	MT	-	Girassol	Ativa
48	Sperafico	Cuiabá	MT	Solvente	Soja	Ativa
49	Tauá	Nova Mutum	MT	Solvente	Soja	Ativa
50	Tauá	Nova Mutum	MT	Prensa	Soja	Parada
51	Sojanossa	Petrolina	PE	Solvente	Soja	Ativa
52	Bunge	Uruçuí	PI	Solvente	Soja	Ativa
53	Dureino	Teresina	PI	Solvente	Soja	Ativa
54	BRF	Toledo	PR	Solvente	Soja	Ativa
55	BRF	Dois Vizinhos	PR	Solvente	Soja	Ativa
56	Bunge	Ponta Grossa	PR	Solvente	Soja	Ativa
57	Cargill	Ponta Grossa	PR	Solvente	Soja	Ativa
58	Coamo	Campo Mourão	PR	Solvente	Soja	Ativa
59	Coamo	Paranaguá	PR	Solvente	Soja	Ativa
60	Cocamar	Maringá	PR	Solvente	Soja	Ativa
61	Cocamar	Maringá	PR	Solv./Prensa	Soja/Alg./Can./Giras.	Ativa
62	Coopavel	Cascavel	PR	Solvente	Soja	Ativa
63	Cooper Agraria	Guarapuava	PR	Solvente	Soja	Ativa
64	Cooperativa Agroindustrial Lar	Céu Azul	PR	Solvente	Soja	Ativa
65	Copacol	Cafelândia	PR	Solvente	Soja	Ativa
66	Diplomata	Cascavel	PR	Solvente	Soja	Ativa
67	Imcopa	Araucária	PR	Solvente	Soja	Ativa
68	Imcopa	Cambé	PR	Solvente	Soja	Ativa
69	Insol	Ponta Grossa	PR	Solvente	Soja	Ativa
70	Insol	Maringá	PR	Solvente	Soja	Ativa
71	Louis Dreyfus	Ponta Grossa	PR	Solvente	Soja	Ativa
72	Nidera*	Cambé	PR	Solvente	Soja	Ativa
73	Santa Rosa	Clevalândia	PR	Solvente	Soja	Ativa
74	Sipal	Ibiporã	PR	Solvente	Soja	Parada
75	Sperafico	Marechal Cândido Rondon	PR	Solvente	Soja	Ativa
76	Portal	Vilhena	RO	Solvente	Soja e Girassol	Ativa
77	3 Tentos Agroindustrial	Ijuí	RS	Solvente	Soja	Ativa
78	Agrodanieli	Tapejara	RS	Solvente	Soja	Ativa
79	Baldo	Encantado	RS	Solvente	Soja	Ativa
80	Bianchini	Rio Grande	RS	Solvente	Soja	Ativa
81	Bianchini	Canoas	RS	Solvente	Soja	Ativa
82	BSBIOS	Passo Fundo	RS	Solvente	Soja	Ativa
83	Bunge	Rio Grande	RS	Solvente	Soja	Ativa
84	Camera	Santa Rosa	RS	Solvente	Soja	Ativa
85	Camera	Estrela	RS	Solvente	Soja	Parada
86	Camera	São Luiz Gonzaga	RS	Solvente	Soja	Parada
87	CLW/Helmut Tesmann	Camaquã	RS	Solvente	Soja	Ativa
88	DuPont (Solae do Brasil)	Esteio	RS	Solvente	Soja	Ativa
89	Giovelli	Guarani das Missões	RS	Solvente	Soja e Canola	Ativa
90	Giovelli	Guarani das Missões	RS	Desativador	Soja e Canola	Ativa
91	Giovelli	Guarani das Missões	RS	Solvente	Soja	Parada
92	Granol	Cachoeira do Sul	RS	Solvente	Soja	Ativa
93	Grupal*	Cruz Alta	RS	Solvente	Soja	Ativa
94	Oleoplan	Veranópolis	RS	Solvente	Soja	Ativa
95	Olfar	Erechim	RS	Solvente	Soja	Ativa

96	Sebben	Marau	RS	Solvente	Soja	Ativa
97	Warpol	Giruá	RS	Solvente	Soja/Canola/Giras.	Ativa
98	ADM	Joaçaba	SC	Solvente	Soja	Ativa
99	BRF	Videira	SC	Solvente	Soja	Ativa
100	Cooperalfa	Chapecó	SC	Solvente	Soja	Ativa
101	APSA - Algodoeira Palmeirense	Rancharia	SP	Solvente	Algodão	Parada
102	Brejeiro	Orlândia	SP	Solvente	Soja	Ativa
103	EBE - Empresa Brasileira de Esmagamento	Rancharia	SP	Solvente	Soja	Parada
104	Granol	Oswaldo Cruz	SP	Solvente	Soja	Ativa
105	Granol	Bebedouro	SP	Solvente	Soja	Ativa
106	Louis Dreyfus	Paraguaçu Paulista	SP	Solvente	Algodão	Ativa
107	Matarazzo	Rancharia	SP	Prensa/Solv.	Amend./Alg./Giras.	Parada
108	Olam*	Bauru	SP	Solvente	Soja	Ativa
109	Óleos Menu	Guararapes	SP	Solv./Prensa	Algodão	Ativa
110	Sina	Orlândia	SP	Solvente	Soja	Ativa
111	Sina	Santo Anastácio	SP	Solvente	Soja	Parada
112	Sodru	São Joaquim da Barra	SP	Solvente	Soja	Ativa
113	SPBIO	Guaíra	SP	Solvente	Soja	Parada
114	Fazendão Agronegócio	Cariri	TO	Desativador	Soja	Ativa
115	Fazendão Agronegócio	Cariri	TO	Solvente	Soja	Ativa
116	Fazendão Agronegócio	Cariri	TO	Prensa	Soja	Ativa
117	Granol	Porto Nacional	TO	Solvente	Soja	Ativa

(*) empresas cujas unidades industriais estão arrendadas

Fonte: ABIOVE (2016).

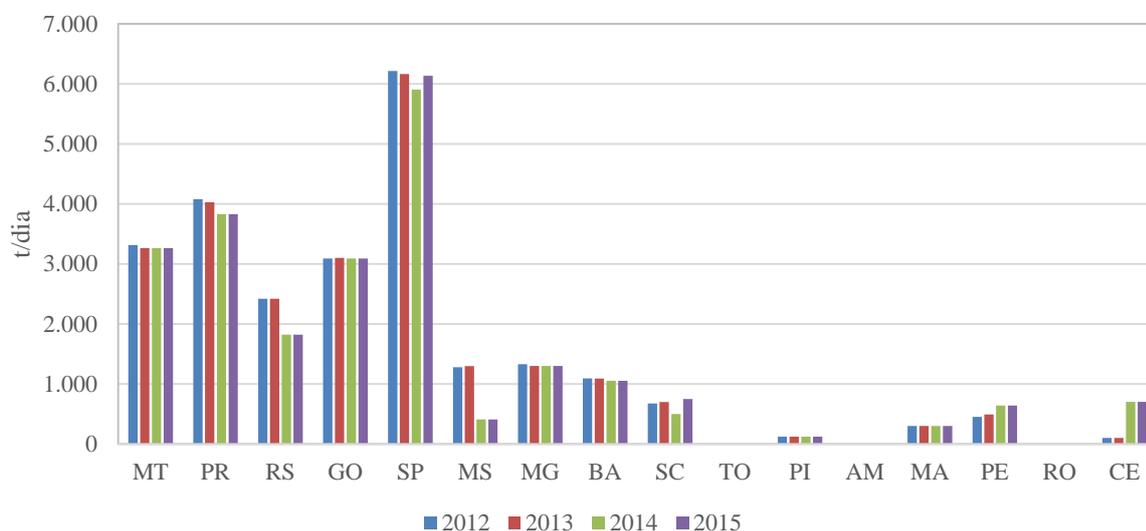


Figura 2A – Evolução da capacidade instalada do refino de óleos vegetais, por estado, no período de 2012 a 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da ABIOVE (2016).

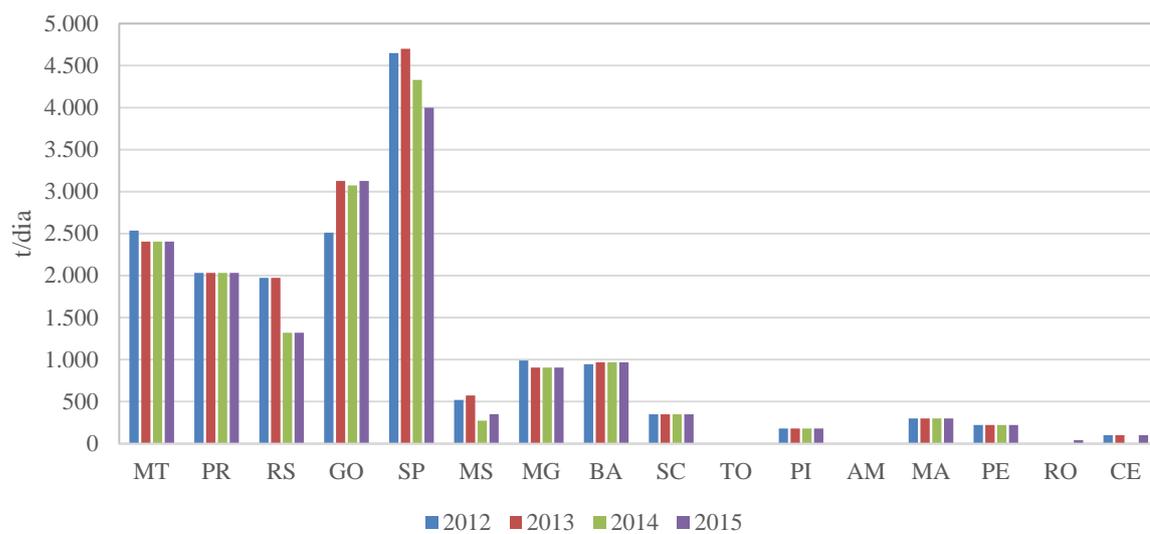


Figura 3A – Evolução da capacidade instalada do envase de óleos vegetais, por estado, no período de 2012 a 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da ABIOVE (2016).

Tabela 2A - Descrição das unidades industriais de refino e envase existentes no Brasil em 2015.

Nº	Empresas	Localização da Unidade	UF	Óleos Refinados/Envasados	Situação da Unidade 2015
1	Bunge	Luís Eduardo Magalhães	BA	Soja	Ativa
2	Cargill	Barreiras	BA	Soja	Ativa
3	Cocentral	Fortaleza	CE	Soja/Algodão	Ativa
4	M. Dias Branco	Fortaleza	CE	Soja	Ativa
5	Brejeiro	Anápolis	GO	Soja	Ativa
6	Bunge	Luziânia	GO	Soja	Ativa
7	Caramuru	Itumbiara	GO	Soja/Girassol/Milho	Ativa
8	Cargill	Rio Verde	GO	Soja	Ativa
9	Cargill	Itumbiara	GO	Algodão/Palma	Ativa
10	Comigo	Rio Verde	GO	Soja	Ativa
11	Granol	Anápolis	GO	Soja	Ativa
12	Louis Dreyfus	Jataí	GO	Soja	Ativa
13	Unilever Bestfood	Goiânia	GO	Soja	Ativa
14	Algar Agro	Porto Franco	MA	Soja	Ativa
15	ADM	Uberlândia	MG	Soja	Ativa
16	Algar Agro	Uberlândia	MG	Soja	Ativa
17	Cargill	Uberlândia	MG	Soja	Ativa
18	ADM	Campo Grande	MS	Soja	Ativa
19	Agrenco	Carapó	MS	Soja	Parada
20	ADM	Rondonópolis	MT	Soja	Ativa
21	Agrenco	Alto Araguaia	MT	Soja	Parada
22	Bunge	Rondonópolis	MT	Soja	Ativa
23	Cargill	Primavera do Leste	MT	Soja	Ativa
24	Louis Dreyfus	Alto Araguaia	MT	Soja	Ativa
25	Bunge	Suape	PE	Soja/Multióleos	Ativa
26	Sojanossa	Petrolina	PE	Soja e Algodão	Ativa
27	Dureino	Teresina	PI	Soja	Ativa
28	BRF	Paranaguá	PR	Soja	Parada
29	Coamo	Campo Mourão	PR	Soja	Ativa
30	Cocamar	Maringá	PR	Soja/Canola/Milho/Girassol	Ativa
31	Diplomata	Cascavel	PR	Soja	Ativa
32	Granosul	Cambé	PR	Soja	Ativa
33	Imcopa	Araucária	PR	Soja	Ativa
34	Imcopa	Cambé	PR	Soja	Ativa
35	Louis Dreyfus	Ponta Grossa	PR	Soja	Ativa
36	Portal	Vilhena	RO	Soja	Ativa
37	Camera	Santa Rosa	RS	Soja e Canola	Ativa
38	Giovelli	Guarani das Missões	RS	Soja	Parada
39	Olfar	Erechim	RS	Soja	Ativa
40	Olvebra	Eldorado do Sul	RS	Soja	Ativa
41	Olvebra	Eldorado do Sul	RS	Canola	Ativa

42	Solae do Brasil (Dupont)	Esteio	RS	Multióleos	Parada
43	Zaffari	Passo Fundo	RS	Soja	Parada
44	BRF	Videira	SC	Soja	Parada
45	Bunge	Gaspar	SC	Multióleos	Ativa
46	Algodoeira Palmeirense/EBE	Rancharia	SP	Algodão	Parada
47	Algodoeira Palmeirense/EBE	Rancharia	SP	Soja	Parada
48	Brejeiro	Orlândia	SP	Soja	Ativa
49	Bunge	São Paulo (Jaguapé)	SP	Multióleos	Ativa
50	Cargill	Mairinque	SP	Milho/Girassol/Canola	Ativa
51	Clarion	Osasco	SP	Soja	Ativa
52	Crista	Indaiatuba	SP	Soja/Algodão/Girassol/Canola	Ativa
53	Granol	Tupã	SP	Soja	Ativa
54	Granol	Bebedouro	SP	Soja	Ativa
55	Matarazzo	Rancharia	SP	Algodão/Soja/Amendoim	Parada
56	Óleos Menu	Guararapes	SP	Algodão	Ativa
57	Refino de Óleos Brasil	São Caetano do Sul	SP	Soja/Milho	Ativa
58	Sina	Orlândia	SP	Soja	Ativa
59	Sina	Santo Anastácio	SP	Soja	Parada
60	Sina	Bauru	SP	Algodão	Ativa
61	Sina	Pirapozinho	SP	Soja/Algodão/Giras./Palma/Palmiste	Ativa
62	Siol Alimentos	Barueri	SP	Milho/Girassol	Ativa
62	Triângulo	Itapolis	SP	Can./Soja/Milho/Giras./Algodão/Amend./ Coco	Ativa
64	Vida Alimentos	São Paulo	SP	Soja/Milho/Giras./Alg./Palma	Ativa

Fonte: ABIOVE (2016).

Anexo B – Evolução mensal das séries utilizadas no primeiro modelo proposto de Disponibilidade Interna de Soja em Grãos no Brasil.

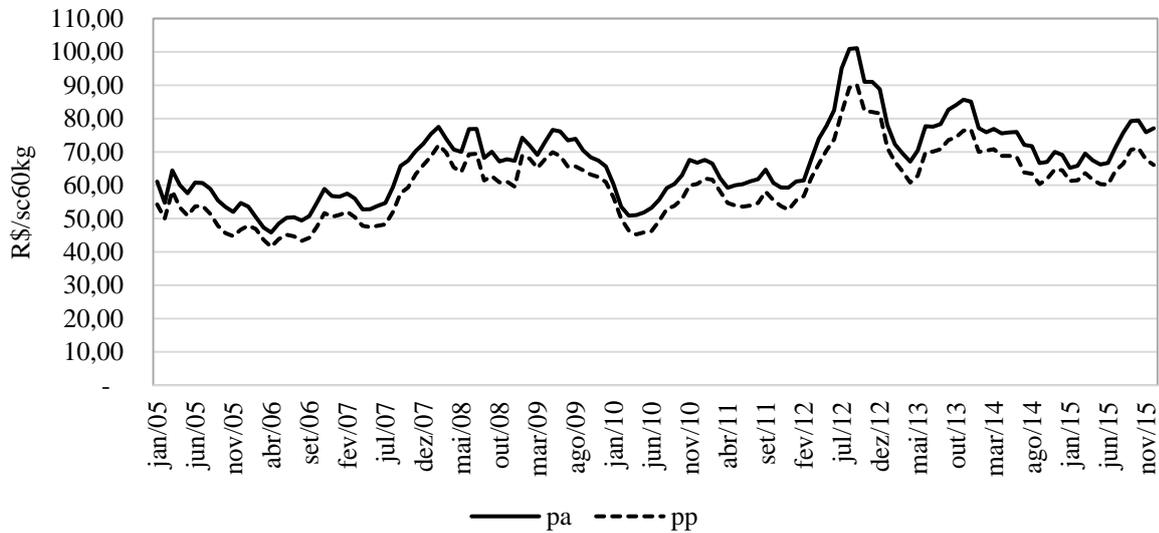


Figura 1B - Preços da soja em grãos ao atacado (pa) e ao produtor (pp) no Paraná, em R\$/sc60kg, deflacionados pelo IGP-DI (Base: dezembro de 2015), no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do CEPEA/ESALQ (2016) e do IPEA (2016).

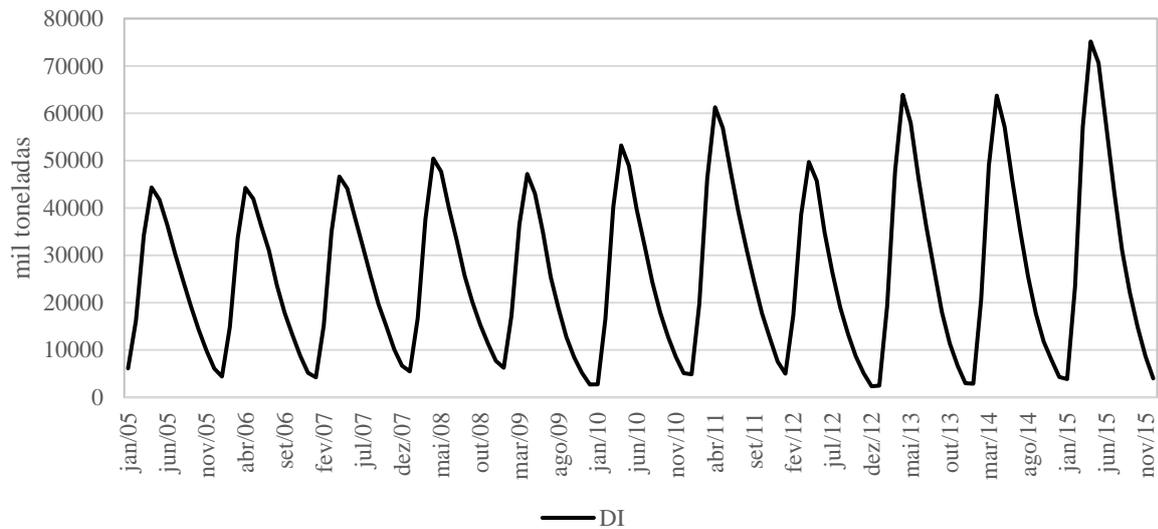


Figura 2B – Disponibilidade interna de soja em grãos no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da CONAB (2016) e do BRASIL (2016a).

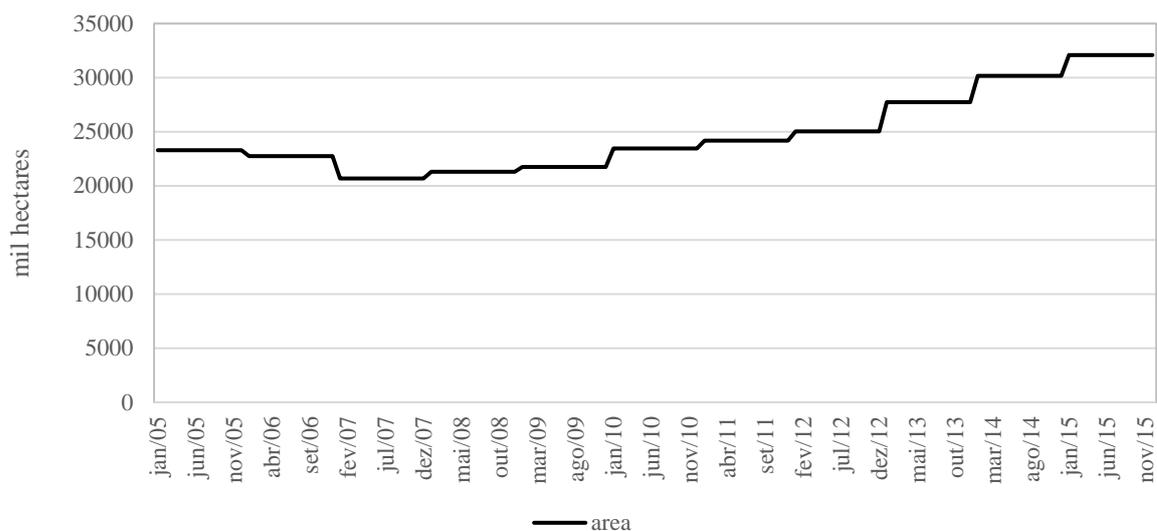


Figura 3B – Área plantada de soja no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
 Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da CONAB (2016).

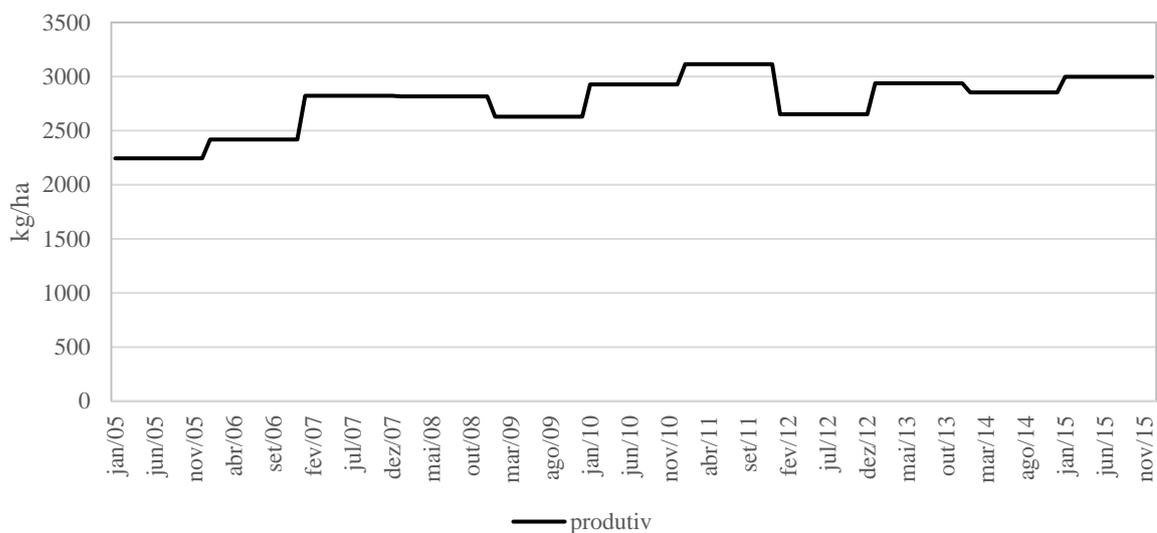


Figura 4B – Produtividade de soja no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
 Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da CONAB (2016).

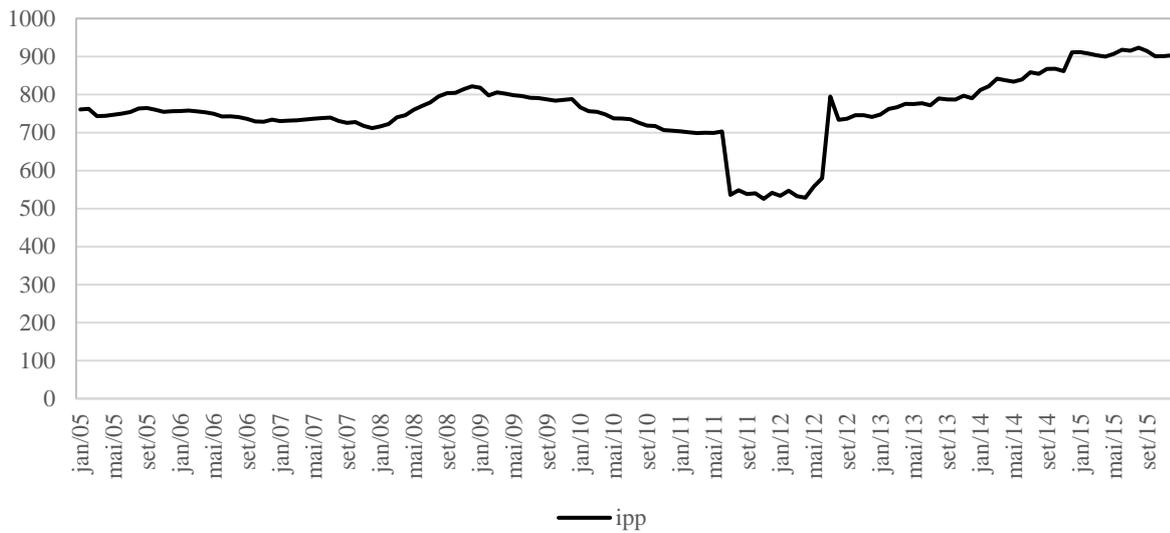


Figura 5B – Índice de preços pagos pelos produtores, deflacionados pelo IGP-DI (Base: dezembro de 2015), no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da FGV (2016).

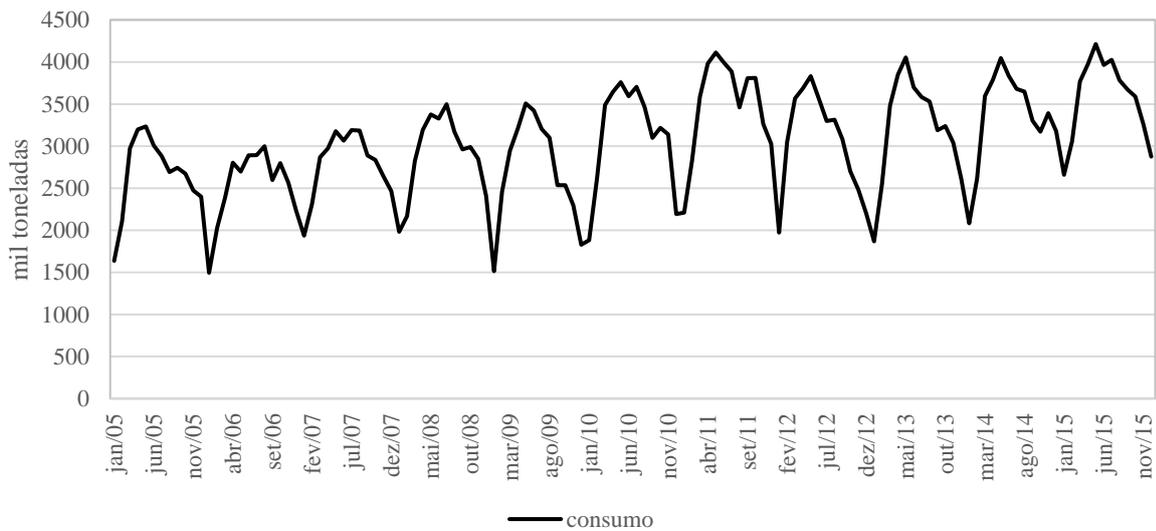


Figura 6B – Consumo interno de soja em grãos no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da CONAB (2016) e da ABIOVE (2016).

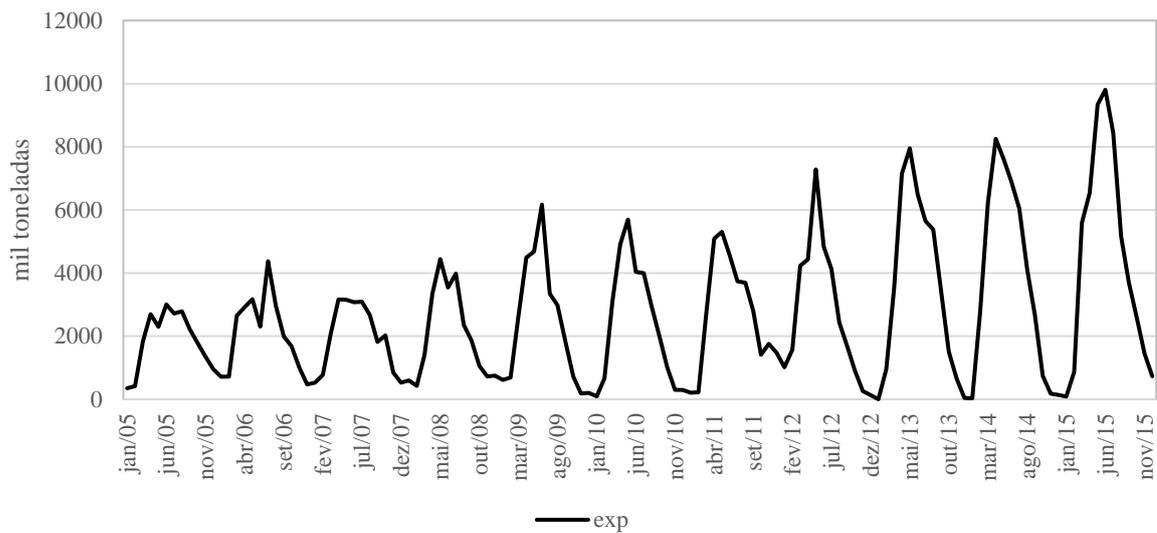


Figura 7B – Quantidade exportada de soja em grãos no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
 Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do BRASIL (2016a).

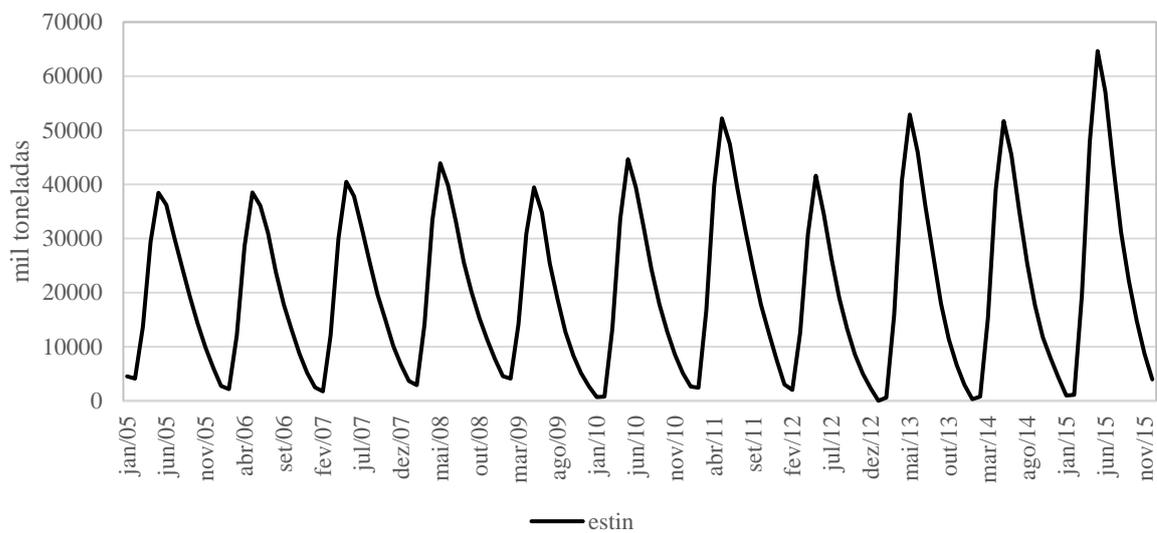


Figura 8B – Estoque inicial de soja em grãos no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
 Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da CONAB (2016).

Anexo C – Evolução mensal das séries utilizadas no segundo modelo proposto de Processamento Doméstico de Soja.

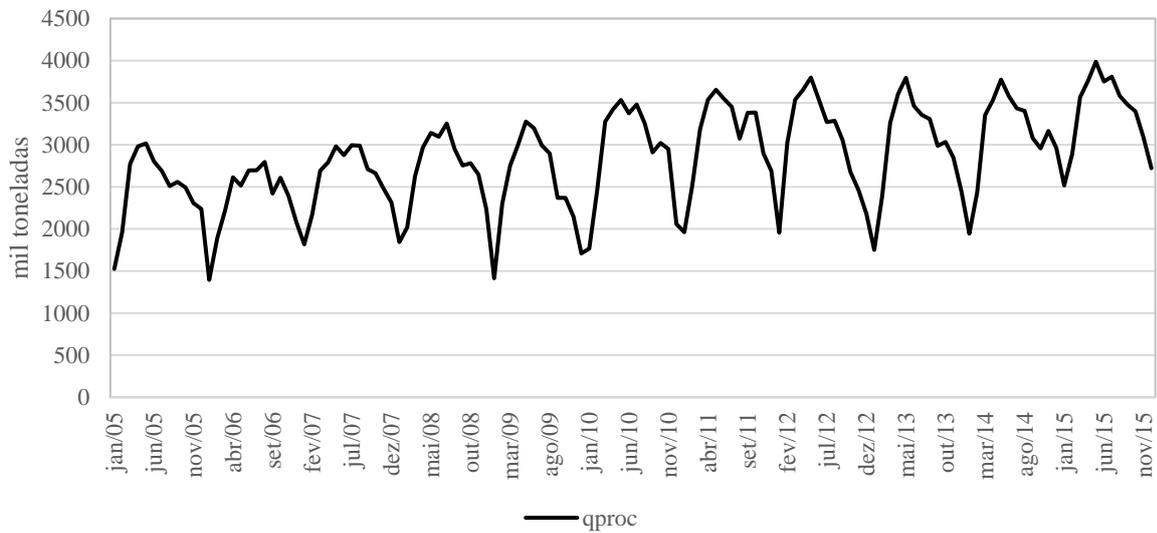


Figura 1C – Quantidade de soja em grãos processada no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados da ABIOVE (2016).

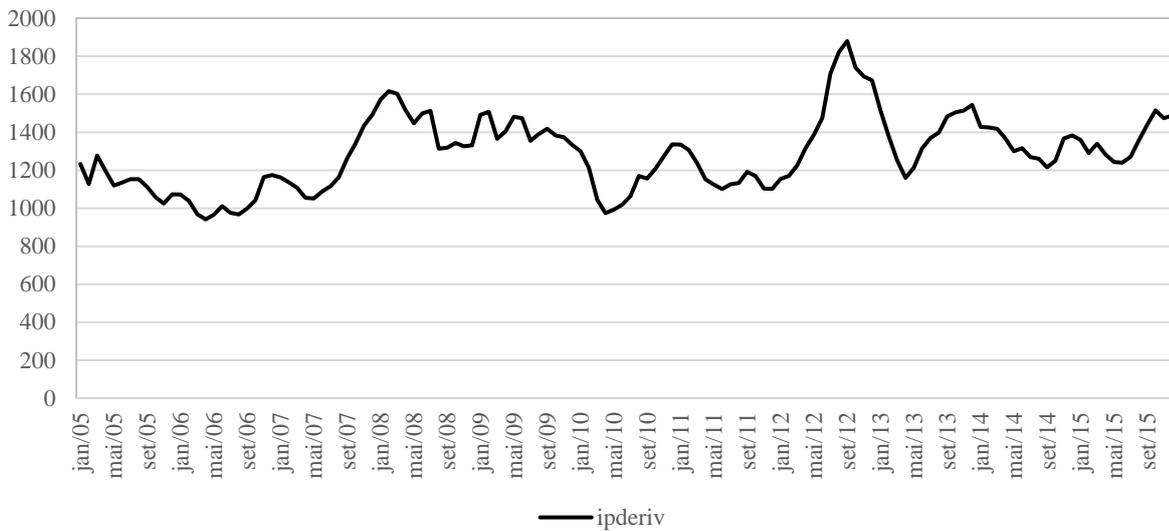


Figura 2C – Índice de preços dos derivados de soja, deflacionados pelo IGP-DI (Base: dezembro de 2015), no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do CEPEA (2016) e da ABIOVE (2016).

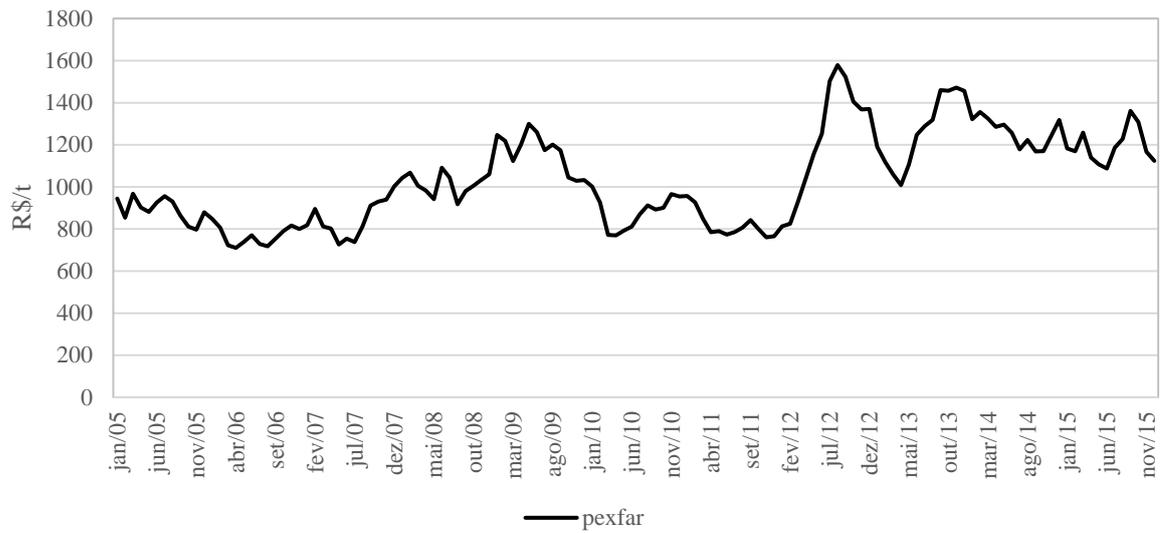


Figura 3C – Preços FOB do farelo de soja – Porto de Paranaguá, em R\$/t, deflacionados pelo IGP-DI (Base: dezembro de 2015), no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do CEPEA (2016).

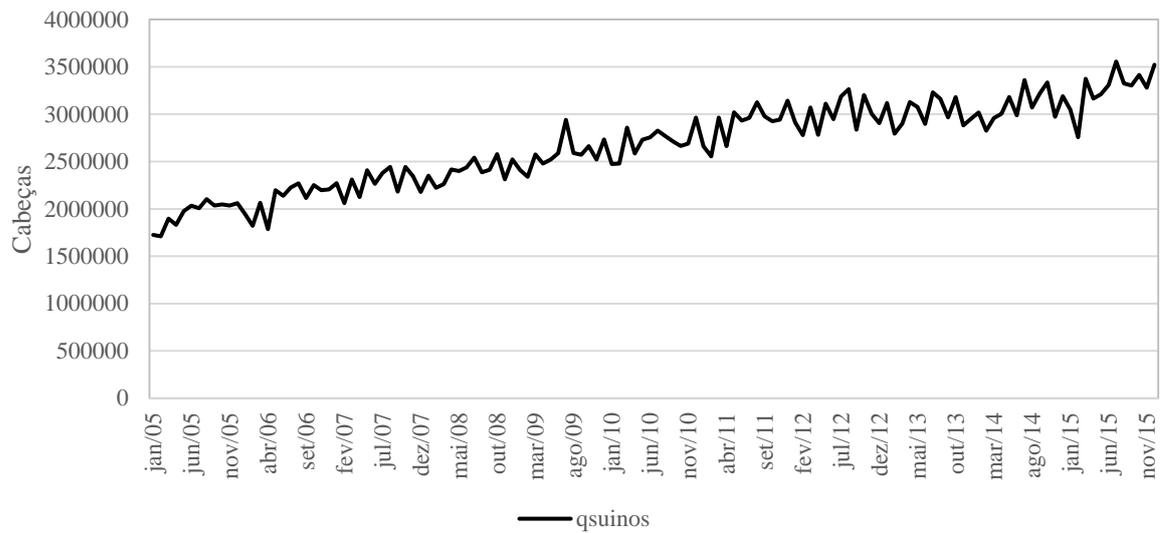


Figura 4C – Quantidade abatida de suínos no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do IBGE (2016).

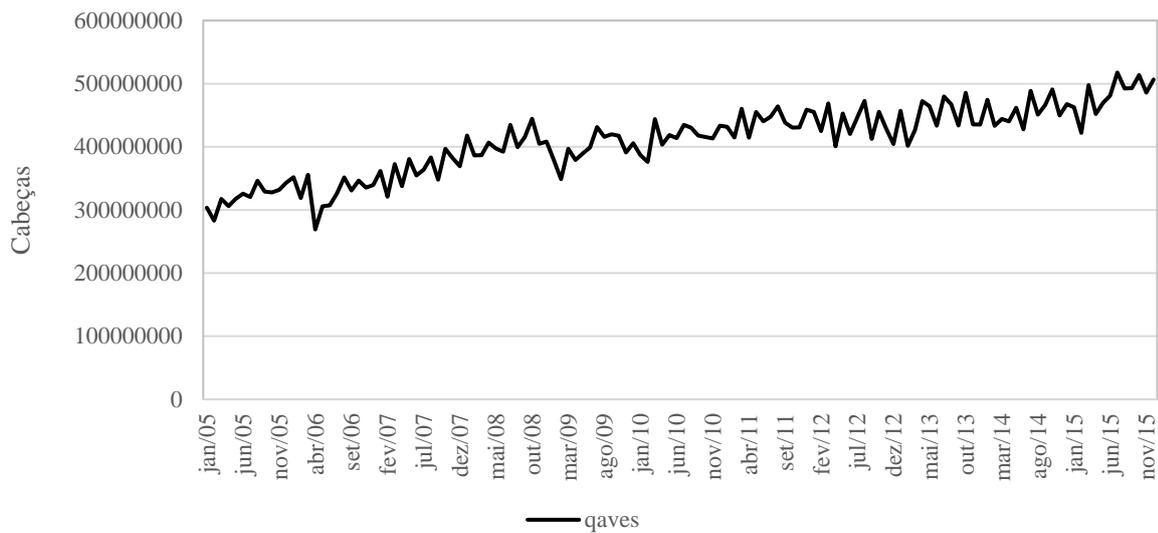


Figura 5C – Quantidade abatida de aves no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
 Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do IBGE (2016).

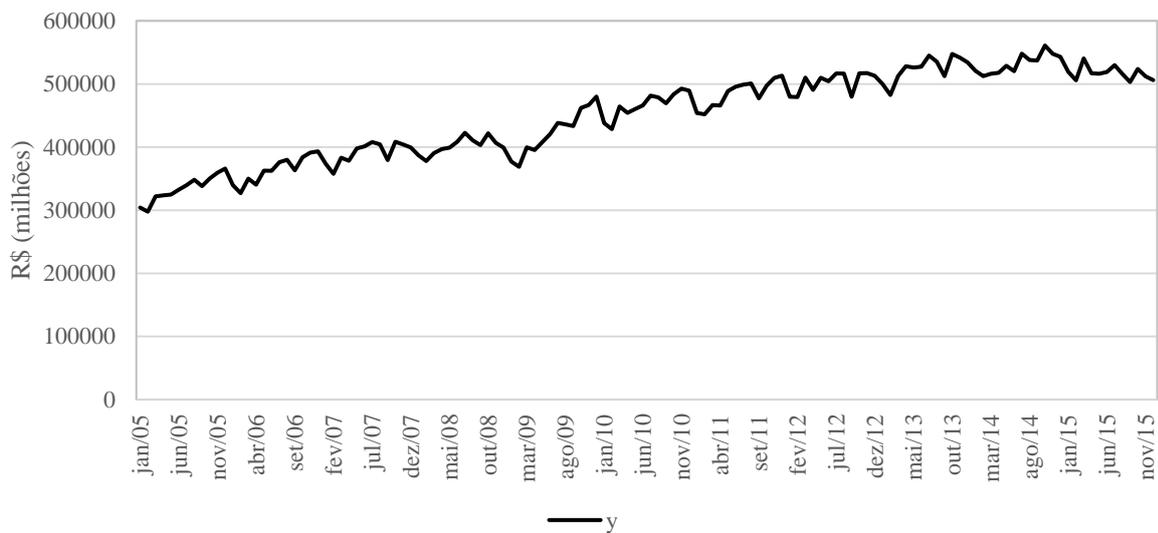


Figura 6C – Renda nacional (PIB) deflacionada pelo IGP-DI (Base: dezembro de 2015), no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
 Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do IPEA (2016).

No segundo modelo proposto também foi usada a série das médias mensais dos indicadores de preços ao atacado (pa) da soja no Paraná, cuja evolução está apresentada na Figura 1B.

Anexo D – Evolução mensal das séries utilizadas no terceiro modelo proposto de Oferta de Exportação Brasileira de Soja em Grãos.

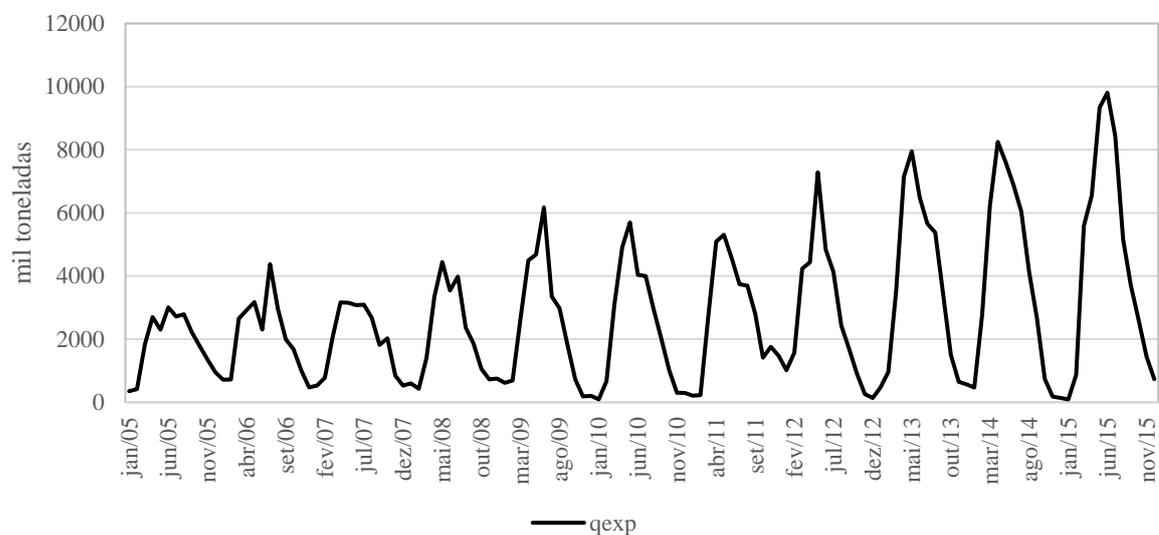


Figura 1D – Quantidade exportada de soja em grãos no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do BRASIL (2016a).

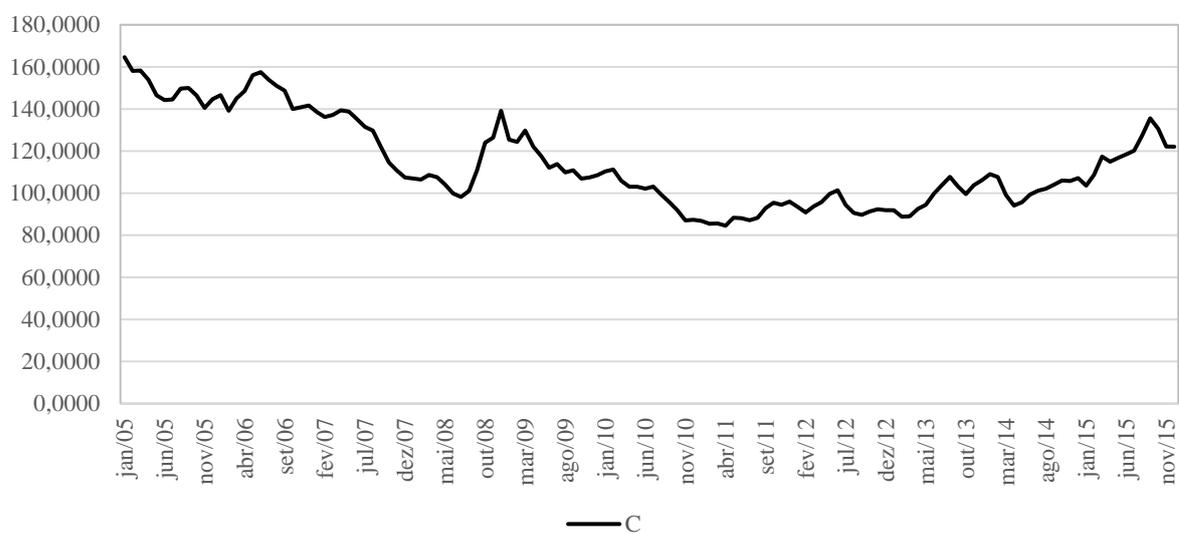


Figura 2D – Taxa de câmbio efetiva real agricultura, pecuária e serviços relacionados (Base: média 2010 = 100), no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.
Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do IPEA (2016).

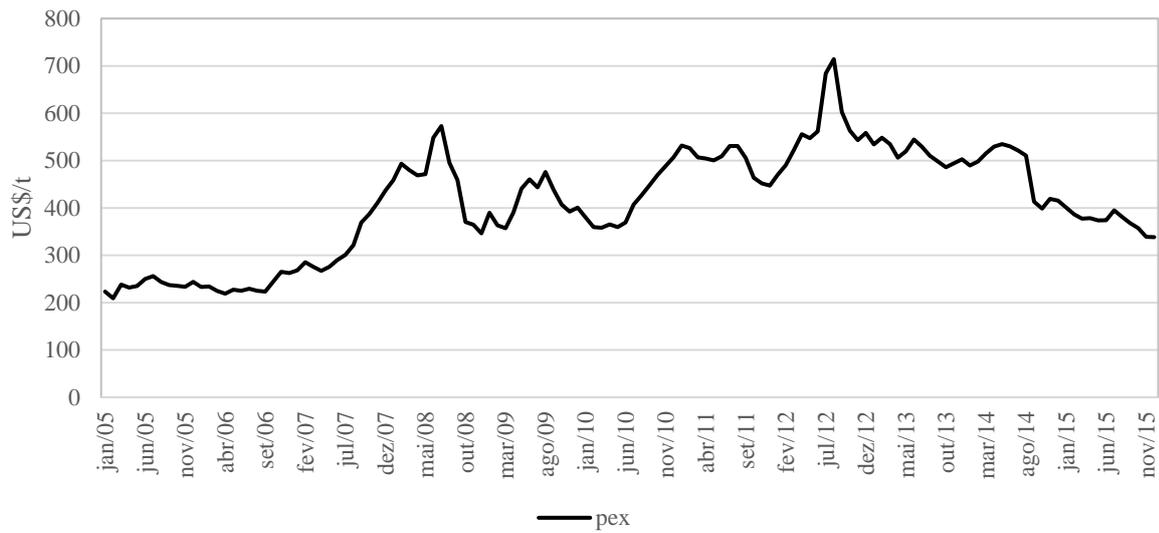


Figura 3D – Preços FOB de soja em grãos – Porto de Paranaguá, em US\$/t, no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2015.

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do CEPEA (2016).

Além dessas séries, foram utilizadas no terceiro modelo proposto as médias mensais dos indicadores de preços ao atacado (pa) da soja no Paraná, o estoque inicial (estin) e a renda nacional (y), cujas evoluções estão representadas, respectivamente, nas Figuras 1B, 8B e 6C.