

Interdependência do Brasil e dos Estados Unidos no mercado da soja em grão: uma análise da situação e das perspectivas

Interdependence of Brazil and the United States in the soybeans market: an analysis of the situation and perspectives

Andressa Lemes Proque^a

RESUMO

O artigo teve como objetivo analisar as interações entre os grandes exportadores mundiais da soja em grão: Brasil e Estados Unidos (EUA). A principal *commodity* de exportação brasileira é a soja, sendo o Brasil o segundo país individual em termos de volume produzido mundialmente, ficando atrás apenas dos EUA. Diante disso, buscou-se examinar como as exportações de um dos países eram afetadas pelas exportações de seu adversário. A fundamentação teórica está baseada no modelo de Duopólio de Cournot. A partir dos dados da FAOSTAT, no período 1961-2012, utilizaram-se as medidas de concentração a fim de verificar o grau de concentração do mercado e, a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) para captar as relações entre as exportações de ambos os países. Os resultados indicaram uma forte concentração do mercado e que as exportações de ambos os países seriam negativamente relacionadas, o que significa que o Brasil estaria deslocando os EUA no mercado.

Palavras-chave: Soja em grão Brasil Estados Unidos Duopólio de Cournot Vetores autorregressivos.

JEL: C32 D43 Q17.

ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the interactions between the two major world exporters of soybeans: Brazil and the United States of America (USA). The main Brazilian export commodity is soybeans, Brazil being the second individual country in terms of volume produced worldwide, second only to the USA. Therefore, it sought to examine how exports from one of the countries were affected by the exports of your adversary. The theoretical background is based on the Cournot duopoly model. Based on the FAOSTAT data for the period 1961-2012, concentration measures were used to verify the degree of market concentration and the methodology Vectors Autoregressive (VAR) to capture the relationships between both countries. The results indicated a strong market concentration and that exports from both countries would be negatively related, which means that Brazil would be displacing the USA in the market.

Keywords: Soybeans Brazil United States of America Cournot duopoly Vector autoregression.

^aDoutora em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). E-mail: alesmesproque@gmail.com.

1. Introdução

A soja é o maior e mais concentrado segmento do comércio agrícola mundial, sendo o quarto grão mais consumido e produzido no mundo, atrás de milho, trigo e arroz (HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014). Dois países com abundância de terras, Brasil e Estados Unidos (EUA), fornecem a maioria das exportações de soja em grão, e a China responde por mais de 60% das importações globais da oleaginosa. Essa concentração geográfica incentivou o crescimento do comércio internacional, facilitando a compra, o processamento e o transporte de soja nas regiões (GALE, VALDES e ASH, 2019). Contudo, o comércio agrícola pode enfrentar obstáculos, tais como as barreiras sanitárias e fitossanitárias e outras barreiras técnicas, que podem restringir o crescimento futuro (BECKMAN, DYCK e HEERMAN, 2017).

Na década de 1970, a soja já era a principal cultura do agronegócio brasileiro. A produção havia passado de 1,5 milhão de toneladas, em 1970, para mais de 10 milhões em 1979. Três décadas depois, a produção aumentou dramaticamente, passando de 32,8 milhões de toneladas durante 2000 para 57,3 milhões de toneladas em 2009, conforme a *Food and Agriculture Organization of the United Nations* (FAO, 2019). No ano-safra 2017/2018, a produção brasileira de soja atingiu 114,5 milhões de toneladas (FAO, 2019), sendo liderada pelos estados de Mato Grosso (27,3%), Paraná (16,3%), Rio Grande do Sul (14,5%), Goiás (9,9%), Mato Grosso do Sul (8,2%), Minas Gerais e Bahia, com igual participação (4,4%) (BRASIL, 2018). Dentre os grandes produtores mundiais (EUA, Brasil e Argentina), o Brasil é o que tem maior potencial de expansão da área cultivada. Em um estudo sobre projeções do agronegócio brasileiro, estimou-se um acréscimo de 10 milhões de hectares da área de soja nos próximos oito anos, chegando a 45,1 milhões de hectares. Logo, é o cultivo de soja que mais deve expandir a área na próxima década, seguida pela cana-de-açúcar com 1,6 milhão de hectares adicionais (BRASIL, 2018). O uso de novas tecnologias combinado às condições climáticas favoráveis colocou o Brasil na posição de maior exportador mundial. Isso fortaleceu a posição do país como um dos *players* mais importantes do comércio agrícola global, com pretensões geopolíticas e geoeconômicas (HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014), podendo o Brasil constituir-se, no curto prazo, o maior produtor global de soja.

Ainda na década de 1970, Brasil e EUA representavam a maior parte das exportações de soja e os países europeus eram os principais importadores. Juntos, estes países representavam 96% das exportações de soja em grão, com elevada concentração do mercado. No ano-agrícola 2016/2017, este percentual atingiu 82,3%, ainda com características de concentração das exportações e ditando o ritmo de crescimento do setor. No período de 2011 a 2016, o comércio global se expandiu em ritmo mais acelerado do que a produção, com taxa de crescimento de 10,6% nas exportações, em oposição a 8,3% na produção (LE MOS et al., 2017). Em relação aos EUA, destaca-se que a *commodity* é a maior exportação agrícola, a grande maioria destinada a um mercado único – a China.

O comércio internacional começou a crescer quando a China liberalizou as importações para atender à demanda por proteínas em alimentos para animais e óleos comestíveis, tendo em vista sua grande estrutura de esmagamento e necessidade crescente de farelo e óleo de soja (LE MOS et al., 2017). As importações cresceram mais fortemente na China, saltando de 1,7 milhão de toneladas, em 1979, para 44,9 milhões em 2009. Já em 2002, o volume de importações de soja da China superou o da União Europeia (UE), sendo cerca de seis vezes maior do que da UE em 2017 (GALE, VALDES e ASH, 2019). As importações do país asiático cresceram 71% entre o período 2010 a 2017, de modo que o país se tornou dependente da terceirização da produção para outros produtores, como Brasil e EUA (FAO, 2019 HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014).

É nesse mote de pesquisa que se originam as principais motivações de estudo deste trabalho. O principal objetivo é analisar o mercado mundial da soja em grão no período 1961-2012 a partir das interações entre os dois grandes exportadores da soja: Brasil e EUA. O período até 2012 foi selecionado por se tratar do último ano em que as exportações americanas dominaram o topo do volume total exportado. Especificamente, pretende-se verificar o grau de influência entre as exportações brasileiras e americanas da *commodity*. Uma vez que a produção e a exportação são bastante concentradas pelos dois países, espera-se que a quantidade exportada por um influencia a do adversário, e vice-versa. Ou seja, espera-se que o mercado tenha características oligopolistas.

Desse modo, o problema de pesquisa que se coloca é: o mercado internacional de soja em grão pode ser caracterizado como um duopólio de Cournot? Para alcançar o objetivo foram utilizadas as medidas de concentração, usualmente empregadas para verificar o grau de concentração do mercado. Além disso, foram estimadas as funções de resposta ao impulso (FIRs), através da metodologia de vetores autorregressivos (VAR). Os resultados obtidos permitem evidenciar como as quantidades exportadas de soja são afetadas pelo adversário e se o mercado se classifica como duopolista.

Além desta breve introdução, o artigo é composto de mais cinco seções. A segunda trata do panorama mundial da soja em grão. A terceira seção apresenta o referencial teórico sobre o tema proposto, centrado no modelo de Duopólio de Cournot. A seção seguinte descreve a metodologia do trabalho, expondo as medidas de concentração, os processos autorregressivos vetoriais e a base de dados, utilizada para obtenção dos resultados. A quinta seção discute os principais resultados e, por fim, a última traz as considerações finais.

2. Panorama do mercado da soja em grão

A produção de soja se insere entre os setores econômicos que apresentaram um crescimento significativo ao longo do tempo, em razão da consolidação da *commodity* como fonte de proteína vegetal, especialmente para atender demandas crescentes de setores ligados a produtos de origem animal, e a oferta de tecnologias que permite viabilizar a sua exploração em diversas partes do mundo. Acompanhada da expansão da oferta, veio a necessidade de absorvê-la, criando-se políticas de estímulo ao setor, como a adoção de novas variedades de sementes, a aplicação de fertilizantes e pesticidas e novas práticas de manejo. Ao mesmo tempo, a melhoria dos padrões de vida em economias emergentes, como a China, intensificou a demanda pelo seu complexo produtivo, que engloba, além do processamento do grão, os seus derivados (óleo e farelo de soja) (LEMOS et al., 2017 LAZZAROTTO e HIRAKURI, 2010).

Em um período curto, de apenas cinco anos, a produção mundial da soja cresceu 35% (1961 a 1966). O mesmo percentual de crescimento foi observado 30 anos mais tarde. Na década de 2010, segundo o Departamento de Agricultura Americano (USDA), a produção mundial atingiu 264,94 milhões de toneladas. Nesta safra, Estados Unidos e Brasil responderam por 61% da produção mundial da soja em grão, sendo o Brasil responsável por 25% do total. Atualmente (safra 2017/2018), o Brasil passou a ser o maior produtor de soja do mundo, seguido pelos Estados Unidos e pela Argentina. Este sucesso e incremento na produção pode ser atribuído, segundo Hirakuri e Lazzarotto (2014), ao teor de proteínas de qualidade (40%) e de óleo (20%), ao cultivo mecanizado, além da oferta de tecnologias de produção que permitiram ampliar a área e a produtividade da oleaginosa, sobretudo a partir dos anos 2000.

Os dados recentes para o Brasil mostram que a produção de soja em grão cresceu cerca de 1% entre as safras de 2017/2018 e 2018/2019 como sinaliza a Figura 1. Conforme a FAO (2019), no ano agrícola 2018/2019, o Brasil produziu mais de 120 mil toneladas de soja em grão, totalizando 33,52% da produção mundial, à frente dos Estados Unidos (32,63%) e da Argentina (15,86%). Juntos, estes três países são responsáveis por 82,01% da safra mundial. Percebe-se que o Brasil vem, ao longo dos últimos anos, ampliando sua participação na produção total. Para os próximos anos, a produção brasileira tem ainda uma perspectiva de crescimento. De acordo com Brasil (2018), em estudo sobre projeções do agronegócio no Brasil, a produção é projetada em 155,9 milhões de toneladas de soja até 2027/2028. Esse número representa um acréscimo de 30,5% em relação à produção de 2017/2018. Quanto ao consumo doméstico, projeta-se um recorde de 68,5 milhões de toneladas nos próximos nove anos.

Com relação às exportações da soja em grão, houve um aumento significativo entre as safras 2000/2001 e 2013/2014, com ênfase para o mercado brasileiro cujo comércio exterior apresentou um crescimento anual de 8,20%. Na safra 2012/2013, o Brasil atingiu o posto de maior exportador mundial da *commodity* como indicado pela Figura 2, estimulado em grande parte pela Lei Kandir, de setembro de 1996. A referida Lei desonerou de impostos a exportação de produtos do complexo, sobretudo ao isentar os produtos primários da cobrança de Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS). Desse modo, as exportações de *commodities* agrícolas *in natura* foram

beneficiadas em relação aos produtos com valor agregado (farelo e óleo). Atualmente, Brasil e Estados Unidos dominam o mercado externo, com elevada concentração das exportações (82,3% do total). Dados da FAO (2019) apontam uma quantidade brasileira exportada de 68,15 milhões de toneladas em 2017, frente a quantidade americana de 55,38 milhões. A Argentina, terceira colocada, exportou nesse período 7,40 milhões de toneladas. Quanto as projeções para a economia brasileira no período 2027/2028, espera-se um aumento de 26,5 milhões de toneladas em relação a quantidade exportada em 2017/2018. Nesse sentido, o Brasil vem ampliando sua participação no mercado exportador e, com isso, o país está deslocando os EUA no mercado mundial de soja em grão (UNITED STATES, 2014 LEMOS et al., 2017 HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014 BRASIL, 2018).

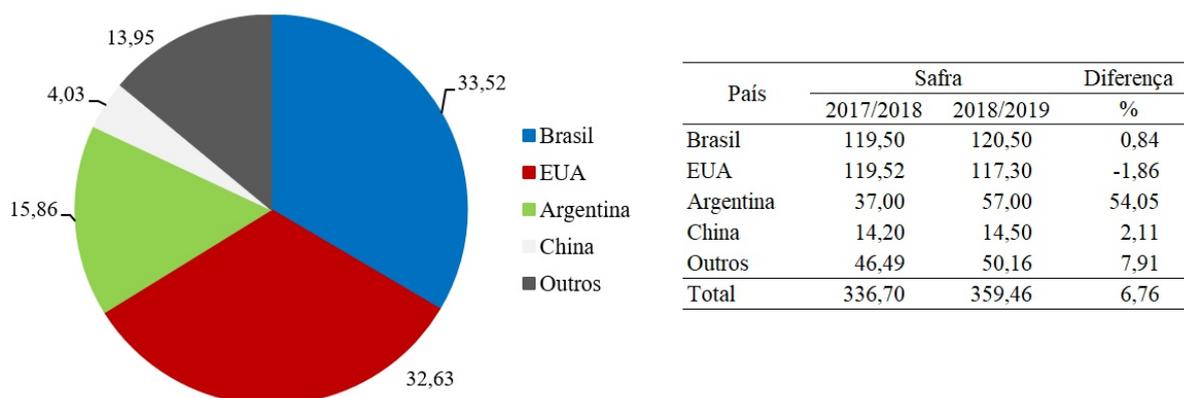


Figura 1: Produção mundial de soja em grão – safra 2018/2019

Fonte: Elaboração própria a partir de FAO (2019).

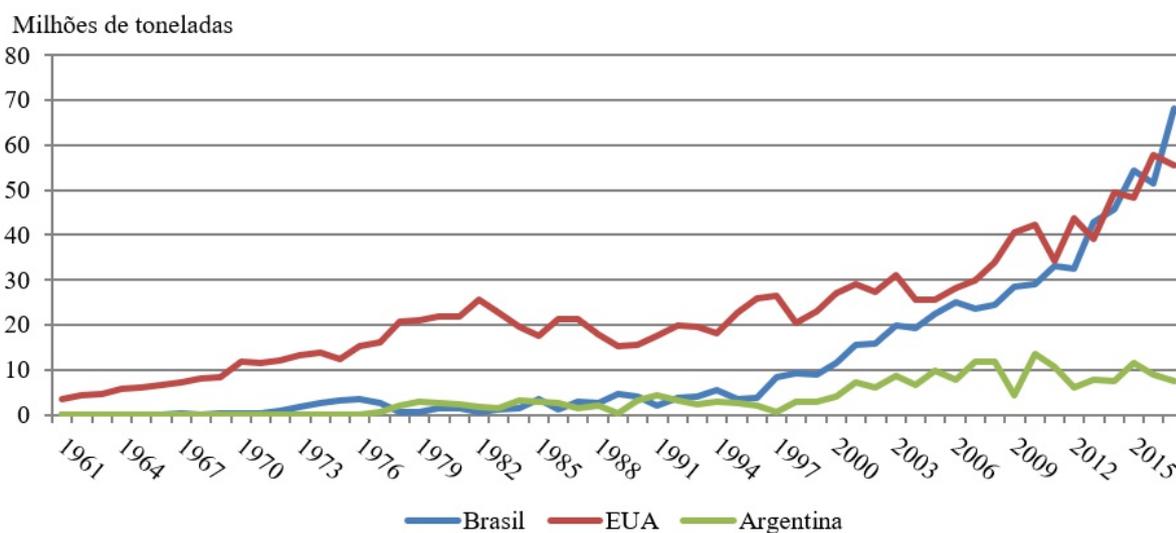


Figura 2: Principais exportadores de soja em grão

Fonte: Elaboração própria a partir de FAO (2019).

Ademais, de acordo com o *United States Department of Agriculture* (USDA, 2019), o Brasil exportou um recorde de 10,3 milhões de toneladas de soja somente nos dois meses encerrados em novembro de 2019, superando os 10 milhões de 2018. Já o consumo da soja em grão e seus derivados têm crescido em todo o mundo, especialmente na China e União Europeia, em razão do acréscimo no consumo de rações para animais e da intensificação no uso de biocombustíveis (SOUZA et al., 2010). Entre 2000/2001 e 2013/2014, China, Estados Unidos, Brasil, Argentina e União Europeia foram responsáveis por 81,81% do consumo mundial do grão (UNITED STATES, 2014). Vale destacar, ainda, que o principal destino da soja é o setor industrial, para o processo de esmagamento (88,73%), enquanto a alimentação humana configura somente 5,79% (HIRAKURI e LAZZAROTTO, 2014). A

China também é o principal país de destino das exportações de soja, como reporta a Figura 3, liderando a importação da oleaginosa em todo o período. Na safra 2016/2017, por exemplo, a China respondeu por cerca de dois terços do total comercializado mundialmente, o que representou 86,1% do seu consumo (LEMOS et al., 2017).



Figura 3: Exportações de soja em grão por destino

Fonte: Elaboração própria a partir de FAO (2019).

3. Curvas de reação e modelo de Duopólio de Cournot

Como o objetivo deste trabalho é analisar as interações entre os dois grandes exportadores mundiais da soja em grão, torna-se necessário conhecer o referencial teórico que dará suporte a tal estudo. Desse modo, a presente seção tem como propósito explicitar o modelo de duopólio de Cournot¹, visto que a presença de poucos países na dominação do mercado pode o caracterizar como oligopolista. A justificativa para o modelo proposto é que este se aplica melhor para produtos homogêneos (não há diferenciação de produtos), como parece ser o caso da soja em grão, em que os países exportam e conhecem a curva de demanda do mercado em questão.

De acordo com Krugman e Wells (2007), o cerne do modelo é que, quando os países têm restrições em relação à quantidade que podem exportar, é mais fácil que evitem competição excessiva e dividam entre si o mercado, fixando assim um preço acima do custo marginal e obtendo lucros. Ou melhor, os países escolhem simultaneamente quantidades em vez de preços (NICHOLSON e SNYDER, 2008). Assim sendo, cada país decidirá quanto deve exportar e os dois países deverão tomar suas decisões simultaneamente. Ao tomar sua decisão de exportação, cada um levará em conta a do adversário, mesmo agindo individualmente. O país sabe que o concorrente também tomará decisão sobre a quantidade que exportará, e o preço de mercado dependerá, pois, da quantidade total exportada por ambos os países. No equilíbrio de Cournot, cada um dos duopolistas maximizará seu lucro dado às decisões da quantidade exportada por seu adversário e, nenhum deles se afastará desse equilíbrio. Isso significa que os países agem estrategicamente. Na literatura, esse equilíbrio é conhecido como Equilíbrio de Cournot-Nash, em que ambos os países jogam estratégias de Nash em quantidades. Portanto, de acordo com este modelo, os países competem em produto (PINDYCK e RUBINFELD, 2013).

Uma característica dos modelos oligopolistas é a interdependência das suas ações e as de seus adversários. Os países não tomam decisões como países completamente independentes. Com isso, pode-se deduzir que as decisões ligadas a políticas de exportação americana afetaram diretamente o Brasil, e vice-versa. Em outras palavras, há a possibilidade de um exportador deslocar seu adversário no mercado, com base nas suas decisões de quanto exportar. Assim, as políticas de comércio exterior nos mercados de *commodities* agrícolas tem se mostrado decisivas no que se refere ao deslocamento dos concorrentes frente ao cenário internacional. Ademais, essa interdependência citada permite a

¹ Modelo de duopólio do economista francês Augustin Cournot de 1838.

construção de curvas de reação, isto é, relação entre o nível de exportação que maximiza os lucros de um país e a quantidade que ele imagina que o adversário exportará (HERDERSON e QUANDT, 1976 KON, 1999 PINDYCK e RUBINFELD, 2013). A Figura 4 ilustra as curvas de reação do Brasil e dos EUA, que se cruzam em um ponto de interseção, mostrando os níveis de exportação e o equilíbrio de Cournot-Nash.

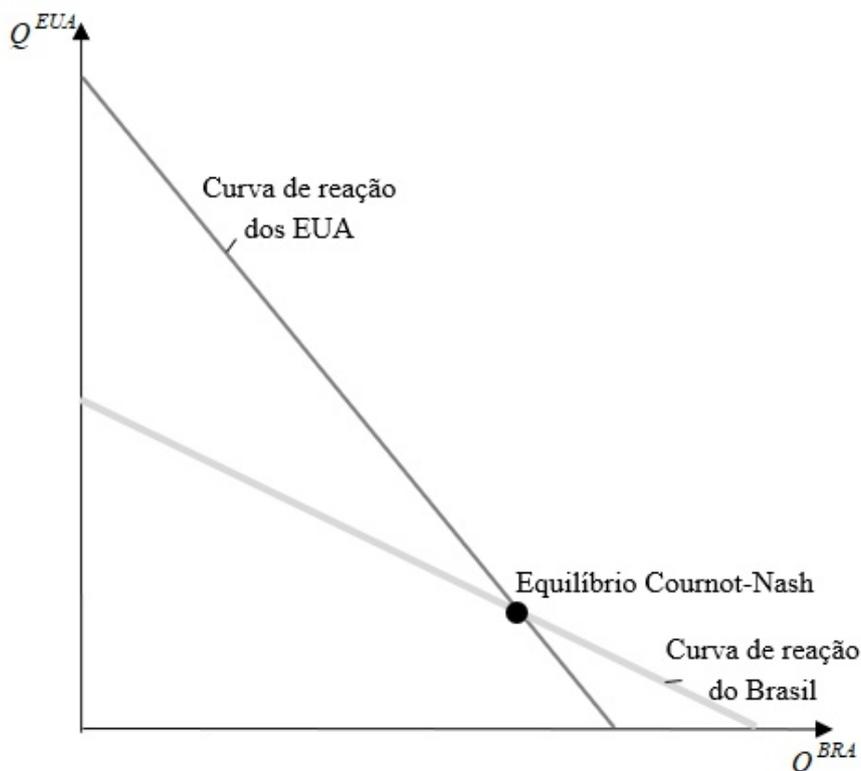


Figura 4: Curvas de reação do Brasil e dos EUA

Fonte: Elaboração própria.

A formalização do modelo segue a estruturação apresentada por Nicholson e Snyder (2008), bem como em Proque, Cassuce e Silva (2014). Como os países analisados competem na oferta de exportação da soja em grão, considera-se q_1 e q_2 como as quantidades exportadas, em toneladas, por EUA e Brasil, respectivamente. A demanda é função da quantidade total exportada, $Q = q_1 + q_2$. Os *payoffs* são os custos de exportar dados por $C_i = cq_i$ para $i = 1, 2$ e $c > 0$. Admite-se que a demanda inversa de exportação da oleaginosa seja dada por:

$$P(Q) = a - bQ \quad (01)$$

em que P é o preço da soja em grão a e b são constantes positivas. O problema de maximização do lucro é orientado via maximização da receita, visto que o custo marginal de produção da soja em grão é nulo. Logo, o lucro dos EUA ao esperar que seu concorrente exporte q_2 se define como:

$$\pi_1^{esperado} = P(Q)q_1 = aq_1 - bq_1^2 - bq_1q_2 \quad (02)$$

Para encontrar o equilíbrio de Cournot-Nash, precisa-se da função melhor resposta para os jogadores. Em consequência, como a única variável de controle dos EUA na equação (02) é q_1 , a maximização do lucro pode ser definida como:

$$\frac{\delta \pi_1^{esperado}}{\delta q_1} = a - 2bq_1 - bq_2 = 0 \quad (03)$$

Tais abordagens permitem apresentar a curva de reação dos EUA (mostra como o país reage a uma ação do Brasil) mediante modificações esperadas na quantidade exportada de soja em grão pelo Brasil, ou seja, as funções melhor resposta:

$$q_1 = \frac{a - bq_2^e}{2b} \quad (04)$$

em que o sobrescrito 'e' indica a fixação da quantidade exportada dos EUA com base na esperada pelo rival. Por conseguinte, o mesmo pode ser desenvolvido na tentativa do Brasil de maximizar seu lucro esperado. A curva de reação do Brasil é então apresentada por:

$$q_2 = \frac{a - bq_1^e}{2b} \quad (05)$$

O resultado (05) revela a quantidade ótima a ser exportada pelo Brasil, dado a estratégia de exportação americana. Em seguida, para obtenção do equilíbrio no mercado oligopolizado de soja em grão, toma-se $q_1 = q_1^e$ e $q_2 = q_2^e$, de modo que se tem o seguinte sistema de equações:

$$\begin{cases} q_1 = \frac{a - bq_2}{2b} \\ q_2 = \frac{a - bq_1}{2b} \end{cases} \quad (06)$$

A solução do sistema (06) ocorre quando $q_1 = q_2 = a/3b$. A exportação conjunta dos países é dada por $2a/3b$, a um preço oligopolizado de $a/3$. No ponto de equilíbrio de Cournot-Nash cada país obtém 1/3 do mercado. Destarte, o duopólio gera um resultado entre o monopólio e a competição perfeita sendo que o fator que diferencia esses mercados é o número de países.

Diante do contexto sobre os principais produtores e exportadores mundiais da soja em grão apresentados na segunda seção e o modelo discutido acima, é possível dizer que existe sustentação teórica do presente trabalho para resolver o problema proposto. Para cumprir o objetivo de analisar as interações entre os dois grandes exportadores mundiais da *commodity*, a próxima seção descreve a metodologia e o banco de dados utilizados neste artigo.

4. Procedimento metodológico

A fundamentação teórica deste trabalho está baseada no modelo de Duopólio de Cournot. Por isso, a Razão de Concentração (CR_k) e o Índice de Hirschman-Herfindahl (HH) foram aplicados a fim de verificar o grau de concentração do mercado para as exportações mundiais da soja em grão. Tratam-se, pois, de medidas de concentração usualmente utilizadas e bem definidas pelas abordagens teóricas, com o intuito de captar de que modo os agentes econômicos apresentam um comportamento dominante em determinado mercado. Os diversos índices pretendem fornecer um indicador da concorrência existente, ou seja, quanto maior o valor dos índices calculados, menor o grau de concorrência entre os países e mais concentrado será o mercado (KUPFER e HASENCLEVER, 2013). Para também dar suporte ao modelo de Cournot, estima-se a magnitude com a qual as quantidades exportadas de soja em grão são afetadas pelo concorrente, por meio da autorregressão vetorial (VAR).

4.1 Medidas de concentração

A razão de concentração de ordem k é um índice positivo que fornece a parcela do valor total exportado de soja em grão dos k maiores países. Nessa formalização, considera-se: X_i o valor da

exportação mundial da soja em grão do i -ésimo país μ o valor médio dessa variável para os η países analisados (HOFFMANN, 2006 KUPFER e HASENCLEVER, 2013). Com base nesses elementos, a participação do i -ésimo país no valor da exportação é dada por:

$$Y_i = \frac{X_i}{\eta\mu} \quad (07)$$

A partir de (07) e considerando a seguinte ordenação dos países X_1 X_2 X_3 ... X_n , o CR_k é dado por (com $k < \eta$):

$$CR_k = \sum_{i=1}^k Y_i \quad (08)$$

A especificação (08) permite concluir que quanto maior o valor do índice, maior é o poder de mercado exercido pelos k maiores países, indicando que o mercado é mais concentrado. Os países que compõem o universo da pesquisa consistem nos dois principais exportadores da soja em grão, a saber, Brasil e EUA (CR_2). Nos trabalhos aplicados, considera-se comumente a participação das 4 ou 8 maiores empresas (HOFFMANN, 2006 KUPFER e HASENCLEVER, 2013). Por exemplo, um CR_4 de 0,40 aponta que os quatro maiores países detêm mais de 40% do mercado, ou seja, o comércio apresenta a característica de oligopólio (SCHERER e ROSS, 1990). Por outro lado, um CR_4 de 34,39% pode ser considerado de baixa concentração de mercado (SEDIYAMA et al., 2013). É possível também medir o grau de concentração do mercado pelo Índice de Hirschman-Herfindahl (HH), sendo definido por:

$$HH = \sum_{i=1}^{\eta} Y_i^2 \quad (09)$$

em que Y_i é a parcela decimal do mercado da soja em grão do i -ésimo país e η o número total de países. O índice HH varia de $1/\eta$ a 1 e serve para comparar períodos distintos. O valor máximo de 1 representa uma situação de monopólio como reporta a Tabela 1. De acordo com Sedyama et al. (2013), um índice de ordem 0,014 é de baixa concentração de mercado. Elevar cada parcela do mercado da *commodity* ao quadrado envolve atribuir um peso maior as empresas relativamente maiores. Desse modo, quanto maior o índice, mais elevada será a concentração (menor a concorrência entre os produtores). Conforme o grau de concentração aumenta, verifica-se uma situação de desigualdade entre os participantes do mercado internacional (HOFFMANN, 2006 KUPFER e HASENCLEVER, 2013).

Tabela 1: Classificação do Índice de Hirschman-Herfindahl

Hirschman-Herfindahl	Estrutura de mercado
HH tende a 0	Mercado tende a concorrência perfeita
$HH = 1,00$	Monopólio
$HH < 0,10$	Mercado altamente competitivo
$HH > 0,18$	Mercado altamente concentrado

Fonte: Adaptado de Heimann et al. (2015).

4.2 Vetores autorregressivos (VAR)²

Durante os últimos 39 anos, modelos autorregressivos vetoriais (VAR) têm se tornado uma ferramenta de auxílio para avaliação quantitativa de políticas econômicas, fornecendo resultados empíricos principalmente na área da macroeconomia. O trabalho de Marques Junior (2015), por exemplo, estudou os efeitos da política fiscal na economia brasileira no período de 1995 a 2009. Já Braatz e Moraes (2016) discutiram as políticas cambiais e seus efeitos assimétricos em termos

² A estrutura teórica da modelagem VAR segue a especificação de Enders (2004), Lutkepohl (2005) e Bueno (2008).

regionais para o Brasil. Por sua vez, Sachsida, Schettini e Gouvêa (2017) estimaram um modelo VAR representando a curva de Phillips Novo Keynesiana com choques na taxa de câmbio no período de 2002 a 2011. Recentemente, Santos et al. (2019) analisaram o desempenho da condução da política monetária nos regimes de câmbio administrado e de metas para inflação no período pós-Plano Real.

A modelagem autorregressiva foi desenvolvida por Sims (1980) e assemelha-se aos modelos de equações simultâneas, que captam a existência de relações de interdependência entre variáveis. Mais que examinar as inter-relações entre múltiplas variáveis, o referido modelo possibilita a análise do impacto de choques estocásticos sobre determinada variável do sistema. Ou seja, após o trabalho seminal de Sims (1980), a análise dinâmica de modelos VAR é rotineiramente realizada usando funções de resposta ao impulso (FIRs), em que os choques subjacentes ao modelo são ortogonalizados utilizando a decomposição de Cholesky. De forma simplificada, as equações primitivas de um modelo VAR podem ser apresentadas como:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - a_{12}z_t - b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y e_{yt} \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t - b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z e_{zt} \end{aligned} \quad (10)$$

O sistema de equações (10) mostra a existência de relações de simultaneidade entre as variáveis y_t e z_t , sendo estas mutuamente influenciadas uma pela outra, tanto contemporaneamente como pelos seus valores defasados. Desse modo, os choques estão relacionados com as variáveis explicativas, e, portanto, a estimação padrão pelo método usual de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) incorre em violação do pressuposto de exogeneidade. Em outras palavras, as variáveis do sistema são individualmente correlacionadas com os termos de erro e_{yt} e e_{zt} . O objetivo é então desenvolver técnicas para evitar esse problema. A modelagem VAR pode ser transformada para que, nas equações, os valores do presente deixam de constar como variáveis explicativas. Logo, para encontrar o VAR primitivo, é necessário estimar a sua forma reduzida via manipulação algébrica:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{bmatrix} \quad (11)$$

ou

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + e_t \quad (12)$$

Neste trabalho, o modelo empírico pode ser escrito como segue:

$$Q_t^M = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_1 Q_{t-i}^M + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

O sistema a ser estimado visa relacionar o volume exportado da soja em grão para os principais exportadores mundiais (Brasil e EUA). Nesse caso, foram gerados parâmetros que captam a intensidade de influência das exportações do Brasil sobre as exportações dos EUA, e vice-versa:

$$\begin{aligned} Q_t^{EUA} &= \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1\rho} Q_{t-i}^M + \varepsilon_{1t} \\ Q_t^{BRA} &= \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{2\rho} Q_{t-i}^M + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (14)$$

em que os β 's são os parâmetros a serem estimados Q_t^{EUA} e Q_t^{BRA} são as quantidades exportadas de EUA e Brasil, respectivamente Q_{t-i}^M são as quantidades defasadas em i períodos para os respectivos países ε_{1t} e ε_{2t} são os termos de erro estocástico. Para a análise econométrica, as variáveis foram utilizadas em logaritmos naturais.

Existem alguns trabalhos empíricos que empreenderam estudos semelhantes para o Brasil, utilizando-se de tal modelagem. Por exemplo, Cassuce e Santos (2005) investigaram a influência da desvalorização cambial no valor das exportações brasileiras de soja em grão. O preço de exportação foi a variável que mais exerceu peso no valor exportado. Por seu turno, Silva Filho, Frascaroli e Maia (2005) estimaram um VAR para avaliar a transmissão do preço da *commodity* americana para a soja em grão doméstica e seus derivados (óleo e farelo). De forma geral, os preços da soja e do farelo domésticos se alinharam muito bem ao preço da soja em grão americana. O trabalho de Besarria e Maia (2010) estudou o impacto do subsídio americano sobre o complexo de soja brasileiro, utilizando estratégias baseadas na Teoria dos Jogos e a modelagem VAR para estimar os *payoffs* do jogo entre Brasil e Estados Unidos. As estimativas apontaram que o Brasil está em uma melhor situação sem a intervenção americana. Proque, Cassuce e Silva (2014) aplicaram a metodologia VAR a fim de captar as relações entre as exportações mundiais de soja em grão. Os autores também traçaram a trajetória estocástica das exportações dos Estados Unidos e do Brasil e encontraram oscilação entre os dois países no topo do mercado.

Já Abbade da Silva, Coronel e Silva (2015) analisaram as relações entre taxa de câmbio, preços (externos e internos) e a dinâmica das exportações brasileiras de soja em grão no período de 1999 a 2011. Os resultados indicaram que a taxa de câmbio, os preços e as exportações passadas são determinantes da competitividade da *commodity*, visto que grande parte das exportações passadas explicam as exportações futuras. Do mesmo modo, Bento, Tabosa e Araujo (2016) avaliaram os fatores determinantes do preço da soja em grão no Mato Grosso. As evidências encontradas por esse trabalho sinalizam que as variações no preço dos Estados Unidos têm influência na formação dos preços da soja do Mato Grosso, assim como a taxa de câmbio. Para Moraes et al. (2016), os preços da soja brasileira sofrem influência tanto dos preços do mercado dos Estados Unidos quanto da Argentina, enquanto os preços da *commodity* norte-americana mostraram relação de precedência dos preços argentinos.

Destarte, o modelo VAR apresenta três formas de interpretação: (i) análise de causalidades (ii) funções de resposta ao impulso (FIRs) e (iii) análise de decomposição de variância do erro de previsão. Na primeira, examina-se se uma variável é capaz de prever outra e em que condições, dado por exemplo um sistema bivariado. As FIRs analisam como uma variação em uma das variáveis do sistema reflete nas demais em um dado intervalo de tempo. Por seu turno, a decomposição de variância trata da proporção da variância do erro de previsão, para cada variável de interesse, que é originada dela mesmo, e das demais variáveis do sistema de equações. É uma maneira de dizer que a porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. No presente trabalho, utilizam-se as análises de impulso resposta e de decomposição de variância. Através dessas abordagens, é possível analisar como as exportações de um país afetam as do outro país, assim como avaliar a importância das exportações de cada país na composição da variância dos demais. Adicionalmente, a técnica aponta à confirmação (ou não) de que as decisões de um país exportador afetam as decisões dos seus principais adversários, isto é, se o mercado exibe características de oligopólio de Cournot.

Uma condição para a aplicação da modelagem autorregressiva é que a série temporal seja estacionária, não apresentando tendência ou sazonalidade. Caso uma série temporal não seja estacionária, as inferências sobre os parâmetros estimados não são confiáveis e não se pode estimá-la trivialmente. De acordo com Gujarati e Porter (2011), as séries estacionárias possuem média e variância constantes no tempo e covariância que depende apenas do período entre as observações defasadas e não do tempo real. Considerando-se a necessidade da investigação de estacionariedade das séries a serem utilizadas no modelo empírico, efetuou-se a verificação da estacionariedade ou presença de raiz unitária nas séries de quantidades exportadas da oleaginosa. A fim de identificar a condição de estacionariedade, optou-se por uma análise conjunta utilizando-se os testes: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller GLS (DF-GLS), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e os testes MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} , sugeridos por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001).

Os testes acima possuem como hipótese nula que as séries em questão possuem raízes unitárias (ou seja, não são estacionárias) contra a hipótese alternativa que as séries são estacionárias. Já o teste KPSS tem como hipótese nula que as séries não têm raízes unitárias (são estacionárias) e hipótese

alternativa que existe a presença de raiz unitária nas séries (são não estacionárias). Maddala e Kim (1998) ressaltam que a utilização de testes com hipótese nula diferente, como o ADF e KPSS, é ainda preferível para o cruzamento dos resultados a utilizar apenas um tipo de teste. Ademais, também foi investigada a presença de quebras estruturais pelo teste de Zivot-Andrews (1992). Esses autores desenvolveram o modelo proposto por Perron (1989) para verificar dados estacionários na presença de uma quebra estrutural. Zivot-Andrews (1992) acreditavam que considerar quebras estruturais como exógenas poderia levar a resultados incorretos.

O número de defasagens (k) incluído nos testes de estacionariedade foi determinado baseando-se no critério de informação Akaike Modificado (MAIC), conforme indicado por Ng e Perron (2001). O número máximo de defasagens de k é dado por $kmax = int(12(T/100)^{1/4}) = 10$. Na especificação do modelo VAR “a regra é usar tantas defasagens quantas forem necessárias para obter resíduos brancos em todas as variáveis endógenas” (BUENO, 2008, p. 167). Os critérios de informação de AIC (*Akaike Information Criterion*), SC (*Schwarz Information Criterion*) e HQ (*Hannan-Quinn Information Criterion*) foram empregados para testar diferentes defasagens, optando-se pelo número que minimiza tais critérios.

A seguir, foi realizado o teste de estabilidade do modelo VAR, pois é necessário que o modelo seja estável. Na análise de vetores autorregressivos o conceito de estabilidade é importante. Se o VAR não é estável, resultados como as funções de resposta ao impulso e a decomposição de variância não apresentam resultados confiáveis. Ademais, os modelos de séries temporais devem apresentar erros não correlacionados. Para tanto, foi feito o teste do Multiplicador de Lagrange com o intuito de verificar a autocorrelação nos resíduos do modelo estimado. Esse teste tem como hipótese nula a ausência de autocorrelação serial (ENDERS, 2004 LÜTKEPOHL, 2005).

4.3 Base de dados

A base de dados utilizada para o estudo foi extraída da *Food and Agriculture Organization of the United Nations* (FAOSTAT) para o período de 1961 a 2012. Os dados são referentes a quantidade exportada da soja em grão, em toneladas, pelo Brasil e EUA. Os resultados foram implementados computacionalmente utilizando o *software EViews*, versão 8.0. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo. Percebe-se que a média para a quantidade americana exportada da *commodity* é maior que a brasileira. Contudo, nos últimos anos, especificamente em 2013, 2015 e 2017, o Brasil tem registrado o maior crescimento na exportação de soja em grão. Na safra 2016-2017, o Brasil respondeu por 43,2% do total das exportações mundiais, enquanto os EUA responderam por 39,1%, o que permite observar a elevada concentração das exportações por apenas dois países (FAO, 2019).

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis

Estatística	Obs.	Q ^{BRA}	Q ^{EUA}
Média	52	14,41651	16,66171
Mediana	52	14,97073	16,81792
Máximo	52	17,31158	17,59648
Mínimo	52	0,00000	15,10590
Desvio padrão	52	2,75380	0,59468
Assimetria	52	- 2,85495	- 0,87984
Curtose	52	15,48461	3,16466
Jarque-Bera	52	408,34830	6,76781
P-valor	52	0,00000	0,03392

Fonte: Elaboração própria (2019).

A produção de soja no Brasil em 1964 foi de 304,9 mil toneladas, não tendo exportado naquele ano como pode ser visto na Tabela 2 (mínimo = 0,00 da quantidade brasileira exportada). Nesse período, o país vivenciava o auge do modelo preconizado por Prebisch de substituição de importações e, por isso, existia pouca diversificação da pauta exportadora brasileira, com concentração em

algumas *commodities*, tais como café, cacau e açúcar. Tais produtos respondiam por 60% do total exportado (WATSON, 2016). O Brasil saiu de um volume baixo de exportações para chegar recentemente na safra 2016-2017, ocupando o primeiro lugar nas exportações mundiais. Segundo Soccolski e Montoya (2018), a expansão de soja em grão deve-se à implantação da Lei Kandir, de 13 de setembro de 1996, que concedeu isenção da cobrança do ICMS nas operações e produções destinadas à exportação de produtos primários e semielaborados.

5. Resultados e discussão

Esta seção reporta os principais resultados das análises empreendidas, estando dividida em duas partes: medidas de concentração e trajetória das relações entre as exportações brasileiras e americanas.

5.1 O mercado brasileiro e americano da soja em grão

O artigo teve como objetivo investigar as interações entre os dois grandes produtores e exportadores mundiais da soja em grão: Brasil e EUA. Para isso, foi utilizada a metodologia de vetores autorregressivos (VAR) e as medidas de concentração. Por essa razão, inicialmente, explorou-se a análise do grau de concentração do mercado para as exportações mundiais, conforme Tabela 3. A razão de concentração dos dois maiores exportadores mundiais de soja em grão foi de $CR_2 = 0,79$ em ambos os anos agrícolas (2000/2001 e 2011/2012), isto é, Brasil e EUA controlavam 79% do valor total exportado mundialmente. Esse resultado é semelhante ao encontrado em Proque, Cassuce e Silva (2014). Com base na Tabela 3, pode-se também observar a elevada concentração das exportações mundiais: os quatro países exportadores (EUA, Brasil, Argentina e Paraguai) respondem por 91% do total (ano-safra 2011/2012). Segundo Scherer e Ross (1990), um CR_4 superior a 40% já seria suficiente para caracterizar um mercado oligopolizado. Nesse caso, apenas dois países detêm mais de 70% do mercado implicando em forte concentração do mercado, sendo estes considerados como agentes exportadores oligopolistas. Portanto, há desigualdade de ambos em relação aos demais países exportadores da *commodity*.

Tabela 3: Exportação mundial da soja em grão (mil toneladas)

Países	Ano agrícola 2000/2001		Ano agrícola 2011/2012	
	X_i	Y_i	X_i	Y_i
EUA	27103	0,50	37150	0,40
Brasil	15469	0,29	36257	0,39
Argentina	7304	0,13	7368	0,08
Paraguai	2510	0,05	3574	0,04
Outros	1431	0,03	7806	0,09
Total	53817	1,00	92155	1,00
CR_2		0,79		0,79
CR_4		0,97		0,91
HH		0,3341		0,3121

Fonte: Elaboração própria a partir de United States (2014).

Já com relação ao índice de Hirschman-Herfindahl, a mesma Tabela 3 mostra, para Brasil e EUA, um $HH_2 = 0,3341$ no período 2000/2001 e um $HH_2 = 0,3121$ no ano agrícola 2011/2012, indicando que os dois países concentram as exportações em relação ao volume total mundial (mercado altamente concentrado). No período analisado, observou-se uma queda do índice de Hirschman-Herfindahl, possivelmente devido ao crescente número de barreiras enfrentadas pelos produtos do complexo soja brasileiro, que inclui a soja em grão, pelos principais importadores (CALDARELLI, CAMARA e SEREIA, 2006). A Figura 5 confirma o nível altamente concentrado das exportações mundiais pelos dois países, CR_2 .

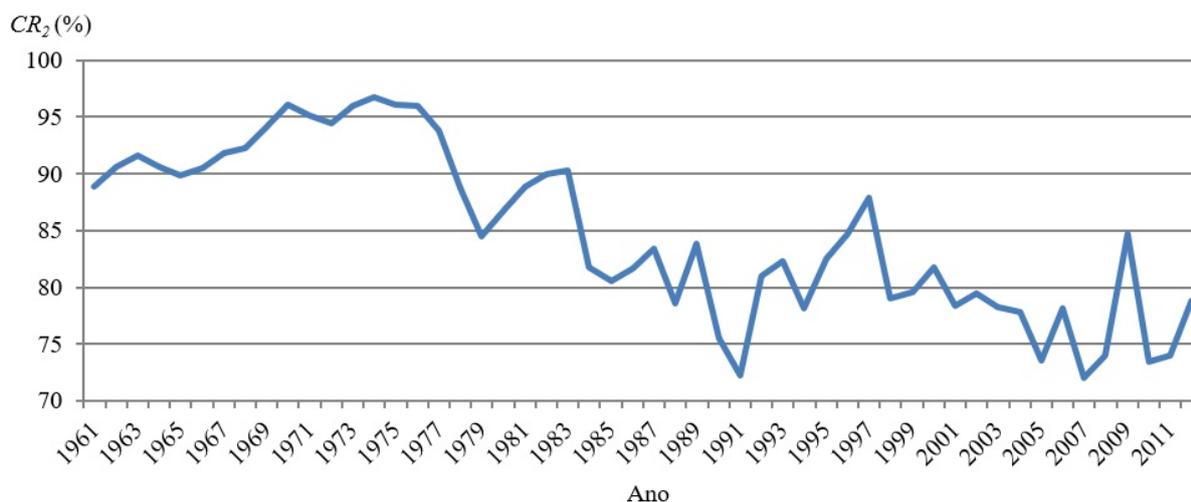


Figura 5: Evolução da razão de concentração CR_2

Nota: CR_2 = Brasil e EUA

Fonte: Elaboração própria, 2019 a partir de United States (2014).

Contudo, Brasil e EUA apresentam variação no índice, com tendência à diminuição das concentrações no período analisado, tendo saído de um CR_2 de 89% em 1961 para 79% em 2012. Nos últimos anos, a Argentina e o Paraguai vêm ampliando a participação no comércio mundial da soja em grão, alcançando a terceira e quarta colocação, respectivamente, do volume total exportado, o que explica essa queda da razão de concentração em posse do Brasil e EUA.

A próxima subseção apresenta os resultados do VAR estimado que relaciona a quantidade exportada da soja em grão para os países analisados.

5.2 Determinação da grandeza das relações entre as exportações brasileiras e americanas

Dado que as séries da quantidade exportada (em *log*), de soja em grão, pelo Brasil e EUA em nível apresentam características de não estacionariedade, foram efetuados os testes de raiz unitária nas séries. Nesse sentido, primeiramente, realizaram-se os testes de raiz unitária ADF, GLS, PP, KPSS e NG-Perron e suas respectivas ordens de integração. A quantidade de *lags* (defasagens) a serem considerados seria um número suficiente de termos para que o erro não apresente correlação serial. Existe a possibilidade de fixar um p máximo para o teste ADF como a sugerida por Schwert (1989). Conforme a equação $[12 * (N/100) 1/4]$, tem-se que $[12 * (52/100) 1/4] = 10,19$ é o número máximo a ser utilizado neste trabalho³. Destarte, uma justificativa para iniciar o teste de raiz unitária com a variável em nível, e não diferenciada, é que algumas séries podem ser estacionárias em nível. Esse é o caso da série da quantidade exportada de soja em grão pelo Brasil. Desse modo, ao aplicar o operador da primeira diferença em uma série estacionária isso implicaria sobrediferenciá-la e, conseqüentemente, os resultados seriam viesados.

Os testes realizados com a finalidade de verificar a estacionariedade ou não das séries das quantidades exportadas da soja em grão pelo Brasil e pelos EUA estão apresentados na Tabela 4. Os testes foram exaustivos no que tange a inclusão somente de constante. Os coeficientes de tendência e intercepto das regressões foram significativos a 1%. Pode-se verificar que a série da quantidade exportada pelo Brasil é integrada de ordem 0 ($I(0)$), enquanto a série de quantidade exportada pelos EUA é integrada de ordem um ($I(1)$). A série Q^{BRA} é estacionária em nível e a série Q^{EUA} é estacionária em primeira diferença.

³ A seleção do *lag* para os testes de Phillips-Perron e KPSS foi dada de acordo com o critério de Newey-West Bandwidth.

Tabela 4: Testes de Raiz Unitária

Teste	$Q_{nível}^{BRA}$	$Q_{nível}^{EUA}$	Q_{1dif}^{EUA}
Dickey Fuller Aumentado (ADF)	-5,67979***	-2,85550	-7,05269***
Dickey Fuller (GLS)	-5,77529***	-1,78387	-6,87316***
Phillips-Perron (PP)	-5,67979***	-2,83373	-7,09797***
KPSS	0,12927*	0,16785**	0,14608***
Ng-Perron Mz_a^{GLS}	-24,48640	-4,32448***	-24,85300***
Ng-Perron Mz_t^{GLS}	-3,49616	-1,46199***	-3,43042***

Nota: Seja H_0 a hipótese de existência de raiz unitária, entende-se: ***Rejeita-se H_0 a 1% de significância **Rejeita-se H_0 a 5% de significância *Rejeita-se H_0 a 10% de significância. Os testes consideram a proposta de processo gerador com intercepto e com tendência. Para KPSS, H_0 é: variável estacionária em nível e H_1 a hipótese é de raiz unitária
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

A existência de quebra estrutural na função de tendência das séries pode provocar a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para a série analisada. Assim, foi adotado o teste de Zivot-Andrews, desenvolvido por Zivot e Andrews (1992), para verificar a presença de quebras. A hipótese nula é de um *random walk* sem *drift* e sem quebra. As quebras estruturais podem deixar os testes viesados na direção de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Mesmo as séries sendo estacionárias em nível (Q^{BRA}) e em primeira diferença (Q^{EUA}), o teste de Zivot foi implementado. Assim, as estatísticas calculadas para os testes de Zivot-Andrews (com tendência e constante) rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1% de significância. A Tabela 5 reporta o teste de Zivot-Andrews.

Tabela 5: Estatísticas do teste de estacionariedade incorporando quebra estrutural endógena

Zivot-Andrews	$Q_{nível}^{BRA}$	$Q_{nível}^{EUA}$	Q_{1dif}^{EUA}
Tendência e constante	-7,55949***	-4,35849	-7,78790***
Constante	-4,64237	-3,91905	-4,43848
Tendência	-3,89133	-3,19586	-4,10865

H_0 : Série com raiz unitária considerando quebra 1ª diferença estrutural endógena
Nota: Entende-se: ***Rejeita-se H_0 a 1% de significância **Rejeita-se H_0 a 5% de significância *Rejeita-se H_0 a 10% de significância
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

Para se obter estimativas consistentes dos parâmetros com a modelagem VAR, estimou-se o número ótimo de defasagens pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ). Os resultados indicam que uma defasagem apresentaria a ordem que minimizaria os critérios acima citados, sendo assim, a escolha adequada para o processo VAR, conforme Tabela 6. Esse resultado está de acordo com o trabalho de Proque, Cassuce e Silva (2014). A especificação ocorre pelo valor mais baixo do critério AIC (VOGELVANG, 2005), pois, em amostras pequenas e grandes, os modelos baseados no AIC podem produzir previsões superiores (LÜTKEPOHL, 2005).

Tabela 6: Definição do número de defasagens

Defasagens	AIC	SBC	HQ
0	100,534691	103,912513	101,689065
1	24,062018*	33,565928*	26,895584*
2	29,090536	43,769204	32,651964
3	35,832531	54,573840	39,009705
4	41,714824	63,207470	43,199644
5	53,667440	76,350351	51,892424
6	62,458416	84,453009	55,548186
7	72,677432	91,695254	58,343535
8	82,582151	95,796288	57,997674

Nota: * Mostra a ordem selecionada segundo o critério

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

Abade da Silva, Coronel e Silva (2015) também encontraram um *lag* como o número apropriado de defasagens a ser utilizado nas regressões, a fim de examinar a dinâmica das exportações brasileiras de soja em grão no período de 1999 a 2011. Após encontrar o número apropriado de *lags*, e já ter detectado a estacionariedade, estimou-se um processo VAR (1). Posteriormente, verifica-se a adequação do modelo aos dados com base no teste de autocorrelação residual e estabilidade estrutural.

Em seguida, foi feito o teste de estabilidade do modelo. Esse conceito é muito importante, como coloca Lütkepohl (2005). A Tabela 7, por conseguinte, reporta as raízes do processo estimado. “A condição de estabilidade é ter os autovalores de $(I - \Phi_1 L)$ fora do círculo unitário” (BUENO, 2008, p. 162). Formalmente, o processo é estável se: $\det(I_k - A_1 z - \dots - A_p z^p) \neq 0$ para $|z| = 1$. De outro modo, o teste consiste em avaliar se todas as raízes são em módulo menores que 1, estando dentro do círculo unitário. Pode-se concluir que o VAR (1) não tem raízes sobre ou fora do círculo unitário, atestando-se pela estabilidade do modelo estimado.

Tabela 7: Teste de estabilidade do modelo VAR (1)

Valor absoluto e em módulo das raízes do VAR (1) estimado	Resultado
0,649431	O VAR (1) estimado não possui raízes fora do círculo unitário, satisfazendo as condições de estabilidade
0,061170	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

Para verificar a existência de autocorrelação residual, foi executado o teste de Breusch-Godfrey (BG), que pertence à classe dos testes do multiplicador de Lagrange (LM). Os resultados do teste indicaram a não rejeição da hipótese nula de que não existe autocorrelação serial nos resíduos estimados (a 1% de significância), conforme Tabela 8. Em outras palavras, tal teste trabalha com a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial.

Por fim, para testar a normalidade dos resíduos, utilizou-se o teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera. A normalidade é confirmada pela estatística de Jarque-Bera, que não rejeita a hipótese nula de normalidade dos resíduos. Observa-se que a distribuição não se apresentou como leptocúrtica, pois não apresentou uma curtose maior que três em ambos os componentes residuais. Um dos componentes teve uma curtose de 2,692321, sendo $k < 3$.

Tabela 8: Teste do Multiplicador de Lagrange

<i>Lags</i>	Estatística LM	Probabilidade
1	5,392769	0,2493
2	2,083060	0,7205
3	1,431507	0,8387
4	5,862965	0,2096
5	0,924896	0,9210
6	3,060784	0,5477
7	3,479179	0,4811
8	0,472455	0,9761
9	2,024410	0,7313
10	0,806697	0,9375
11	7,274097	0,1221
12	3,091241	0,5427

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

Como colocado, foi estimado um processo VAR (1) para as quantidades exportadas brasileiras e americanas, da soja em grão. Assim, na Figura 6 são apresentados os resultados das funções de resposta ao impulso para as quantidades exportadas da *commodity*. As FIRs partem da hipótese de que um choque na *i*-ésima variável afeta diretamente seus valores e todas as outras variáveis endógenas por meio de uma estrutura dinâmica defasada dentro da modelagem VAR (BRAATZ e MORAES, 2016). Nesse sentido, a finalidade do presente trabalho foi analisar a reação das exportações de um país por meio de um choque nas exportações do concorrente. Uma vez que a série temporal é estacionária, o efeito de tal choque se dissipa com o tempo e a FIR tende a zero como ilustra a Figura 6. “A função de resposta ao impulso é calculada mediante coeficientes estimados. Logo, é claro que há um intervalo de confiança a ser considerado nessas estimativas” (BUENO, 2008, p. 185). Para a obtenção das FIRs e da decomposição da variância, empregou-se a matriz de decomposição de Cholesky. Os desvios padrões foram calculados por meio do método de Monte Carlo, com 1.000 repetições.

Um choque positivo na quantidade exportada de soja em grão brasileira nos primeiros períodos tem impacto sobre os EUA esse país após o choque reduz a quantidade exportada. Isso significa dizer que o Brasil estaria deslocando os EUA no mercado mundial de tal *commodity*. A fim de recuperar sua parcela de mercado, os EUA aumentariam a quantidade exportada num segundo momento. As exportações de ambos os países estariam positivamente relacionadas. Entretanto, os americanos têm uma maior capacidade de deslocar o Brasil no horizonte de curto prazo. Como mostra a Figura 6, o Brasil sentiria mais os efeitos do choque nas exportações dos EUA. É possível que nos anos mais recentes esse processo se reverta, já que o Brasil nas safras 2016-2017, exportou 56,5% de sua produção de soja em grão, enquanto os EUA exportaram 47% (FAO, 2019). De um modo geral, Brasil e EUA se alternam na liderança do mercado ao longo do tempo. Este resultado é compatível com o modelo de duopólio de Cournot, tendo em vista a competição por quantidade da *commodity* homogênea.

Ademais, os resultados evidenciam um aumento conjunto das exportações. Um fator importante que pode explicar esse incremento é o crescimento histórico na demanda por soja em grão. Principalmente, o acréscimo no consumo de soja pela China. Resultado semelhante foi obtido por Cassuce e Santos (2005), que encontraram evidências empíricas nesse sentido. Segundo os autores, o aumento da renda da China afetou positivamente a demanda por soja em grão, refletindo em aumento do valor das exportações brasileiras. A melhoria nos padrões de vida intensificou a demanda por proteínas de origem animal (ex. carnes, ovos) com seus sistemas de produção dependentes do farelo de soja. Por exemplo, no ano agrícola 2009/2010, a China importou 50,5 milhões de toneladas de soja. Desse total, 22,6 milhões foram importados dos EUA e 18,1 milhões do Brasil. Isso corresponde a 55% e 65% do volume total exportado pelos EUA e pelo Brasil, respectivamente. Ou seja, enquanto EUA e Brasil lideram as estatísticas de produção e exportação, as importações crescem fortemente na China, país que tem grande estrutura de esmagamento e uma

necessidade de farelo e óleo de soja. Em anos mais recentes (2016-2017), a China respondeu por quase dois terços do total comercializado internacionalmente (86,1% do seu consumo) (UNITED STATES, 2014 LEMOS et al., 2017).

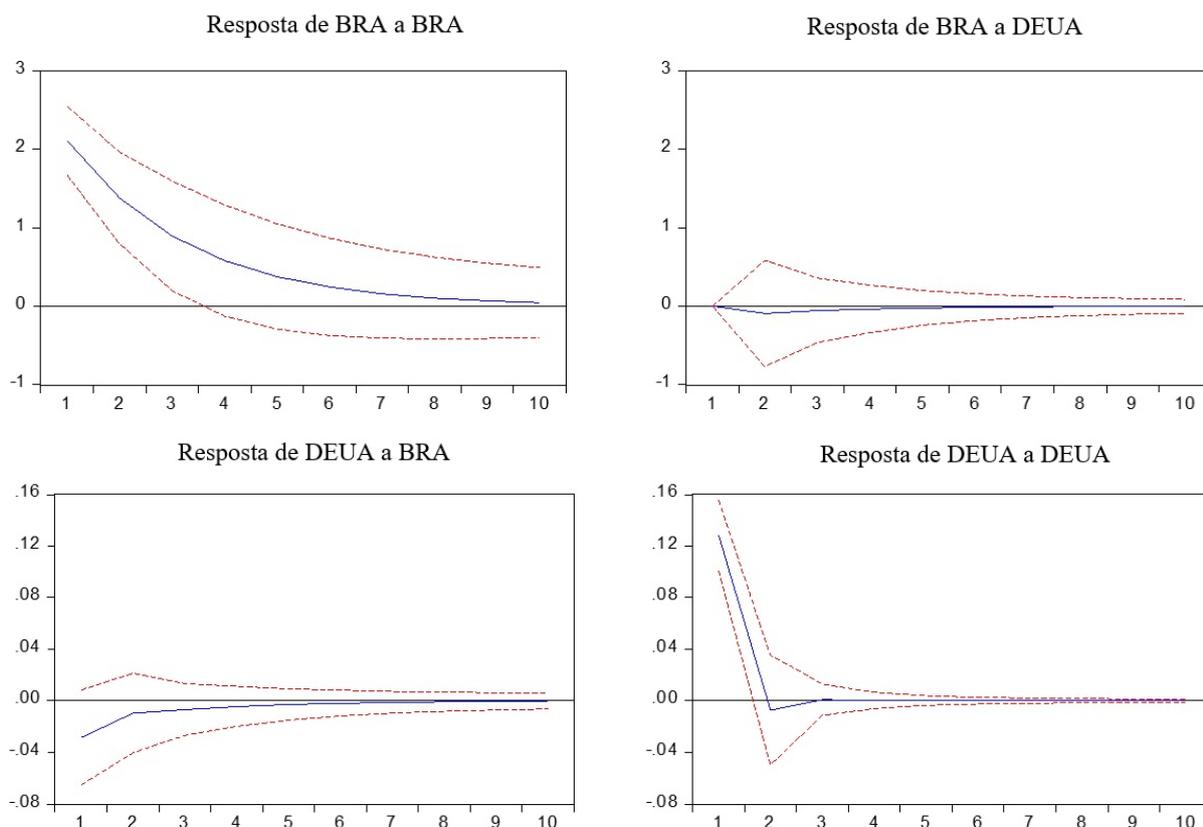


Figura 6: Funções de resposta ao impulso

Fonte: Resultados a partir do *software* estatístico *EViews*, versão 8.0.

Para se obter mais indicativos de que os EUA têm poder de afetar a quantidade exportada brasileira, apresenta-se a decomposição da variância do erro de previsão das quantidades exportadas brasileiras e americanas nos 10 meses posteriores ao choque, na Tabela 9. “Trata-se de uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão” (BUENO, 2008, p. 186). A decomposição da variância fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação (choque) em afetar as variáveis no VAR, nesse caso, as quantidades exportadas de soja em grão. Mais uma vez, foi utilizada a decomposição de Cholesky neste passo. Percebe-se que a quantidade exportada americana afeta diretamente a quantidade de seu adversário, ou seja, do Brasil, no mercado mundial da soja em grão. Tendo em vista a exportação americana, o Brasil sofre pouco deslocamento, afetando apenas 4,71% no período 1 (curto prazo).

Vale destacar que tanto no curto quanto no longo prazo, uma parcela significativa da variabilidade da exportação brasileira é explicada por choques na própria exportação do país, sendo que essa proporção diminui de 99,87% no período 2 para 99,83% no período 10. Tal resultado alcançado vai ao encontro aos obtidos por Abbade da Silva, Coronel e Silva (2015), cujas exportações de soja foram mais impactadas por si mesmas do que por outras variáveis, como os preços (internos e externos).

Tabela 9: Decomposição da variância das quantidades exportadas brasileiras e americanas

Período	Decomposição da variação de Q^{BRA}		Decomposição da variação de Q^{EUA}	
	Q^{BRA}	Q^{EUA}	Q^{BRA}	Q^{EUA}
1	100,00000	0,00000	4,70664	95,29336
2	99,86866	0,13134	5,18778	94,81222
3	99,84305	0,15695	5,43332	94,56668
4	99,83358	0,16642	5,53500	94,46500
5	99,82985	0,17015	5,57788	94,42212
6	99,82832	0,17169	5,59595	94,40405
7	99,82768	0,17232	5,60356	94,39644
8	99,82741	0,17259	5,60678	94,39322
9	99,82729	0,17271	5,60813	94,39187
10	99,82725	0,17275	5,60870	94,39130

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados gerados.

6. Considerações Finais

O artigo teve o objetivo de examinar o mercado mundial da soja em grão a partir das interações entre os dois maiores países exportadores agrícolas: Brasil e EUA, uma vez que os dois juntos controlam uma parcela significativa de todo o mercado. Para atingir o objetivo, foram utilizadas as medidas de concentração e a autorregressão vetorial (VAR). Esses métodos permitiram estudar a relação entre as quantidades exportadas de soja em grão dos países e, ainda, classificar o mercado como duopolista.

Os principais resultados alcançados indicam dois tipos de análises. A primeira é que o mercado agrícola da soja em grão apresentou características de Duopólio de Cournot, através da razão de concentração dos principais exportadores do grão e do índice de Hirschman-Herfindahl. A segunda análise mostrou o deslocamento do mercado. As exportações de EUA e Brasil foram negativamente relacionadas em um primeiro momento, o que significa que um país atua deslocando o outro do mercado global da *commodity*. No segundo momento, o país deslocado agiria de modo a recuperar a sua parcela de mercado. Isso leva ao seguinte fato: as exportações de ambos estão positivamente relacionadas. Todavia, EUA teria maior capacidade de deslocar o Brasil no horizonte de curto prazo. As funções resposta ao impulso entre os desvios-padrão mostraram que as decisões de exportar soja em grão do Brasil sofrem mais influência das exportações americanas do que o contrário. A variabilidade da exportação brasileira foi explicada pelas variações nas exportações da *commodity* americana com o passar dos períodos. Contudo, a variância das exportações americanas depende mais de variações na própria exportação do que da variabilidade da exportação brasileira.

A principal contribuição do artigo reside em uma análise realizada que tem foco nos dois principais exportadores da soja em grão, distinta de grande parte dos estudos observados na literatura empírica para o Brasil. O estudo inova ao confirmar a presença da estrutura de mercado de Duopólio de Cournot e reafirmar essa importância da concentração do mercado na análise econométrica. Tal comprovação pode permitir aos formuladores de políticas públicas adotarem estratégias mais assertivas quanto ao comércio global agrícola, diante de um cenário de previsão de expansão produtiva. Ademais, por se tratar de uma oleaginosa voltada principalmente para exportação, deve-se ressaltar que outras variáveis como taxa de câmbio, fatores climáticos, barreiras fitossanitárias, dentre outras, também seriam essenciais na determinação da quantidade exportada de seus principais *players*, o que configura em avanços futuros e na extensão daqueles trabalhos já observados na literatura empírica brasileira.

Referências

- ABBADE DA SILVA, R. CORONEL, D. A. SILVA, M. L. Determinantes das exportações brasileiras de soja em grão (1999-2011). **Reflexões Econômicas**, v. 1, n. 1, p. 275-294, 2015.
- BECKMAN, J. DYCK, J. HEERMAN, K. E. R. **The global landscape of agricultural trade, 1995-2014**. Economic Research Service, EIB-181, U. S. Department of Agriculture, 2017.
- BENTO, J. A. N. TABOSA, F. J. S. ARAUJO, J. A. Fatores determinantes do preço da soja no Mato Grosso. **Revista Espacios**, v. 37, n. 31, p. 29, 2016.
- BESARRIA, C. N. MAIA, S. F. Restrições comerciais ao complexo de soja brasileiro: estudo dos impactos dos subsídios dos Estados Unidos. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 8, n. 2, p. 149-176, 2010.
- BRAATZ, J. MORAES, G. I. Impactos regionais assimétricos da política cambial no Brasil: uma abordagem com o método VAR. **Análise Econômica**, v. 34, n. 65, p. 47-73, 2016.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Projeções do Agronegócio: Brasil 2017/18 a 2027/28 projeções de longo prazo**. Secretaria de Política Agrícola. Brasília: MAPA/ACE, 2018. 112p.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CALDARELLI, C. E. CAMARA, M. R. G. SEREIA, V. J. A evolução das exportações e da competitividade do complexo soja no Brasil e no Paraná: 1990-2004. In: XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Fortaleza - CE, julho de 2006. **Anais**. Brasília: SOBER, 2006.
- CASSUCE, F. C. C. SANTOS, M. L. Desvalorizações cambiais e captação de divisas: o caso brasileiro de soja em grão. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, v. 7, n. 3, p. 298-311, 2005.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Hoboken: John Wiley & Sons, 2004.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS – FAO. **FAOSTAT**. Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/>>. Acesso em: 07 jul. 2019.
- GALE, F. VALDES, C. ASH, M. **Interdependence of China, United States, and Brazil in soybean trade**. Economic Research Service, OCS-19F-01, U. S. Department of Agriculture, 2019.
- GUJARATI, D. N. PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.
- HEIMANN, J. P. GONÇALVES, K. DRESCH, A. R. SILVA, J. C. G. L. Concentração de mercado de molduras (frame) importadas pelos Estados Unidos, período de 2005 a 2009. **Cerne**, v. 21, n. 1, p. 59-65, 2015.
- HENDERSON, J. M. QUANDT, R. E. **Teoria Microeconômica**. São Paulo: Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais, 1976. 417p.
- HIRAKURI, M. H. LAZZAROTTO, J. J. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Documentos Embrapa, 349. Londrina: Embrapa Soja, 2014.
- HOFFMANN, R. **Estatística para Economistas**. 4 ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.
- KON, A. **Economia Industrial**. São Paulo: Nobel, 1999. 215p.
- KRUGMAN, P. WELLS, R. **Introdução à Economia**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.
- KUPFER, D. HASENCLEVER, L. **Economia industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013.
- LEMOS, M. L. F. GUIMARÃES, D. D. MAIA, G. B. S. AMARAL, G. F. Agregação de valor na cadeia da soja. **BNDES Setorial**, v. 46, p. 167-217, 2017.
- LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Heidelberg: Springer-Verlag, 2005. 764p.
- MADDALA, G. S. KIM, I. M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- MARQUES JUNIOR, L. S. Equivalência ricardiana e os efeitos da política fiscal na economia brasileira. **Análise Econômica**, v. 33, n. 64, p. 215-241, 2015.
- MORAES, B. M. M. BENDER FILHO, R. VIEIRA, K. M. CERETTA, P. S. Análise de causalidade de preços no mercado internacional da soja. **Desenvolvimento em Questão**, v. 14, n. 34, p. 301-319, 2016.
- NG, S. PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and

power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

NICHOLSON, W. SNYDER, C. **Microeconomic Theory: Basic principles and extensions**. Mason, Ohio: Thomson/South-Western, 2008.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P. NG, S. Useful modifications to some unit roots tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **The Review of Economic Studies**, v. 63, n. 3, p. 435-463, 1996.

PINDYCK, R. S. RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 8 ed. São Paulo: Pearson Education, 2013.

PROQUE, A. L. CASSUCE, F. C. C. SILVA, E. H. Interações de Estados Unidos e Brasil no mercado mundial de soja em grão: uma análise dinâmica baseada nas trajetórias estocásticas das exportações. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, v. 16, n. 4 (edição especial), p. 518-531, 2014.

SACHSIDA, A. SCHETTINI, B. P. GOUVÊA, R. R. Inflação, desemprego e choques cambiais: estimativas VAR para a economia brasileira. **Análise Econômica**, v. 35, n. 67, p. 297-322, 2017.

SANTOS, F. R. LOPES, L. S. SOARES, T. C. LIMA JÚNIOR, L. A. Uma avaliação da política monetária nos regimes de metas cambiais e de metas para inflação. **Análise Econômica**, v. 37, n. 73, p. 25-52, 2019.

SCHERER, F. M. ROSS, D. **Industrial market structure and economic performance**. 3 ed. Boston: Houghton Mifflin, 1990.

SCHWERT, G. W. Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 7, n. 2, p. 147-159, 1989.

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. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 1, p. 161-182, 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: XXXIII Encontro Nacional de Economia, Natal - RN, dezembro de 2005. **Anais**. Niterói: ANPEC, 2005.

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

SOCCELOSKI, V. MONTOYA, M. A. Estimativa de perdas de arrecadação de ICMS promovida pela lei Kandir no Corede produção - RS: uma análise sobre as exportações de soja, de 1997 a 2014. **Teoria e Evidência Econômica**, v. 24, n. 50, p. 51-88, 2018.

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

UNITED STATES. Department of Agriculture. **Market and trade data**. 2014. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdquery.aspx>>. Acesso em: 15 ago. 2019.

VOGELVANG, B. **Econometrics: theory and applications with EViews**. London: Prentice Hall, 2005.

WATSON, A. S. G. **O Brasil e as restrições às exportações**. Brasília: Fundação Alexandre de Gusmão, 2016. 286p.

ZIVOT, E. ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.