ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Ogino, Cristiane Mitie; Gasques, José Garcia; Vieira Filho, José Eustáquio Ribeiro

Working Paper

Relação dinâmica: Fertilizantes minerais e agricultura brasileira

Texto para Discussão, No. 2928

Provided in Cooperation with:
Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Ogino, Cristiane Mitie; Gasques, José Garcia; Vieira Filho, José Eustáquio Ribeiro (2023) : Relação dinâmica: Fertilizantes minerais e agricultura brasileira, Texto para Discussão, No. 2928, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, https://doi.org/10.38116/td2928-port

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/285050

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

https://creativecommons.org/licenses/by/2.5/br/

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2928

RELAÇÃO DINÂMICA: FERTILIZANTES MINERAIS E AGRICULTURA BRASILEIRA

CRISTIANE MITIE OGINO
JOSÉ GARCIA GASQUES
JOSÉ EUSTÁQUIO RIBEIRO VIEIRA FILHO

ipea
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2928
Brasília, outubro de 2023

RELAÇÃO DINÂMICA: FERTILIZANTES MINERAIS E AGRICULTURA BRASILEIRA

CRISTIANE MITIE OGINO[1]
JOSÉ GARCIA GASQUES[2]
JOSÉ EUSTÁQUIO RIBEIRO VIEIRA FILHO[3]

1. Pesquisadora associada no Núcleo de Estudos de Economia Agrícola (ne²agro) na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Dirur/Ipea). *E-mail*: cristianeogino@gmail.com.

2. Coordenador-geral de políticas e informações na Diretoria de Crédito e Informação do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa). *E-mail*: jose.gasques@agricultura.gov.br.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Dirur/Ipea. *E-mail*: jose.vieira@ipea.gov.br.

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento
Ministra Simone Nassar Tebet

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta
LUCIANA MENDES SANTOS SERVO

Diretor de Desenvolvimento Institucional
FERNANDO GAIGER SILVEIRA

Diretora de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
LUSENI MARIA CORDEIRO DE AQUINO

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
CLÁUDIO ROBERTO AMITRANO

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
ARISTIDES MONTEIRO NETO

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura
FERNANDA DE NEGRI

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
CARLOS HENRIQUE LEITE CORSEUIL

Diretor de Estudos Internacionais
FÁBIO VÉRAS SOARES

Chefe de Gabinete
ALEXANDRE DOS SANTOS CUNHA

Coordenador-Geral de Imprensa e Comunicação Social
ANTONIO LASSANCE

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2023

Ogino, Cristiane Mitie
Relação dinâmica : fertilizantes minerais e agricultura brasileira / Cristiane Mitie Ogino, José Garcia Gasques, José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho. – Brasília, DF: IPEA, 2023.

40 p. : il., gráfs. – (Texto para Discussão ; 2928).

Inclui Bibliografia.

ISSN 1415-4765

1. NPK. 2. Preços. 3. Produtividade Agrícola. 4. SVAR. I. Gasques, José Garcia. II. Vieira Filho, José Eustáquio Ribeiro. III. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. IV. Título.

CDD 631.8

Ficha catalográfica elaborada por Elizabeth Ferreira da Silva CRB-7/6844.

Como citar:

OGINO, Cristiane Mitie; GASQUES, José Garcia; VIEIRA FILHO, José Eustáquio Ribeiro. **Relação dinâmica :** fertilizantes minerais e agricultura brasileira. Brasília, DF : Ipea, out. 2023. 40 p. : il. (Texto para Discussão, n. 2928). DOI: http://dx.doi.org/10.38116/td2928-port.

JEL: Q11; Q13; Q18.

As publicações do Ipea estão disponíveis para download gratuito nos formatos PDF (todas) e ePUB (livros e periódicos).

Acesse: http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 6

2 REFERENCIAL TEÓRICO 9

2.1 Fertilizantes na produção agrícola 9

2.2 Aspectos de oferta e demanda por fertilizantes minerais no mundo e no Brasil 11

2.3 Evolução dos preços dos fertilizantes minerais no Brasil 12

3 METODOLOGIA 15

3.1 Dados 15

3.2 Modelo 18

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO 20

4.1 Definição do modelo 20

4.2 Resultados analíticos do modelo 21

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS 30

REFERÊNCIAS 32

APÊNDICE A 37

SINOPSE

Em 2022, os preços internacionais de fertilizantes minerais atingiram patamares elevados, causando preocupação no mercado agrícola. Diante desse contexto, o objetivo foi analisar o comportamento do mercado de fertilizantes minerais na produção agrícola brasileira. Por meio do modelo autorregressivo vetorial estrutural (SVAR), examinou-se a relação entre preço de importação dos fertilizantes minerais, quantidade entregue de fertilizantes minerais, atratividade de exportação das *commodities*, área plantada e quantidade agrícola produzida. A análise da função impulso-resposta indicou que um choque no preço de importação de fertilizantes impacta negativamente a quantidade entregue do insumo. Ademais, encontrou-se que um choque na quantidade entregue desse material impacta positivamente a quantidade agrícola produzida. Os resultados evidenciaram a importância de planos estratégicos no setor de fertilizantes para o amparo da segurança alimentar no Brasil.

Palavras-chave: NPK; preços; produtividade agrícola; SVAR.

ABSTRACT

In 2022, international mineral fertilizer prices reached high levels, which caused concern in the agricultural market. In this context, the present study analyzed the behavior of the mineral fertilizer market in Brazilian agricultural production. Using the SVAR model, the relationship between the mineral fertilizer prices, the quantity demanded of mineral fertilizers, the attractiveness of exporting commodities, the planted area and the quantity produced in agriculture was examined. The analysis of the impulse-response function indicated that a shock in the import price of fertilizers negatively impacts the demand quantity of the input. Furthermore, it was found that a shock in the quantity demanded for fertilizers positively impacts the agricultural quantity produced. The results highlighted the importance of strategic plans in the fertilizer sector to support food security in Brazil.

Keywords: inputs; prices; agricultural productivity; SVAR.

1 INTRODUÇÃO

O uso de fertilizantes minerais no Brasil é atendido, em sua maioria, via importação. A dependência externa torna o país vulnerável às oscilações dos preços de fertilizantes no mercado internacional. Isso afeta os custos de produção agrícola interna, causando possíveis mudanças no planejamento produtivo, as quais repercutem na quantidade agrícola produzida.

Em 2022, observaram-se aumentos de preços dos fertilizantes minerais semelhantes aos patamares das altas de 2007/2008. Segundo dados da Secretaria de Comércio Exterior (Secex),[1] esse aumento de preços em relação ao ano de 2020 foi de 27,26%, de 2,42% e de 18,58% para os fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássicos, respectivamente. O movimento inflacionário continuou em 2022.

As causas dessas altas de preços estão relacionadas à crise de saúde, pandemia da covid-19, assim como à crise geopolítica, conflito do Leste Europeu. A covid-19, doença anunciada como emergência de saúde pública de importância internacional em janeiro de 2020, não afetou o setor de fertilizantes minerais no primeiro momento (Mensi, Rehman e Vo, 2021). No entanto, o problema sanitário impactou o nível de atividade econômica de vários países, bem como diferentes setores econômicos, tais como os de energia (Mensi, Rehman e Vo, 2021). Como a produção de fertilizante mineral depende fortemente de energia, houve reflexo nos preços de fertilizante porvir.

Somado a isso, a guerra entre Rússia e Ucrânia, declarada em fevereiro de 2022, pressionou ainda mais a elevação dos preços. A Rússia é um dos principais países produtores e exportadores de fertilizantes nitrogenados e potássicos no mundo.

A apreensão do aumento de preços se evidencia em solos das regiões tropicais, predominante no Brasil, cujos fatores limitantes para o cultivo estão relacionados à fertilidade do solo. Essas regiões tropicais apresentam solos com alto grau de intemperização, os quais são identificados por baixo teor de nutrientes, alta fixação de fósforo, alta acidez e toxicidade por alumínio (Cardoso e Kuyper, 2006). Torna-se essencial o investimento em adubação para que haja aumento de produtividade agrícola (Zonta, Stafanato e Pereira, 2021). Sem uso de fertilizantes não há como aumentar a produção em uma mesma área, já que faltará nutriente para o desenvolvimento da planta (Beckman e Riche, 2015).

1. Disponível em: http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home. Acesso em: 5 set. 2022.

Embora haja diferentes tipos de fertilizantes no mercado, o fertilizante mineral se destaca pela maior concentração de nutrientes por matéria e teor mais bem definidos. Tais atributos tornam o uso desses produtos no sistema agrícola mais simples. O fertilizante mineral foi um dos insumos que proporcionaram a agricultura intensiva. Porém, seu uso inadequado pode levar à contaminação do meio ambiente.

O Brasil apresenta baixa capacidade produtiva de fertilizantes minerais. Ademais, a produção interna desse insumo não é competitiva, dado o seu alto custo de produção quando comparado ao de outros países (Brasil, 2021). Como consequência, a produção de fertilizantes mineiras é baixa internamente, recorrendo-se ao mercado externo. Nos últimos dez anos, o país importou aproximadamente 80% de nitrogênio, 60% de fósforo e mais de 90% de potássio.[2]

Diante da alta dependência externa, a produção agrícola brasileira fica sujeita às condições de preços do mercado internacional. De acordo com dados da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab), os gastos com fertilizantes representam um dos itens principais no custo de produção, em especial das *commodities* agrícolas.[3] O que torna o preço de fertilizantes um dos fatores que levam os agricultores a repensar o modo como irão conduzir os investimentos nas culturas.

Perante o exposto, o presente estudo procura responder ao seguinte questionamento: como o desempenho econômico do mercado agrícola brasileiro é dependente e influenciado pelo mercado de fertilizantes minerais? Para tentar elucidar essa questão, analisou-se a relação de cinco variáveis. Quanto ao mercado agrícola, as variáveis utilizadas foram área plantada, quantidade produzida agrícola e atratividade de exportação das cinco culturas, cujos produtos foram mais exportados (soja, cana-de-açúcar, café, milho e algodão), em relação aos valores, pelo país no ano de 2021. Somente as culturas de soja, cana-de-açúcar e milho representaram mais de 73% do consumo total de fertilizantes no Brasil (Brasil, 2021). E com relação ao mercado de fertilizantes, as variáveis utilizadas foram preço de importação dos fertilizantes e quantidade entregue de fertilizantes no Brasil.

Tem-se como uma das hipóteses que a alta dos preços dos fertilizantes leva à redução na quantidade empregada do insumo no campo, implicando possíveis reduções na quantidade agrícola produzida. Uma alternativa para compensar o impacto da redução de uso de fertilizantes seria o aumento da área plantada, ou seja, a agricultura

2. Disponível em: http://www.fao.org/faostat/. Acesso em: 30 de jun. 2022.

3. Disponível em: https://www.conab.gov.br/info-agro/custos-de-producao/planilhas-de-custo-de-producao. Acesso em: 6 jun. 2022.

passa de intensiva para extensiva. Ademais, os investimentos na produção também podem ser afetados pela atratividade de preços das culturas.

Os objetivos específicos do estudo foram quantificar o percentual da variância de cada variável que é explicada pela própria variância e pelas demais variáveis consideradas no modelo (decomposição histórica da variância do erro); e verificar o comportamento das variáveis quando ocorrem choques não antecipados em cada uma das variáveis nos diferentes períodos à frente (função impulso-resposta).

Para atender aos objetivos propostos, o modelo autorregressivo vetorial estrutural (SVAR), de Sims (1986) e Bernanke (1986), foi empregado. Como o modelo vetorial autorregressivo (VAR), o modelo SVAR permite tratar de forma simétrica todas as variáveis como endógenas (Sims, 1980). E por compor os modelos de séries temporais, não há problemas de omissão de variáveis relevantes, uma vez que a influência das variáveis omitidas é captada pelas variáveis defasadas, não prejudicando a modelagem. O diferencial do modelo SVAR é a possibilidade de estabelecer relações contemporâneas baseadas na teoria econômica. Mais especificamente, o presente estudo utilizou o modelo autorregressivo vetorial estrutural com correção de erro (SVEC), dado que as séries das variáveis apresentaram cointegradas. O modelo SVEC é um ajuste do modelo SVAR, em que a dinâmica das variáveis de curto prazo é acomodada a uma estrutura com equilíbrio de longo prazo.

Na literatura se encontram poucos estudos que analisam a variação dos preços de insumos agrícolas, como os fertilizantes minerais, no contexto produtivo. Por seu turno, há diversos estudos que exploram as mudanças de preços das *commodities* agrícolas (Beckman e Riche, 2015). Entender melhor as implicações econômicas causadas pelos fertilizantes minerais torna possível traçar políticas estratégicas no setor (Brasil, 2021).

Este estudo compõe-se de mais quatro seções além desta introdução. A seção 2 apresenta uma revisão de literatura sobre a relação entre fertilizantes minerais e a produção agrícola; os aspectos de oferta e demanda por fertilizantes no mundo e no Brasil; e a evolução dos preços do insumo no mercado brasileiro. A seção 3 apresenta os dados e o modelo utilizados. A seção 4 apresenta os resultados analíticos e a discussão desses. E a seção 5 traz as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Fertilizantes na produção agrícola

No Brasil, o uso de fertilizantes minerais teve início mais acentuado na década de 1970, junto com outras tecnologias intensivas em capital, como defensivos, máquinas e implementos agrícolas, materiais genéticos, entre outros (Gasques *et al*., 2022; Marinho e Carvalho, 2004). Essas tiveram a sua introdução bem-sucedida na agricultura brasileira graças às instituições de pesquisas e de extensão, além de sistemas de crédito (Vieira Filho e Fishlow, 2017). Um exemplo de instituição de pesquisa é a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa), criada em 1973 pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa), que desenvolve tecnologias voltadas para as condições tropicais (Vieira Filho, 2022).

A incorporação das tecnologias na agricultura brasileira propiciou que houvesse o aumento da produtividade agrícola e da qualidade das lavouras (Vieira Filho e Fishlow, 2017). Em termos numéricos, a produtividade agrícola brasileira apresentou, de 1970 a 2020, uma variação percentual de 133%, que representa uma taxa de crescimento anual médio de 1,71%.[4]

Concernente à adubação na agricultura, a aplicação de fertilizantes no campo tem o papel de restabelecer de forma balanceada os nutrientes do solo, de modo a disponibilizá-los para a cultura. Esse procedimento permitiu que áreas impróprias para o cultivo fossem corrigidas. Cita-se como exemplo o caso do cerrado brasileiro, cuja correção e adubação do solo permitiram que a região se tornasse a maior produtora de grão do país (Lobato e Sousa, 2004).

Além disso, a adubação impediu o abandono das terras pelo esgotamento do solo em termos químicos, bem como promoveu a intensificação da agricultura. Tais características definem os fertilizantes como insumos poupadores de terra (Hayami e Ruttan, 1985; Brunelle *et al*., 2015; Sinha *et al*., 2022; Raij, 2011; Ruttan, 2001).

Entre os nutrientes essenciais para o desenvolvimento da planta, destacam-se, por serem exigidos em maiores quantidades no sistema agrícola, o nitrogênio, o fósforo e o potássio, denominados macronutrientes primários. A quantidade de nutrientes a ser aplicada depende de diversos fatores. Os principais são a qualidade do solo, a variedade da cultura, as condições agroclimáticas, o sistema de manejo da cultura, as

4. Disponível em: http://www.fao.org/faostat/. Acesso em: 30 de jun. 2022.

especificações da formulação do fertilizante, e, sobretudo, da viabilidade econômica da aplicação (Hossain e Singh, 2000).

Com relação à essa última, estudos observam que o aumento dos preços dos fertilizantes causa a redução da quantidade da demanda no Brasil (Ogino *et al*., 2020) e em diferentes regiões no mundo, tal como se observa na África do Sul (Ogeto e Jiong, 2019), em Bangladesh (Manos *et al*., 2007), nos Estados Unidos (Williamson, 2011; Acheampong e Dicks, 2012; Etienne, Trujillo-Barrera e Wiggins, 2016; Xu *et al*., 2022) e no Malawi (Holden e Lunduka, 2012; Komarek *et al*., 2017).

O emprego dos fertilizantes depende, também, do retorno que os produtos agrícolas proporcionarão (Barros e Silva, 2008). De acordo com Acheampong e Dicks (2012), em estudo realizado com fertilizantes nitrogenados nas culturas de milho e trigo nos Estados Unidos, a demanda de fertilizantes não é tão sensível aos preços próprios, quando comparado aos preços das culturas.

Ao tratar mais especificamente dos fertilizantes minerais, esse é caracterizado pela legislação como "produto de natureza fundamentalmente mineral, natural ou sintético, obtido por processo físico, químico ou físico-químico, fornecedor de um ou mais nutrientes de plantas" (Brasil, 2004, art. 2º, inciso III, alínea *a*). As vantagens desse fertilizante em relação a outros adubos são a relativa simplicidade de manejo e a maior quantidade de nutrientes por matéria, haja vista que os teores de nutrientes são mais bem definidos, além de apresentarem garantias mínimas exigidas por lei com base no tipo do fertilizante (Brasil, 2018). Embora outros fertilizantes apresentem garantias, como os fertilizantes orgânicos e biofertilizantes, os teores mínimos de nutrientes exigidos são mais genéricos, devido à quantidade do nutriente variar conforme a origem da matéria-prima do adubo (Brasil, 2020).

Apesar dos benefícios da prática de adubação, o uso indiscriminado de fertilizantes, especialmente dos fertilizantes minerais, resulta em problemas ambientais. Há, por exemplo, a contaminação das águas por eutrofização, causada quando os nutrientes em excesso são carregados para fora do sistema agrícola. Tem-se também a degradação do solo, que prejudica o sistema biológico, físico e químico da produção (Ayoub, 1999). Além disso, no processo produtivo de fertilizantes minerais, há muita emissão de poluentes.

Outro inconveniente dos fertilizantes minerais está na questão de a oferta ser restrita a poucos países, como será retratada na subseção 2.2.

2.2 Aspectos de oferta e demanda por fertilizantes minerais no mundo e no Brasil

A produção de fertilizantes tem como base os recursos naturais, os quais estão concentrados em determinadas regiões do globo, em especial as fontes das matérias-primas dos fertilizantes fosfatados e potássicos, que se apresentam de forma mais limitada em poucas regiões do mundo (Brasil, 2021). Esse fato torna os fertilizantes minerais insumos críticos para a agricultura de países dependentes de sua importação.

No ano de 2020, as principais regiões detentoras de rocha fosfática eram Marrocos e Saara Ocidental, com 71% de toda a reserva (Brasil, 2021). No que se refere às rochas potássicas, a concentração se deu no Canadá, na Bielorrússia, na Rússia e na China, que representavam 30%, 20%, 16% e 9% do total, respectivamente (Brasil, 2021). No caso dos fertilizantes nitrogenados, a matéria-prima para a produção provém do petróleo e gás natural. Os maiores países produtores de ureia são China, Rússia e Índia (Brasil, 2021). Além de poucos países concentrarem grande parte das reservas minerais, as empresas ofertantes de fertilizantes minerais, também, são altamente concentradas (Hernandez e Torero, 2013).

Com relação à demanda mundial, o principal país consumidor de fertilizantes foi China, seguido pela Índia, que representavam 20% e 10 % do total de 246 milhões de toneladas consumidas, respectivamente, em 2020.[5] O terceiro maior país consumidor eram os Estados Unidos até o ano de 2019. No entanto, em 2020, apesar de a diferença ser pouca, Brasil ultrapassou o consumo, posicionando-se em terceiro lugar, e Estados Unidos, em quarto.

Embora o Brasil seja um dos maiores consumidores de fertilizantes minerais, a produção interna não supre as demandas domésticas, sendo preciso importar. No *ranking* mundial de importação do ano de 2020, o país foi o segundo maior importador de fertilizantes nitrogenados e potássicos, ficando atrás de Índia e Estados Unidos, respectivamente. Ademais, foi o maior importador de fertilizantes fosfatados.[6]

De acordo com os dados da Secex,[7] o Brasil, de um modo geral, vem aumentando a quantidade importada de fertilizantes dos macronutrientes primários a cada ano. Em 2021, importou 14 milhões de toneladas de fertilizantes nitrogenados – 21% da Rússia, 21% da China e 13% do Catar. Entre os fertilizantes básicos contendo nitrogênio, o país

5. Disponível em: http://www.fao.org/faostat/. Acesso em: 30 de jun. 2022.
6. Disponível em: http://www.fao.org/faostat/. Acesso em: 30 de jun. 2022.
7. Disponível em: http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home. Acesso em: 5 set. 2022.

importa mais na forma de ureia, 56%; seguida por sulfato de amônio, 25%; e nitrato de amônio, 11%. Com relação aos fertilizantes fosfatados, o país importou 3,44 milhões de toneladas. Dessa quantidade, 38% vieram do Egito e 27%, da China em 2021, na forma básica de superfosfatos. Já os fertilizantes potássicos, o Brasil importou 13 milhões de toneladas. E dessa quantidade, 32% foram provenientes do Canadá; 27%, da Rússia; e 18,14%, da Belarus, na forma básica de cloreto de potássio.

2.3 Evolução dos preços dos fertilizantes minerais no Brasil

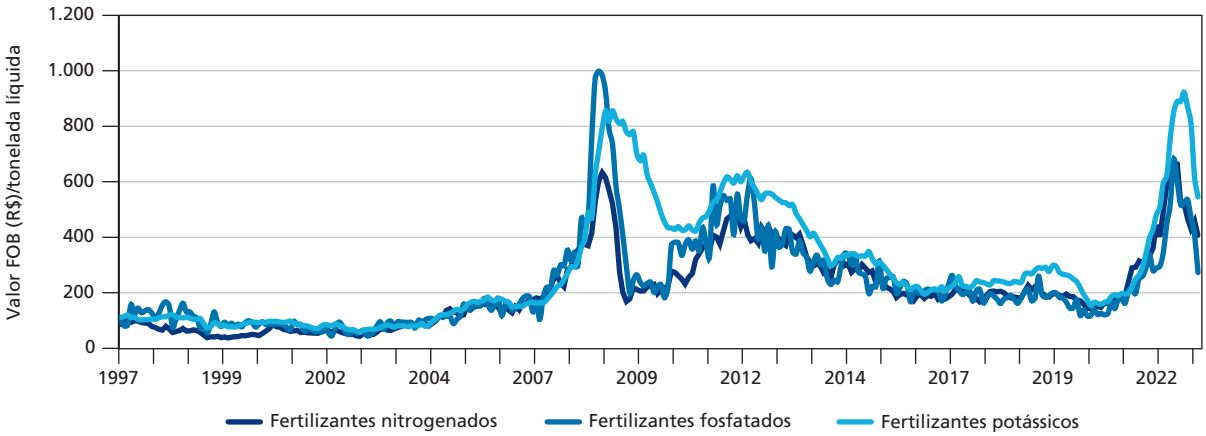
O comportamento dos preços dos fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássicos, ao longo dos anos, apresentou dinâmica não linear. Esse movimento indica que mudanças abruptas nos preços podem ocorrer no futuro (Elser *et al*., 2014).

Os elevados preços dos fertilizantes minerais de 2022 – alta iniciada em 2021 – têm alcançado os patamares das altas de preços ocorridas entre os anos de 2007/2008 (gráfico 1). Em 2007/2008, o encarecimento dos fertilizantes esteve atrelado à crise energética do petróleo e à elevação dos preços das *commodities*, o que aumentou a demanda de fertilizantes para a produção agrícola. Já as últimas altas têm como fatores que corroboraram a crise de saúde – pandemia da covid-19 – e a crise geopolítica, como a guerra entre Rússia e Ucrânia.

No primeiro momento, a pandemia de covid-19 não afetou os preços dos fertilizantes minerais. Embora houvessem as restrições sanitárias impostas para conter a disseminação do coronavírus, não houve interrupção do fluxo estrutural da cadeia de fertilizantes, por esses serem tratados pelos governos como bem essenciais. Assim, os preços acompanharam o ritmo que vinham, sem grandes alterações (Ilinova, Dmitrieva e Kraslawski, 2021). No entanto, o pós-pandemia impactou outros mercados, cujos efeitos repercutiram nos preços dos fertilizantes minerais durante o ano de 2021 (IFA, 2021).

Um dos mercados afetados foi o de energia, a exemplo da cadeia de petróleo. As restrições da pandemia fizeram com que muitas das atividades econômicas se reduzissem de forma repentina. Isso implicou que a demanda de energia diminuísse, consequentemente os preços também (Cao e Cheng, 2021; Mensi, Rehman e Vo, 2021). Para ajustar o mercado de energia, o setor de petróleo teve de restringir a produção (Mensi, Rehman e Vo, 2021). No entanto, com o retorno da atividade econômica, após a criação das vacinas em 2021, a oferta de petróleo não conseguiu acompanhar a demanda, encarecendo os preços de energia. Deve-se observar que a produção de fertilizantes minerais depende da produção de energia (Brunelle *et al*., 2015).

GRÁFICO 1
Evolução dos preços mensais de importação (FOB) dos fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássicos
(Em valor FOB[1]/tonelada líquida)



Fonte: Secex. Disponível em: http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home. Acesso em: 5 set. 2022.
Elaboração dos autores.
Obs.: Valores convertidos em reais utilizando a Taxa de Câmbio Efetiva Real de Importação elaborada pelo Ipea. Disponível em: http://www.ipeadata.gov.br. Acesso em: 1º jun. 2022.
Nota: [1] FOB – *free on board*.

Somado a isso, a guerra entre Rússia e Ucrânia declarada em 2022 comprometeu ainda mais a inconstância dos preços dos fertilizantes (Ibendahl, 2022). Como já mencionado, a Rússia é um dos principais fornecedores de fertilizantes para o mundo, inclusive para o Brasil, segundo dados da Secex.[8]

Dessa forma, a instabilidade de preços dos fertilizantes minerais afetou o custo de produção agrícola no Brasil. Conforme dados da Conab, os custos com fertilizantes são um dos itens de maior peso no custo total das *commodities* agrícolas do país.[9]

Na tabela 1, encontram-se os gastos com fertilizantes no custo de produção do milho 2ª safra e da soja, ambas em Sorriso-MT, região considerada a maior produtora de grão; bem como da cana-de-açúcar em Penápolis-SP – cidade localizada no estado tido como maior produtor de cana-de-açúcar – nas últimas três safras. De acordo com esses dados, houve aumento expressivo dos custos com fertilizantes na safra 2022/2023, em comparação às safras anteriores.

8. Disponível em: http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home. Acesso em: 5 set. 2022.
9. Disponível em: https://www.conab.gov.br/info-agro/custos-de-producao/planilhas-de-custo-de-producao. Acesso em: 6 jun. 2022.

Ao comparar as duas últimas safras da tabela 1, as variações do custo por hectare com fertilizantes foram de 130%, 76% e 181% nas culturas de milho 2ª safra, soja e cana, respectivamente. Com relação à participação do fertilizante no custo total, houve aumento de 10,1% e 14,5% da participação nas culturas de milho 2ª safra e de cana-de-açúcar, respectivamente. Apesar de o custo com fertilizantes ter aumentado na soja, a participação no custo total teve uma leve redução em -3,9%. No caso da soja, quase não se utiliza fertilizantes minerais como fonte de nitrogênio, uma vez que a fixação biológica se encontra muito bem consolidada na sojicultora.

TABELA 1

Gasto com fertilizantes nas culturas de milho 2ª safra, soja e cana-de-açúcar

Cultura	Safra	Fertilizantes			**Custo total**
		Custo por hectare (R$)	Custo por produto (R$)	Participação no custo total (%)	
Milho 2ª safra, Sorriso-MT	2022/2023	1.936,18	16,13/60kg	33,10	**5.849,25**
	2021/2022	843,37	7,03/60kg	23,03	**3.662,79**
	2020/2021	970,93	8,09/60kg	25,51	**3.806,71**
Soja, Sorriso-MT	2022/2023	2.565,44	42,76/60kg	33,96	**7.553,70**
	2021/2022	1.460,55	28,09/60kg	37,90	**3.853,22**
	2020/2021	1.285,93	24,73/60kg	32,49	**3.957,69**
Cana-de-açúcar, Penápolis-SP	2022/2023	2.416,09	29,55/t	35,63	**6.781,58**
	2021/2022	859,43	10,52/t	21,18	**4.057,91**
	2020/2021	1.024,71	12,53/t	19,46	**5.266,38**

Fonte: Conab. Disponível em: https://www.conab.gov.br/info-agro/custos-de-producao/planilhas-de-custo-de-producao. Acesso em: 6 jun. 2022.

Obs.: Valores deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI). Disponível em: http://www.ipeadata.gov.br. Acesso em: 1º jun. 2022.

Ademais, os choques de preços dos fertilizantes são capazes de mudar os planos de produção agrícola, resultando em possíveis variações da quantidade ofertada de produtos (Manos *et al.*, 2007; Komarek *et al.*, 2017), o que pode comprometer a segurança alimentar (Elser *et al.*, 2014).

Com a expectativa de o crescimento populacional atingir entre 8,5 bilhões e 10,4 bilhões de pessoas entre os anos de 2030 e 2100, respectivamente (ONU, 2022), torna-se fundamental a atenção à oferta de alimentos para atender à demanda crescente. Vale lembrar que outras questões também preocupam a produtividade agrícola, desde as alterações edafoclimáticas até a iminência de pragas e doenças.

Nesse contexto, o Brasil tem papel fundamental na produção alimentar mundial. Conforme os dados da Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), em 2020 o país foi o segundo maior exportador de produtos agrícolas no mundo, ficando atrás apenas dos Estados Unidos.[10] Os produtos brasileiros mais exportados foram soja, milho e açúcar.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

Cinco variáveis foram utilizadas para estimação do modelo. Essas encontram-se descritas no quadro 1.

Uma das variáveis incluídas foi o preço dos fertilizantes minerais NPK (*lpr_NPK*). Considerou-se o preço de importação (FOB) como *proxy* do preço pago pelo produtor. A *proxy* é possível porque a maior parcela do consumo é atendida via importação. E não existem subsídios do governo destinados à aquisição direta de fertilizantes no país, apesar de os recursos creditícios para o sistema de produção possibilitarem a aquisição de insumos em geral (Brasil, 2022).

De acordo com a teoria da demanda, os preços dos insumos afetam a quantidade consumida, a qual influencia na produção. Logo, a quantidade entregue de fertilizantes ao mercado foi uma das variáveis no modelo (*lqt_NPK*).

Outro insumo produtivo muito relacionado ao uso dos fertilizantes é a área (*larea*) (Komarek *et al.*, 2017). Na literatura, os fertilizantes são definidos como insumo "poupador de terras" (Raij, 2011). Logo, a área plantada foi inserida como variável do modelo. Devido a mais de 73% da demanda de fertilizantes ser destinado ao atendimento das culturas de soja, cana-de-açúcar e milho (Brasil, 2021), incluiu-se a área plantada dessas culturas, somada à cultura do café e do algodão. Os produtos derivados dessas cinco culturas agrícolas – complexo de soja, setor sucroalcooleiro, café, cereais (incluindo milho) e fibras – apresentaram os maiores números exportados, quanto aos valores, respectivamente, no ano de 2021. Para entender quanto das variáveis mencionadas afeta a agricultura, a quantidade produzida (*lqt_prod*) foi outra variável empregada do modelo.

10. Disponível em: http://www.fao.org/faostat/. Acesso em: 30 de jun. 2022.

Como o investimento na produção depende dos preços dos produtos agrícolas, a variável atratividade foi considerada no modelo. Por abarcar as culturas com maior destaque na exportação, a atratividade foi composta pelo preço de exportação do produto (em dólar) multiplicado pela taxa de câmbio. A depender dos preços das *commodities* em reais, podem atrair (repelir) os produtores para investir na produção agrícola, com o intuito de aumentar ganhos (evitar perdas). Segundo Barros e Silva (2008), a atratividade é um dos principais fatores que explica a quantidade exportada.

Todas as variáveis utilizadas foram transformadas em logaritmos para que os resultados sejam interpretados como elasticidades.

QUADRO 1
Variáveis utilizadas no modelo

Variável	Descrição	Período	Fonte
larea	Área plantada das *commodities* agrícolas[1] (mil hectares).	Série anual de 1990 a 2021	IBGE. Disponível em: https://sidra.ibge.gov.br/. Acesso em: 30 jun. 2022.
lqt_prod	Quantidade produzida das *commodities* agrícolas[1] (mil toneladas).	Série anual de 1990 a 2021	IBGE. Disponível em: https://sidra.ibge.gov.br/. Acesso em: 30 jun. 2022.
lpr_NPK	Preço de importação de fertilizantes minerais NPK (R$/t). Somaram-se os valores obtidos da divisão do valor FOB (US$) pelo quilograma líquido de importação dos respectivos fertilizantes, isto é, dos fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássico. E converteu-se dólar para real utilizando-se a Taxa de Câmbio Efetiva Real de Importação elaborada pelo Ipea (disponível em: http://www.ipeadata.gov.br).	Série anual de 1990 a 2021	Secex. Disponível em: http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home. Acesso em: 5 set. 2022.)
lqt_NPK	Quantidade de fertilizantes NPK entregues ao mercado (mil toneladas).	Série anual de 1990 a 2021	Anda (1990:2021).
latrat	Atratividade das *commodities* agrícolas (R$/t). Valor obtido somando os resultados da divisão dos valores FOB (US$) por quilograma líquido de exportação de cada cultura[1] (Barro e Silva, 2008). Converteu-se dólar para real utilizando-se a Taxa de Câmbio Efetiva Real de Exportação elaborada pelo Ipea (disponível em: http://www.ipeadata.gov.br).	Série anual de 1990 a 2021	Secex. Disponível em: http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home. Acesso em: 5 set. 2022.

Elaboração dos autores.
Obs.: IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
Nota: [1] Somaram-se as culturas de soja, cana-de-açúcar, milho, café e algodão.

3.2 Modelo

Como os dados apresentam-se indexados no tempo, os modelos de séries temporais tornam-se uma técnica adequada para se explorar. Mais especificamente, o estudo empregou o modelo SVAR ou SVEC, a depender do teste de cointegração.

A seguir, será apresentada uma breve descrição dos testes aplicados e do modelo empregado. Mais detalhes podem ser encontrados na literatura de Enders (2015).

O modelo SVAR pode ser representado na forma compacta por:

$$\boldsymbol{A_0 x_t} = \boldsymbol{\alpha} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{A_i x_{t-1}} + \boldsymbol{\varepsilon_t}, \tag{1}$$

em que as matrizes $\boldsymbol{\alpha}$, $\boldsymbol{A_0}$ e $\boldsymbol{A_i}$ são os coeficientes a serem estimados; $i = 1, \ldots, p$, sendo *p* igual a ordem de defasagens; e $\boldsymbol{x_t}$ é o vetor de variáveis empregado; e assume-se que os erros estruturais, $\boldsymbol{\varepsilon_t}$, são ruídos brancos.

Quando se pré-multiplica a equação (1) por $\boldsymbol{A_0^{-1}}$, tem-se a seguinte equação na forma reduzida:

$$\boldsymbol{x_t} = \boldsymbol{A_0^{-1}\alpha} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{A_0^{-1} A_i x_{t-1}} + \boldsymbol{e_t}, \tag{2}$$

em que $\boldsymbol{e_t}$ é o resíduo estimado na forma reduzida. Esse pode ser expresso por:

$$\boldsymbol{e_t} = \boldsymbol{A_0^{-1}\varepsilon_t}, \tag{3}$$

em que $\boldsymbol{A_0^{-1}}$ é a matriz que contém as restrições teóricas à estrutura. Diferentemente do modelo VAR, que necessita que todos os elementos da matriz $\boldsymbol{A_0}$ acima da diagonal principal sejam iguais a zero, o modelo SVAR proposto por Sims (1986) e Bernanke (1986) admite configurar os choques contemporâneos seguindo a teoria econômica. Isso permite uma análise econômica mais adequada.

Supõem-se as seguintes relações contemporâneas:

- um impacto no preço de importação de fertilizantes minerais NPK e um impacto na atratividade das *commodities* agrícolas influenciam contemporaneamente a área plantada das *commodities* agrícolas;
- um impacto na área plantada de *commodities*, um impacto na quantidade entregue de fertilizantes ao mercado e um impacto na atratividade das *commodities* influenciam contemporaneamente a quantidade produzida das *commodities* agrícolas;

- um impacto na quantidade entregue de fertilizantes ao mercado e um impacto na atratividade das *commodities* influenciam contemporaneamente o preço de importação de fertilizantes minerais NPK; e
- um impacto na área plantada de *commodities*, um impacto no preço de importação de fertilizantes minerais NPK e um impacto na atratividade das *commodities* influenciam contemporaneamente a quantidade entregue de fertilizantes ao mercado.

Com base nas restrições descritas, os erros na forma reduzida, $\boldsymbol{e_t}$, podem ser decompostos nos seguintes componentes:

$$\boldsymbol{e_t} \equiv \begin{bmatrix} e_t^{\Delta \mathrm{larea}} \\ e_t^{\Delta \mathrm{lqt_{prod}}} \\ e_t^{\Delta \mathrm{lpr_{NPK}}} \\ e_t^{\Delta \mathrm{lqt_{NPK}}} \\ e_t^{\Delta \mathrm{latrat}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & a_{1,3} & 0 & a_{1,5} \\ a_{2,1} & 1 & 0 & a_{2,4} & a_{2,5} \\ 0 & 0 & 1 & a_{3,4} & a_{3,5} \\ a_{4,1} & 0 & a_{4,3} & 1 & a_{4,5} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \tag{4}$$

em que elementos da matriz iguais a zero indicam que não há impacto contemporâneo.

Caso as variáveis apresentem pelo menos um vetor de cointegração, não se utiliza o modelo SVAR, uma vez que esse omite relações relevantes. Em vez de SVAR, utiliza-se SVEC, que apresenta termos de correção de erros, com as séries nas diferenças.

Ao ajustar a equação (2), tem-se a seguinte representação do modelo SVEC:

$$\Delta \boldsymbol{x_t} = \boldsymbol{\Pi x_{t-p}} + \textstyle\sum_{i=2}^{p} \boldsymbol{\Gamma_i \Delta x_{t-i+1}} + \boldsymbol{u_t}, \tag{5}$$

com

$$\boldsymbol{\Gamma_i} = -(\boldsymbol{A_{i+1}} + \cdots + \boldsymbol{A_p}), \text{ sendo } \boldsymbol{i = 1, \ldots, p-1} \text{ e} \tag{6}$$

$$\boldsymbol{\Pi = \alpha \beta^T} = -(\boldsymbol{I - A_1} - \cdots - \boldsymbol{A_p}), \tag{7}$$

em que a matriz $\boldsymbol{\Gamma}$ mede os efeitos transitórios. Assim, $\sum_{i=2}^{p} \boldsymbol{\Gamma_i \Delta x_{t-i+1}}$ representa os fatores de curto prazo. E a matriz $\boldsymbol{\Pi}$ é posto reduzido, cujos componentes $\boldsymbol{\alpha}$ e $\boldsymbol{\beta}$ apresentam dimensão $K \, x \, r$, sendo *r* o posto de cointegração, que indica quantas relações de longo prazo existem entre as variáveis. A matriz $\boldsymbol{\alpha}$, caracterizada como a matriz de ajustamento, e a matriz $\boldsymbol{\beta}$ compõem os coeficientes de longo prazo. Logo, $\boldsymbol{\Pi x_{t-p}}$ representa a matriz de longo prazo.

Especificado o modelo, procedem-se aos instrumentos analíticos. Foi analisada a decomposição da variância do erro, que permite indicar a proporção de movimento de cada variável em função de um choque sobre a própria série e sobre as outras variáveis do sistema. E a função impulso-resposta, que mostra o comportamento de uma variável em relação ao choque não antecipado dela própria e, também, das outras variáveis consideradas no modelo.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Definição do modelo

Os modelos de séries temporais para serem aplicados preceituam que a série seja estacionária para evitar possíveis relações espúrias (Enders, 2015). Uma série é dita estacionária quando a média e a variância são constantes e quando a covariância depende, somente, do intervalo de tempo. Caso a série seja não estacionária, indica-se a presença de pelo menos uma raiz unitária.

O teste de Dickey e Pantula (1987) e o teste DF-GLS proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996) foram empregados para analisar a estacionariedade da série. O primeiro testa a hipótese nula de presença de duas raízes unitárias. Os resultados de todas as séries indicaram a rejeição de duas raízes unitárias para todas as séries em nível (tabela A.1). E o teste DF-GLS tem como hipótese nula a presença de uma raiz unitária contra a série ser estacionária. Os resultados do teste DF-GLS, em nível, indicaram que todas as séries analisadas apresentam uma raiz unitária (tabela A.2).

Por apresentar característica não estacionária em nível, realizou-se o teste DF-GLS nas séries nas diferenças para verificar a estacionariedade. Todas as séries rejeitaram a hipótese nula para algum dos testes com ou sem componentes determinísticos (tabela A.2). Logo, considerou-se que todas as séries são integradas de ordem um.

Como todas as séries apresentaram a mesma ordem de integração, realizou-se o teste de cointegração de Johansen (1988). Esse teste analisa se as variáveis em conjunto apresentam relação de longo prazo. Primeiramente, foi necessário saber o número de defasagens ótima das variáveis em conjunto. Considerando a defasagem máxima igual a 3, o critério de informação Akaike indicou a defasagem ótima igual a 3, enquanto, pelo critério de informação Hannan e Quinn e de erro de previsão final, mostrou 2 e pelo critério de Schwartz apontou 1. O número de defasagem adotado foi 2.

A análise do resultado dos testes de cointegração de Johansen (1988), ajustado para 2 defasagens e sem componente determinístico, foi realizada de forma sequencial

utilizando a estatística traço (tabela A.3). Iniciando-se com o teste da hipótese nula igual a zero, o teste indicou a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%. Dada a rejeição, subsequentemente, testou-se a hipótese nula de $r <= 1$, que indicou a não rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%. Por conseguinte, determinou-se o número de vetor de cointegração igual a um. Ou seja, as variáveis apresentaram relações de longo prazo. Dada a presença de pelo menos um vetor de cointegração, o SVEC foi ajustado.

Para verificar se o modelo resultante é adequado, foi necessário realizar o diagnóstico do modelo (Tsay, 2013), o qual consiste em analisar os seguintes critérios: i) autocorrelação dos resíduos através do teste F, de Edgerton e Shukur (1999), para menores defasagens, e o teste de Portmanteau para maiores defasagens; ii) normalidade multivariada dos resíduos, por meio do teste de Jarque-Bera; e iii) estabilidade do modelo estimado, que consiste em certificar se as raízes do modelo se encontram dentro do círculo unitário. Os resultados dos testes apresentaram em nível de 5% de significância ausência de autocorrelação dos resíduos e resíduos com distribuição normal, e todas as raízes foram menores que 1 (tabela A.4). Diante disso, considerou-se o modelo apropriado.

4.2 Resultados analíticos do modelo

4.2.1 Área plantada

Os resultados da decomposição histórica da variância do erro de previsão, tabela 2, da área plantada no Brasil mostram que, entre as variáveis consideradas, grande parte da sua variação é explicada por ela mesma, 80%. Em seguida, encontra-se a atratividade da *commodity* agrícola e o preço de importação do fertilizante NPK, que são responsáveis por explicar aproximadamente 14% e 4% da variabilidade da área plantada no primeiro momento, respectivamente.

No decorrer do tempo, a variância do erro de previsão da área plantada é explicada menos pela própria variável e mais pela variância do preço de importação do fertilizante NPK. Como pode ser observado, após o décimo período em diante, o preço de importação de fertilizantes explica aproximadamente 50%, enquanto a própria variância explica 40%.

TABELA 2

Decomposição histórica da variância do erro de previsão para a série de área plantada da *commodity* agrícola no Brasil

t	larea (%)	lqt_prod (%)	lpr_npk (%)	lqt_npk (%)	latrat (%)
1º	81,87	0,00	3,63	0,00	14,50
2º	56,26	2,67	24,36	1,17	15,54
3º	49,31	3,89	34,84	1,61	10,35
4º	46,54	4,22	40,03	1,21	7,99
5º	44,74	4,13	43,45	1,30	6,39
10º	41,69	4,91	48,72	1,21	3,47
15º	40,58	5,15	50,44	1,20	2,63
20º	40,00	5,27	51,30	1,20	2,24

Elaboração dos autores.

Das variáveis que mais afetaram a variância da área plantada, analisou-se a função impulso-resposta (gráfico 2). Isto é, observou-se o comportamento da área plantada ante os choques não antecipados na própria variável, no preço de importação de fertilizantes NPK e na atratividade.

O comportamento de um choque de 1% na área plantada tem efeitos positivos com a evolução do tempo sobre a própria variável. O choque se estabiliza 0,86% no sexto período.

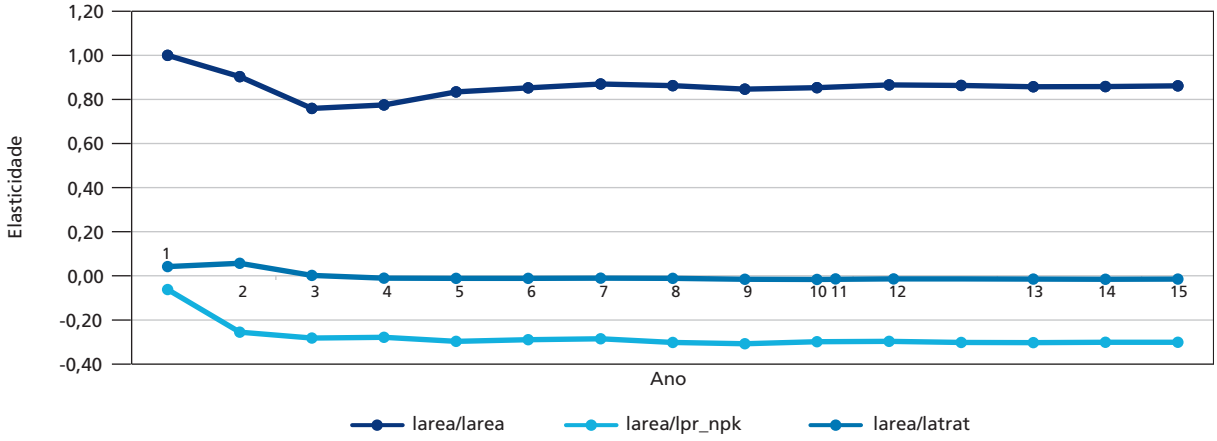
Com relação ao choque de 1% no preço de importação dos fertilizantes NPK, tem-se uma variação negativa na área plantada entre -0,06% e -0,30%. Uma possível justificativa para tal resultado se deve ao choque positivo no preço dos fertilizantes NPK, que encarece os custos de produção. Como consequência, o produtor busca reduzir o investimento nos fatores produtivos agrícolas como um todo, entre os quais se encontra a área plantada.

Essa relação negativa foi encontrada também por Komarek *et al*. (2017) no Malawi. No entanto, o resultado teve sinal contrário ao encontrado por Brunelle *et al*. (2015). A diferença pode estar no nível de agregação dos dados, já que Brunelle *et al*. (2015) consideram a análise globalmente. Um estudo mais específico pode melhorar o detalhamento dos resultados. No Brasil, solos tropicais são predominantes. Uma das características desse solo é o baixo teor de nutrientes (Cardoso e Kuyper, 2006). Logo, aumentos de preços podem impedir o aumento da área por não haver insumo suficiente para o correto estabelecimento dos nutrientes no processo produtivo.

GRÁFICO 2

Respostas da área plantada (*larea*) a choques não antecipados na própria variável (*larea*), no preço de importação do fertilizante NPK (*lpr_npk*) e na atratividade (*latrat*)

(Em %)



Elaboração dos autores.

E o choque de 1% na atratividade das *commodities* agrícolas resulta no aumento da área plantada entre 0,04% e 0,06% nos primeiros momentos pós-choque. O que era de se esperar, já que aumentos na atratividade das culturas encorajam os produtores a investirem no cultivo, sendo a área um dos recursos para a promoção do aumento da produção agrícola. Porém, o aumento ocorre apenas em dois períodos pós-choque. Logo em seguida, a variação aproxima-se do zero.

4.2.2 Quantidade produzida agrícola

Os resultados da decomposição histórica da variância do erro de previsão da quantidade produzida indicaram que a maior parte da variância se deve a ela própria, quase 50%, no primeiro período (tabela 3). Entre as variáveis consideradas pela variância da quantidade consumida de fertilizantes NPK, 31,5%; e pela variância da área plantada, 19,9%.

Após o primeiro período, a explicação da própria variância reduz-se. Estabiliza-se em torno de 24% após o décimo período. Enquanto que a variância da quantidade entregue de NPK ao mercado aumenta a partir do quinto período, com contribuição de aproximadamente 46%. Outra variável que aumenta a influência é a atratividade, na qual a participação foi de 20% no quinto período.

TABELA 3

Decomposição histórica da variância do erro de previsão para a série de quantidade produzida da *commodity* agrícola no Brasil

t	larea (%)	lqt_prod (%)	lpr_npk (%)	lqt_npk (%)	latrat (%)
1º	19,95	48,20	0,00	31,54	0,32
2º	10,05	38,12	0,08	36,36	15,39
3º	6,04	33,43	2,69	42,77	15,07
4º	3,97	28,92	4,11	45,18	17,82
5º	2,94	27,60	4,24	45,76	19,46
10º	1,22	24,26	5,83	46,38	22,31
15º	0,78	23,21	6,29	46,53	23,20
20º	0,58	22,74	6,49	46,59	23,60

Elaboração dos autores.

Através da função impulso-resposta, verifica-se o comportamento da quantidade produzida das *commodities* agrícolas ante os choques não antecipados na própria variável, na área plantada, na quantidade de fertilizantes NPK entregues ao mercado e na atratividade, isto é, das variáveis que mais ajudaram a explicar a variância da quantidade produzida (gráfico 3). Tem-se que o choque de 1% na quantidade produzida gera uma variação entre 0,81% e 1,05% ao longo do tempo pós-choque.

O choque de 1% na área plantada causa uma variação inicial positiva de 0,82% na quantidade produzida, estabilizando para 0,07%. Com isso, identifica-se o produto marginal da área plantada na produção agrícola como positivo. Isso era de se esperar devido a área ser um insumo essencial.

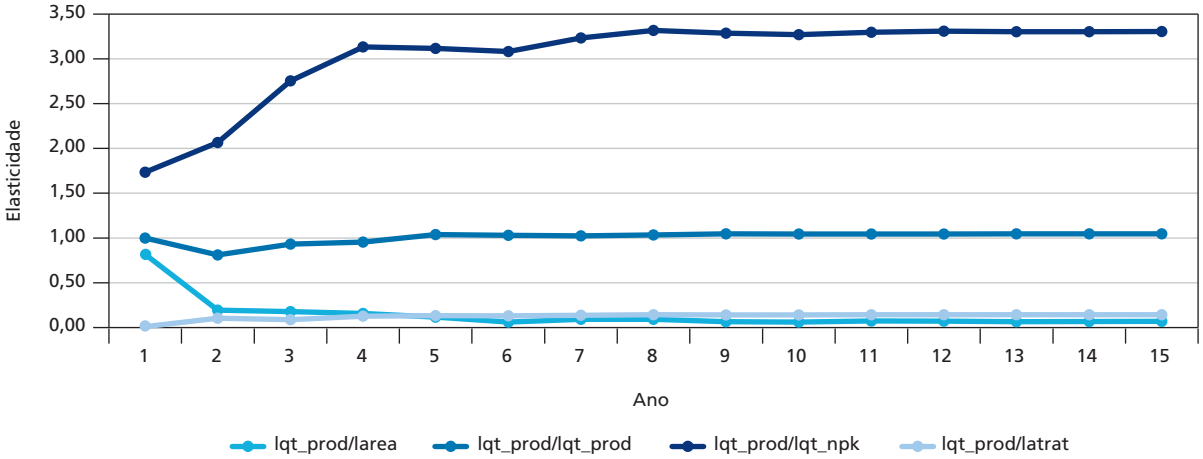
Também, identificou-se que o choque de 1% na quantidade de fertilizantes entregues ao produtor aumenta a quantidade produzida inicialmente em 1,73%. Esse aumento estabiliza-se em 3,31% após o oitavo ano. Com maior quantidade de nutrientes empregados na agricultura, aumenta a qualidade do solo, o que pode proporcionar aumento da quantidade produzida de produtos agrícolas caso outros fatores produtivos encontrem-se favoráveis.

E com relação à atratividade, observa-se que, quando os preços das *commodities* no mercado externo aumentam em 1%, a quantidade produzida no mercado interno aumenta entre 0,01% e 0,14%. O aumento da produção, apesar da variação baixa, se deve ao fato de o produtor almejar o aproveitamento das altas dos preços de mercado para poder aumentar a rentabilidade.

GRÁFICO 3

Respostas da quantidade produzida (*lqt_prod*) a choques não antecipados na própria variável (*lqt_prod*), na área plantada (*larea*), na quantidade entregue de fertilizante NPK ao mercado (*lqt_npk*) e na atratividade (*latrat*)

(Em %)



Elaboração dos autores.

4.2.3 Preço de importação de fertilizantes NPK

Os resultados da decomposição histórica da variância do erro de previsão do preço de importação de fertilizantes NPK revelaram que a quantidade entregue de fertilizantes NPK no mercado brasileiro é a variável que mais contribui para a explicação da variância do preço, com 61,76% no primeiro período (tabela 4). Isso mostra que a quantidade demandada do Brasil exerce uma pressão sobre os preços dos fertilizantes. No decorrer do período, outra variável que contribui para a variância do preço do fertilizante NPK é a atratividade. No décimo período, a participação foi de aproximadamente 30%.

TABELA 4
Decomposição histórica da variância do erro de previsão para a série de preço de importação de fertilizantes NPK

t	larea (%)	lqt_prod	lpr_npk	lqt_npk	latrat
1º	0,00	0,00	31,68	61,76	6,56
2º	0,03	7,73	19,42	55,52	17,31
3º	1,77	14,61	16,80	48,25	18,58
4º	1,65	14,30	23,64	41,11	19,30
5º	1,19	12,19	22,52	39,64	24,45
10º	1,31	13,46	18,56	36,13	30,54
15º	1,30	13,75	17,85	34,69	32,40
20º	1,28	13,87	17,46	33,98	33,40

Elaboração dos autores.

Através da função impulso-resposta, analisou-se o comportamento do preço de importação de fertilizante NPK diante de choques não antecipados na própria variável, na quantidade produzida, na quantidade entregue de fertilizante NPK e na atratividade (gráfico 4). Choque de 1% no preço do fertilizante NPK causa oscilação de preços na própria variável entre -0,03 e 0,59%. Essas oscilações ocorrem pelo ajustamento de preços no mercado pós-choque.

Com relação ao choque de 1% na quantidade produzida, os preços dos fertilizantes NPK mostraram variações positivas (gráfico 4). No ano em que ocorreu o choque, não apresentou variação de preços, isso pela própria construção do modelo. Mas no ano subsequente, houve variação de 1,68%, estabilizando-se em variação de 1,46% no oitavo período pós-choque. Resultado esperado, uma vez que, em anos de altas safras, a exportação de nutrientes do sistema agrícola, levados junto às colheitas, é alta. Isso faz que no próximo ano a demanda de fertilizantes seja elevada para reestabelecer os nutrientes no solo, o que pressiona os preços para cima.

O choque de 1% na quantidade entregue de fertilizantes causa variação positiva nos preços dos fertilizantes NPK (gráfico 4). No ano em que ocorre o choque, os preços dos fertilizantes aumentam em 7,96%. Já no segundo ano pós-choque, reduz para 5,44%, e no terceiro ano, reduz para 0,83%. Houve a presença de oscilações até se estabilizar em 4,80% no nono período pós-choque. As oscilações devem-se à oferta e à demanda cíclicas. Tem-se que o Brasil é um dos países maiores consumidores de fertilizantes, isso faz com que um choque na demanda do país influencie os preços de importação dos fertilizantes NPK. Ademais, a alta magnitude de resposta dos preços pode ser

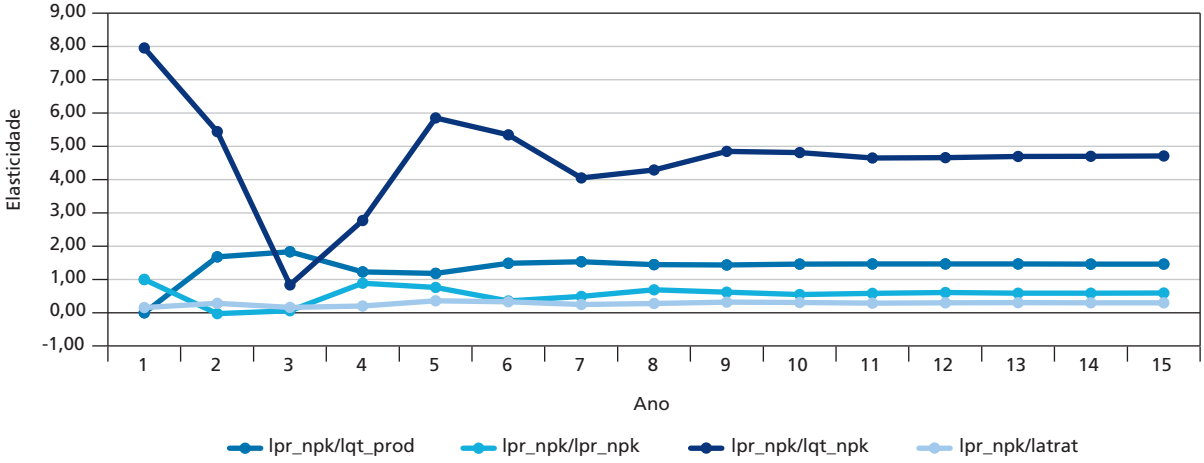
justificada pela variação da capacidade produtiva de fertilizantes minerais ser limitada no curto-prazo; pela existência de poucos substitutos próximos ao insumo; e pela alta concentração do mercado. Esses fatores tornam os preços de fertilizantes sensíveis à variação da demanda.

O choque de 1% na atratividade causa no preço do fertilizante NPK variações positivas entre 0,15% e 0,30% (gráfico 4). A atratividade, por ser derivada da multiplicação entre os preços de exportação das *commodities* agrícola e a taxa de câmbio, é muito influenciada pelo mercado internacional, igual aos preços dos fertilizantes minerais. Assim, atrativos preços de exportação das *commodities* incentivam os produtores de todo o mundo a aumentarem a produção. Um dos insumos utilizados para aumentar a produção são os fertilizantes minerais, cujo aumento na demanda pressiona os preços dos fertilizantes para cima.

GRÁFICO 4

Respostas do preço de importação de fertilizantes NPK (*lpr_npk*) a choques não antecipados na própria variável (*lpr_npk*), na quantidade produzida (*lqt_prod*), na quantidade entregue de fertilizante NPK (*lqt_npk*) e na atratividade (*latrat*)

(Em %)



Elaboração dos autores.

4.2.4 Quantidade entregue de fertilizantes NPK

A variância do erro de previsão da quantidade de fertilizantes NPK entregue no Brasil é explicada em maior parte pelo preço desse insumo (tabela 5). A representação do preço de fertilizante NPK é de 83,94% no primeiro período. E no decorrer dos períodos, a contribuição do preço dos fertilizantes NPK reduz um pouco, mas continua exercendo forte participação na variância da quantidade de fertilizantes NPK entregue. Após o

segundo período, outra variável que contribui para a variância da quantidade de fertilizantes NPK entregue é a área. Essa tem participação em torno de 20%.

Esse resultado foi diferente do encontrado por Acheampong e Dicks (2012) e Etienne, Trujillo-Barrera e Wiggins (2016), que identificaram que a quantidade consumida de fertilizantes apresenta maior sensibilidade aos preços das culturas do que os preços próprios. No presente estudo, o preço das culturas foi representado pela atratividade. Porém, a atratividade não ajudou a explicar muito a variância do erro da quantidade de fertilizantes NPK entregue.

TABELA 5

Decomposição histórica da variância do erro de previsão para a série de quantidade de fertilizantes NPK entregue

t	larea (%)	lqt_prod (%)	lpr_npk (%)	lqt_npk (%)	latrat (%)
1º	3,89	0,00	83,94	4,95	7,22
2º	14,59	0,04	73,79	3,42	8,15
3º	18,38	0,04	68,28	3,44	9,87
4º	18,89	0,07	69,26	3,20	8,58
5º	19,64	0,07	69,77	2,76	7,77
10º	22,23	0,05	68,50	2,68	6,55
15º	23,14	0,04	68,27	2,61	5,94
20º	23,66	0,03	68,11	2,56	5,64

Elaboração dos autores.

Por meio da função impulso-resposta foi analisado o comportamento da quantidade de fertilizantes NPK entregue diante do choque não antecipado das variáveis que mais explicaram a sua variação, ou seja, os choques na própria variável, nos preços dos fertilizantes NPK e na área plantada (gráfico 5). O choque na própria variável resulta em variações positivas entre 0,28% e 0,60%, com estabilização em 0,52%.

Já o choque de 1% nos preços dos fertilizantes NPK reduz a quantidade de fertilizantes NPK entregue entre -0,72% a -0,38%, estabilizando o choque em aproximadamente -0,48% após o sétimo período pós-choque. A variação é pequena, devido à existência de poucos substitutos de fertilizantes (Beckman e Riche, 2015). O resultado apresentou consistência com a teoria econômica da demanda, em que aumentos dos preços de um produto levam à redução da quantidade demandada do mesmo produto (Nicholson e Snyder, 2012). Essa relação negativa foi observada em diversos estudos, porém com

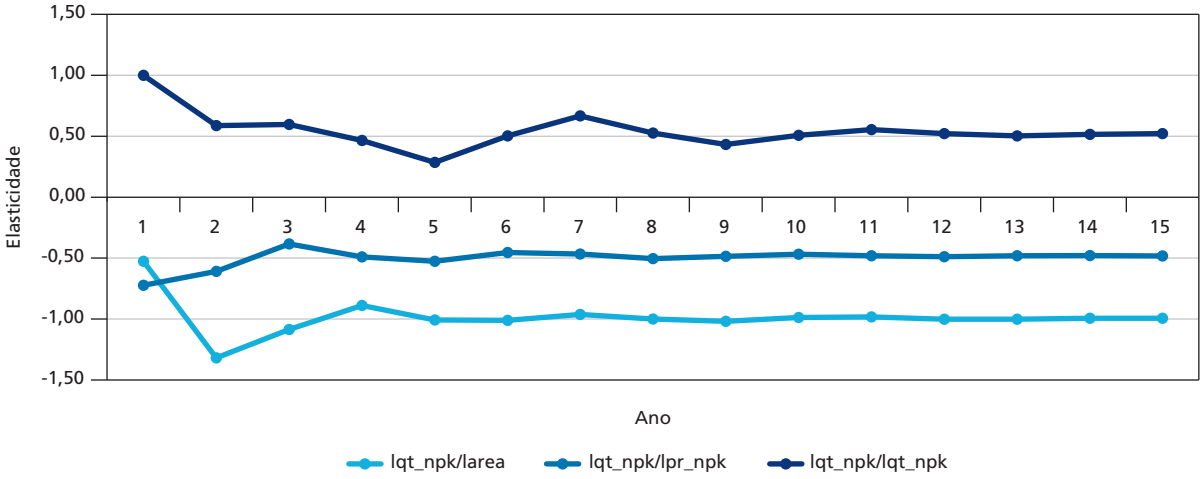
magnitudes diferentes (Manos *et al.*, 2007; Holden e Lunduka, 2012; Komarek *et al.*, 2017; Ogeto e Jiong, 2019; Williamson, 2011; Acheampong e Dicks, 2012; Ogino *et al.*, 2020).

E o choque de 1% na área plantada provoca variação negativa de 0,53% na quantidade de fertilizantes NPK entregue, inicialmente. Nos anos pós-choque, a variação da quantidade apresentou entre -1,32% e -1%. Essa resposta negativa pode ser justificada pelo aumento da área compensar o uso de fertilizantes. Isto é, com o aumento da área, a produção agrícola passa de intensiva para extensiva. Na literatura, os fertilizantes são considerados insumos poupadores de terra (Hayami e Ruttan, 1985).

GRÁFICO 5

Respostas da quantidade de fertilizante NPK entregue (*lqt_npk*) a choques não antecipados na própria variável (*lqt_npk*), na área plantada (*larea*) e na quantidade entregue de fertilizante NPK (*lqt_npk*)

(Em %)



Elaboração dos autores.

4.2.5 Atratividade da *commodity* agrícola

O resultado da decomposição histórica da variância do erro de previsão da atratividade indicou que a maior parte é explicada pela própria variância (tabela 6). No primeiro período, 100% da variância é explicada por ela mesma. E no decorrer do período, apesar de outras variáveis contribuírem, ainda assim, grande porcentagem da variância deve-se à atratividade. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de o Brasil – apesar de grande produtor agrícola e apesar de influenciar as cotações de preços – ser um tomador de preços internacionais das *commodities* agrícolas.

Entre as variáveis empegadas no modelo, a variável atratividade apresentou-se como a mais exógena. Devido a isso, não se analisou a função impulso-resposta que envolvia essa variável como resposta.

TABELA 6

Decomposição histórica da variância do erro de previsão para a série de atratividade da *commodity* agrícola

Período	larea (%)	lqt_prod (%)	lpr_npk (%)	lqt_npk (%)	latrat (%)
1º	0,00	0,00	0,00	0,00	100,00
2º	0,08	0,21	0,00	0,88	98,84
3º	0,40	0,12	1,54	4,47	93,47
4º	0,45	0,14	1,90	7,65	89,86
5º	0,64	0,25	1,72	8,32	89,07
10º	0,92	0,38	2,53	9,83	86,34
15º	0,99	0,42	2,77	10,44	85,38
20º	1,03	0,44	2,88	10,72	84,93

Elaboração dos autores.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente estudo foi analisar o comportamento do mercado de fertilizantes minerais na produção agrícola brasileira. Em particular, analisaram-se as relações entre as variáveis preço de importação dos fertilizantes minerais, quantidade entregue de fertilizantes, área plantada, quantidade agrícola produzida e atratividade das cinco *commodities* agrícolas mais exportadas durante os anos de 1990 a 2021, por meio do modelo SVAR.

Um dos anseios do estudo estava em verificar a interferência dos preços de fertilizantes minerais na produção agrícola, dadas as altas de preços de 2022. De acordo com os resultados da decomposição histórica da variância, observou-se que os preços dos fertilizantes explicam pouco a variância da quantidade agrícola produzida. Mas, encontrou-se que uma das variáveis que mais explicam a variância da quantidade agrícola produzida foi a quantidade entregue de fertilizantes, entre 31,5% a 46,6%. Ao analisar a função impulso-resposta, constatou-se que um choque de 1% na quantidade entregue de fertilizantes impacta a quantidade produzida em 1,73% contemporaneamente, convergindo em 3,31%. Esses resultados estão de acordo com a teoria microeconômica, em que a quantidade produzida de um bem é em função das quantidades empregadas de

insumo; por sua vez, a quantidade demandada de um produto é em função dos preços do próprio bem e dos produtos relacionados (Nicholson e Snyder, 2012).

Essa última explicação pode ser constatada no resultado da decomposição da variância do erro da quantidade entregue de fertilizantes, em que o preço dos fertilizantes foi a principal variável que explica a sua variância, com participação entre 68,11% a 83,94%. Entre as variáveis empregadas no modelo, a quantidade entregue de fertilizantes foi a variável mais endógena. Através da função impulso-resposta, observou-se que o choque de 1% no preço de importação dos fertilizantes minerais impacta negativamente o consumo em -0,72% contemporaneamente, estabilizando em -0,48%.

Outra variável muito relacionada ao uso dos fertilizantes minerais é a área agrícola. Os resultados indicam que o choque de 1% na área plantada leva à redução no consumo de fertilizantes minerais em -0,53% contemporaneamente, estabilizando em -1%. Embora tenha encontrado pouca influência da quantidade consumida de fertilizantes minerais, 1,25%, sobre a área plantada, encontrou-se que boa parte da variância da área plantada é explicada pela variabilidade do preço dos fertilizantes minerais, entre 3,63% a 50%. Ao analisar o choque dos preços dos fertilizantes minerais sobre a área plantada, observou-se que o choque de 1% tem impacto negativo na área plantada em -0,06% no momento do choque, estabilizando em -0,30%.

Como todo investimento em determinado insumo baseia-se em como está o mercado do produto, considerou-se como uma das variáveis do modelo a atratividade da exportação das *commodities* agrícolas. A atratividade resultou como a variável mais exógena. A atratividade influencia pouco a quantidade entregue de fertilizantes NPK no Brasil. Porém, a atratividade explica considerável parcela da variância dos preços dos fertilizantes NPK, entre 6,56% a 33,4%. Choque de 1% na atratividade impacta os preços dos fertilizantes em 0,15% contemporaneamente, estabilizando em 0,30%.

Tais resultados confirmam a necessidade de haver políticas estratégicas para os fertilizantes no Brasil. Principalmente, que visem à redução da dependência de insumo do mercado externo. Não somente dos fertilizantes minerais, mas dos fertilizantes em geral. Sem uma política adequada, os ganhos de produtividade conquistados ao longo dos anos ficam comprometidos. Ademais, reforça a importância de cumprir as metas estabelecidas pelo Plano Nacional de Fertilizantes, cujo objetivo é aumentar a competitividade e o fornecimento de fertilizantes (Brasil, 2021).

Uma das limitações do estudo foi considerar na análise apenas as cinco *commodities* agrícolas mais exportadas – soja, cana-de-açúcar, milho, café e algodão. A justificativa para utilizar somente essas culturas se deve ao fato de aproximadamente 75% do total de fertilizantes minerais no país ser destinado para atender as três primeiras

culturas (Brasil, 2021). No entanto, outras culturas também são interferidas pelas variações dos preços dos fertilizantes minerais, tanto direta como indiretamente. De forma indireta, o fato de os fertilizantes minerais terem como substitutos próximos outros tipos de fertilizantes, como os fertilizantes orgânicos e os fertilizantes organominerais, em que variações de um dos mercados podem alterar o outro. Consequentemente, isso provoca possíveis alterações nos mercados de outras culturas, mesmo as que não empregam fertilizantes minerais diretamente.

REFERÊNCIAS

ACHEAMPONG, K.; DICKS, M. R. Fertilizer demand for biofuel and cereal crop production in the United States. *In*: ANNUAL MEETING, Birmingham, Alabama. **Anais**... Birmingham: Southern Agricultural Economics Association, 2012.

ANDA – ASSOCIAÇÃO NACIONAL PARA DIFUSÃO NACIONAL DE ADUBOS. **Anuário estatístico do setor de fertilizantes**. São Paulo: Anda, 1990-2021.

AYOUB, A. T. Fertilizers and the environment. **Nutrient Cycling in Agroecosystems**, v. 55, n. 2, p. 117-121, 1999.

BARROS, G. S. C.; SILVA, S. F. A balança comercial do agronegócio brasileiro de 1989 a 2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, p. 905-935, 2008.

BECKMAN, J.; RICHE, S. Changes to the natural gas, corn, and fertilizer price relationships from the biofuels era. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 47, n. 4, p. 494-509, 2015.

BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie--Rochester Conference Series on Public Policy**, Princeton, v. 25, n. 1, p. 44-99, 1986.

BRASIL. Decreto nº 4.954, de 14 de janeiro de 2004. Altera o Anexo ao Decreto no 4.954, de 14 de janeiro de 2004, que aprova o Regulamento da Lei nº 6.894, de 16 de dezembro de 1980, que dispõe sobre a inspeção e fiscalização da produção e do comércio de fertilizantes, corretivos, inoculantes, ou biofertilizantes, remineralizadores e substratos para plantas destinados à agricultura. **Diário Oficial da União**, Brasília, 15 jan. 2004.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa nº 39, de 8 de agosto de 2018. **Diário Oficial da União**, Brasília, 10 ago. 2018.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa nº 61, de 8 de julho de 2020. Estabelece as regras sobre definições, exigências, especificações, garantias, tolerâncias, registro, embalagem e rotulagem dos fertilizantes orgânicos e dos biofertilizantes, destinados à agricultura. **Diário Oficial da União**, Brasília, 15 jul. 2020.

BRASIL. Secretaria Especial de Assuntos Estratégicos. **Plano Nacional de Fertilizantes 2050**: uma estratégia para os fertilizantes no Brasil. Brasília: SAE, 2021. 180 p.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano Safra 2022/2023**. Brasília: Mapa, 2022. Disponível em: https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politiagricola/plano-safra/2022-2023/cartilha-plano-safra-2022-2023.pdf/. Acesso em: 22 nov. 2022.

BRUNELLE, T. *et al*. Evaluating the impact of rising fertilizer prices on crop yields. **Agricultural Economics**, v. 46, n. 5, p. 653-666, 2015.

CAO, Y.; CHENG, S. Impact of covid-19 outbreak on multi-scale asymmetric spillovers between food and oil prices. **Resources Policy**, v. 74, p. 102364, 2021.

CARDOSO, I. M.; KUYPER, T. W. Mycorrhizas and tropical soil fertility. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, v. 116, n. 1-2, p. 72-84, 2006.

DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987.

EDGERTON, D.; SHUKUR, G. Testing autocorrelation in a system perspective testing autocorrelation. **Econometric Reviews**, v. 18, n. 4, p. 343-386, 1999.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ELSER, J. J. *et al*. Regime shift in fertilizer commodities indicates more turbulence ahead for food security. **PLoS One**, v. 9, n. 5, p. e93998, 2014.

ENDERS, W. **Applied econometric time series fourth edition**. Nova York: University of Alabama, 2015.

ETIENNE, X. L.; TRUJILLO-BARRERA, A.; WIGGINS, S. Price and volatility transmissions between natural gas, fertilizer, and corn markets. **Agricultural Finance Review**, v. 76, n. 1, p. 151-171, 2016.

GASQUES, J. G. *et al*. **Produtividade total dos fatores na agricultura**: Brasil e países selecionados. Brasília: Ipea, 2022. 22 p.

HAYAMI, Y.; RUTTAN, V.W. **Agricultural development**: an international perspective. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1985.

HERNANDEZ, M. A.; TORERO, M. Market concentration and pricing behavior in the fertilizer industry: a global approach. **Agricultural Economics**, v. 44, n. 6, p. 723-734, 2013.

HOLDEN, S.; LUNDUKA, R. Do fertilizer subsidies crowd out organic manures? The case of Malawi. **Agricultural Economics**, v. 43, n. 3, p. 303-314, 2012.

HOSSAIN, M.; SINGH, V. P. Fertilizer use in Asian agriculture: implications for sustaining food security and the environment. **Nutrient Cycling in Agroecosystems**, v. 57, n. 2, p. 155-169, 2000.

IBENDAHL, G. The Russia-Ukraine conflict and the effect on fertilizer. **AgManager.info**, 8 mar. 2022. 12 p. Disponível em: https://www.agmanager.info/production-economics/prices-and-price-forecasts/russia-ukraine-conflict-and-effect-fertilizer. Acesso em: 28 ago. 2023.

IFA – INTERNATIONAL FERTILIZER INDUSTRY ASSOCIATION. **Public summary medium--term fertilizer outlook 2021-2025**. IFA, ago. 2021. 9 p.

ILINOVA, A.; DMITRIEVA, D.; KRASLAWSKI, A. Influence of covid-19 pandemic on fertilizer companies: the role of competitive advantages. **Resources Policy**, v. 71, p. 102019, 2021.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Contro**l, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KOMAREK, A. M. *et al*. Agricultural household effects of fertilizer price changes for smallholder farmers in central Malawi. **Agricultural Systems**, v. 154, p. 168-178, 2017.

LOBATO, E.; SOUSA, D. M. G. de. **Cerrado**: correção do solo e adubação. Brasília Embrapa Informação Tecnológica; Planaltina: Embrapa Cerrados, 2004.

MANOS, B. *et al*. Fertilizer price policy, the environment and farms behavior. **Journal of Policy Modeling**, v. 29, n. 1, p. 87-97, 2007.

MARINHO, E.; CARVALHO, R. M. Comparações inter-regionais da produtividade da agricultura brasileira – 1970-1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 34, n. 1, 2004.

MENSI, W.; REHMAN, M. U.; VO, X. V. Dynamic frequency relationships and volatility spillovers in natural gas, crude oil, gas oil, gasoline, and heating oil markets: Implications for portfolio management. **Resources Policy**, v. 73, p. 102172, 2021.

NICHOLSON, W.; SNYDER, C. **Microeconomic theory**: basic principles and extensions. 11. ed. Mason, Estados Unidos: South-Western Cengage Learning, 2012. 785 p.

OGETO, R. M.; JIONG, G. Fertilizer underuse in Sub Saharan Africa: evidence from Maize. **J. Agric. Econ. Dev**, v. 7, p. 11-28, 2019.

OGINO, C. M. *et al*. Poder de compra, preço e consumo de fertilizantes minerais: uma análise para o Centro-Oeste brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 59, 2020.

ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **World population prospects 2022**: summary of results. United Nations Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2022.

RAIJ, B. V. **Fertilidade do solo e manejo de nutriente**. Piracicaba: International Plant Nutrition Institute, 2011. 420 p.

RUTTAN, V. W. **Technology, growth, and development**: an induced innovation perspective. Nova York: Oxford University Press, 2001. 656 p.

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

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? **Quarterly Review**, Minneapolis, v. 10, n. Win, p. 2-16, 1986.

SINHA, E. *et al*. Implication of imposing fertilizer limitations on energy, agriculture, and land systems. **Journal of Environmental Management**, v. 305, p. 114391, 2022.

TSAY, R. S. **Multivariate time series analysis**: with R and financial applications. Nova Jersey: John Wiley & Sons, 2013. 522 p.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; FISHLOW, A. **Agricultura e indústria no Brasil**: inovação e competitividade. Brasília: Ipea, 2017.

VIEIRA FILHO, J. E. R. **O desenvolvimento da agricultura do Brasil e o papel da Embrapa**. Brasília: Ipea, 2022, 50 p. (Texto para Discussão, n. 2748).

WILLIAMSON, J. M. The role of information and prices in the nitrogen fertilizer management decision: new evidence from the agricultural resource management survey. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 36, n. 3, p. 552-572, dez. 2011.

XU, Y. *et al*. Integrated assessment of nitrogen runoff to the Gulf of Mexico. **Resource and Energy Economics**, v. 67, p. 101279, 2022.

ZONTA, E.; STAFANATO, J. B.; PEREIRA, M. G. Fertilizantes minerais, orgânicos e organominerais. *In*: BORGES, A. L. (Ed.). **Recomendações de calagem e adubação para abacaxi, acerola, banana, citros, mamão, mandioca, manga e maracujá**. Brasília: Embrapa, 2021. p. 263-303.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BUENO, R. D. L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2012. 341 p.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1057-1072, 1981.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996.

OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics 1. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 461-472, 1992.

APÊNDICE A

TABELA A.1

Resultados do teste de Dickey e Pantula para a hipótese nula de duas raízes unitárias

Série	Componente determinista	Número de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos[1]		Resultados da significância H0
				5%	1%	
larea	Tendência	0	-5,04	-3,56	-4,27	Rejeita H_0: I(2)***
	Constante	0	-4,92	-2,96	-3,65	Rejeita H_0: I(2)***
	Nenhum	0	-3,45	-1,95	-2,64	Rejeita H_0: I(2)***
lqt_prod	Tendência	0	-5,40	-3,56	-4,27	Rejeita H_0: I(2)***
	Constante	0	-5,31	-2,96	-3,65	Rejeita H_0: I(2)***
	Nenhum	0	-3,89	-1,95	-2,64	Rejeita H_0: I(2)***
lpr_NKP	Tendência	6	-1,49	-3,56	-4,27	Não rejeita H_0: I(2)
	Constante	6	-1,49	-2,96	-3,65	Não rejeita H_0: I(2)
	Nenhum	7	-5,35	-1,95	-2,64	Rejeita H_0: I(2)***
lqt_NKP	Tendência	2	-4,25	-3,56	-4,27	Rejeita H_0: I(2)***
	Constante	2	-4,22	-2,96	-3,65	Rejeita H_0: I(2)***
	Nenhum	3	-4,44	-1,95	-2,64	Rejeita H_0: I(2)***
latrat	Tendência	0	-4,58	-3,56	-4,27	Rejeita H_0: I(2)***
	Constante	0	-4,65	-2,96	-3,65	Rejeita H_0: I(2)***
	Nenhum	0	-4,73	-1,95	-2,64	Rejeita H_0: I(2)***

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Valores críticos adquiridos em Mackinnon (1996).
Obs.: ***, ** e * denotam, respectivamente, significância de 1%, 5% e 10%.

TABELA A.2

Resultados do teste de DF-GLS para a hipótese nula de uma raiz unitária

Série	Componente determinista	Número de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos[2]		Resultados da significância H0
				5%	1%	
larea	Tendência	8	-1,03	-3,19	-3,77	Não rejeita H_0: I(1)
	Constante	5	-0,47	-1,95	-2,64	Não rejeita H_0: I(1)
	Nenhum[1]	8	3,19	-1,95	-2,62	Não rejeita H_0: I(1)
Δ larea	Tendência	4	-1,70	-3,19	-3,77	Não rejeita H_0: I(1)
	Constante	0	-4,40	-1,95	-2,64	Rejeita H_0: I(1)***
	Nenhum[1]	1	-2,47	-1,95	-2,62	Rejeita H_0: I(1)**
lqt_prod	Tendência	0	-1,18	-3,19	-3,77	Não rejeita H_0: I(1)
	Constante	0	0,21	-1,95	-2,64	Não rejeita H_0: I(1)
	Nenhum[1]	1	2,92	-1,95	-2,62	Não rejeita H_0: I(1)
Δ lqt_prod	Tendência	4	-1,47	-3,19	-3,77	Não rejeita H_0: I(1)
	Constante	6	-0,95	-1,95	-2,64	Não rejeita H_0: I(1)
	Nenhum[1]	1	-2,04	-1,95	-2,62	Rejeita H_0: I(1)**
lpr_NKP	Tendência	2	-1,66	-3,19	-3,77	Não rejeita H_0: I(1)
	Constante	2	-0,26	-1,95	-2,64	Não rejeita H_0: I(1)
	Nenhum[1]	2	1,16	-1,95	-2,62	Não rejeita H_0: I(1)
Δ lpr_NKP	Tendência	0	-6,36	-3,19	-3,77	Rejeita H_0: I(1)***
	Constante	0	-5,45	-1,95	-2,64	Rejeita H_0: I(1)***
	Nenhum[1]	1	-7,83	-1,95	-2,62	Rejeita H_0: I(1)***
lqt_NKP	Tendência	0	-2,90	-3,19	-3,77	Não rejeita H_0: I(1)
	Constante	0	0,58	-1,95	-2,64	Não rejeita H_0: I(1)
	Nenhum[1]	9	1,17	-1,95	-2,62	Não rejeita H_0: I(1)
Δ lqt_NKP	Tendência	0	-6,18	-3,19	-3,77	Rejeita H_0: I(1)***
	Constante	0	-6,22	-1,95	-2,64	Rejeita H_0: I(1)***
	Nenhum[1]	9	-1,06	-1,95	-2,62	Não rejeita H_0: I(1)
latrat	Tendência	0	-1,87	-3,19	-3,77	Não rejeita H_0: I(1)
	Constante	9	-0,87	-1,95	-2,64	Não rejeita H_0: I(1)
	Nenhum[1]	1	0,06	-1,95	-2,62	Não rejeita H_0: I(1)

(Continua)

(Continuação)

Série	Componente determinista	Número de defasagens	Estatística do teste	Valores críticos[2]		Resultados da significância H0
				5%	1%	
Δ latrat	Tendência	2	-2,15	-3,19	-3,77	Não rejeita H_0: I(1)
	Constante	2	-2,27	-1,95	-2,64	Rejeita H_0: I(1)**
	Nenhum[1]	8	-3,12	-1,95	-2,62	Rejeita H_0: I(1)***

Elaboração dos autores.

Notas: [1] Na ausência de termos determinísticos, o teste DF-GLS é equivalente ao teste ADF de Dickey e Fuller (1981).

[2] Valores obtidos em Mackinnon (1996); Δ representa série na primeira diferença.

Obs.: ***, ** e * denotam, respectivamente, significância de 1%, 5% e 10%.

TABELA A.3

Resultado do teste traço para definir o número de vetores cointegrados

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos[1]		Resultado da significância
Nula	Alternativa		5%	1%	
r = 0	r > 0	78,89	70,6	78,87	Rejeita H_0**
r <= 1	r > 1	39,25	48,28	55,43	Não rejeita H_0
r <= 2	r > 2	18,53	31,52	37,22	Não rejeita H_0
r <= 3	r > 3	9,11	17,95	23,52	Não rejeita H_0
r <= 4	r > 4	2,15	8,18	11,65	Não rejeita H_0

Elaboração dos autores.

Nota: [1] Valores críticos obtidos em Osterwald-Lenum (1992).

Obs.: ***, ** e * denotam, respectivamente, significância de 1%, 5% e 10%; *r* é o *rank* de cointegração.

TABELA A.4
Resultados dos testes de diagnóstico

Diagnóstico	Teste	Estatística	Distribuição aproximada	*p*-valor	Conclusão
Normalidade	JB	17,07	χ^2 (10)	0,07	Não rejeita H_0: resíduos com distribuição normal
Autocorrelação	PT.adjusted-16	385,30	χ^2 (355)	0,13	Não rejeita H_0: ausência de autocorrelação
Autocorrelação	PT.adjusted-20	463,19	χ^2 (455)	0,39	Não rejeita H_0: ausência de autocorrelação
Autocorrelação	ES-1	0,78	F (25-38)	0,74	Não rejeita H_0: ausência de autocorrelação
Autocorrelação	ES-2	1,04	F (26-50)	0,47	Não rejeita H_0: ausência de autocorrelação

Elaboração dos autores.
Obs.: *JB* refere-se ao teste de Jaque-Bera; *PT adjunted-n* refere-se ao teste de Portmanteau ajustado para amostras pequenas; *ES-n* refere-se ao teste de Edgerton-Shukur (1999); sendo *n* o número de defasagens.

REFERÊNCIAS

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1057-1072, 1981.

EDGERTON, D.; SHUKUR, G. Testing autocorrelation in a system perspective testing autocorrelation. **Econometric Reviews**, v. 18, n. 4, p. 343-386, 1999.

EDGERTON, D.; SHUKUR, G. Testing autocorrelation in a system perspective testing autocorrelation. **Econometric Reviews**, v. 18, n. 4, p. 343-386, 1999.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação
Rafael Augusto Ferreira Cardoso
Samuel Elias de Souza

Supervisão
Ana Clara Escórcio Xavier
Everson da Silva Moura

Revisão
Alice Souza Lopes
Amanda Ramos Marques Honorio
Barbara de Castro
Brena Rolim Peixoto da Silva
Cayo César Freire Feliciano
Cláudio Passos de Oliveira
Clícia Silveira Rodrigues
Olavo Mesquita de Carvalho
Regina Marta de Aguiar
Reginaldo da Silva Domingos
Katarinne Fabrizzi Maciel do Couto (estagiária)

Editoração
Anderson Silva Reis
Augusto Lopes dos Santos Borges
Cristiano Ferreira de Araújo
Daniel Alves Tavares
Danielle de Oliveira Ayres
Leonardo Hideki Higa
Natália de Oliveira Ayres

Capa
Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico
Aline Cristine Torres da Silva Martins

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Ipea – Brasília
Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C
Centro Empresarial Brasília 50, Torre B
CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO E ORÇAMENTO

GOVERNO FEDERAL BRASIL UNIÃO E RECONSTRUÇÃO