





Poder de compra, preço e consumo de fertilizantes minerais: uma análise para o centro-oeste brasileiro

Purchase power, price and mineral fertilizers consumption: an analysis for central Brazil

Cristiane Mitie Ogino¹ , Geraldo Costa Junior² , Nataliya Dimitrova Popova³ , João Gomes Martines Filho¹ 

¹Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo (USP), Piracicaba (SP), Brasil. E-mails: cristianeogino@gmail.com; martines@usp.br

²Departamento de Administração, Universidade Federal do Tocantins (UFT), Palmas (TO), Brasil. E-mail: geraldocjr@gmail.com

³Deloitte Brasil, São Paulo (SP), Brasil. E-mail: nataliadpopova@gmail.com

Como citar: Ogino, C. M., Costa Junior, G., Popova, N. D., & Martines Filho, J. G. (2021). Poder de compra, preço e consumo de fertilizantes minerais: uma análise para o centro-oeste brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 59(1), e220367. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.220367>

Resumo: Os fertilizantes minerais estão entre insumos de maior contribuição para o aumento da produtividade agrícola no Brasil. No entanto, a dependência de recursos naturais escassos e do uso extensivo de energia para a sua síntese faz com que a produção agrícola seja sensível aos choques de oferta e demanda deste insumo. Diante disso, analisou-se a dinâmica entre a quantidade consumida de fertilizantes minerais, o seu preço e o poder de compra ponderado pela produtividade de produtores do Centro-Oeste – região que apresenta o maior consumo de fertilizantes minerais e que concentra a maior produção agrícola do país. Empregou-se o modelo autorregressivo vetorial estrutural (SVAR) para os fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássicos, isoladamente. Os resultados indicam que a quantidade consumida é a variável mais endógena, e o preço, a mais exógena. As estimativas das funções impulso-resposta mostraram que o grupo dos fertilizantes potássicos apresentou maior sensibilidade da quantidade consumida e o poder de compra face a um choque nos preços. Por outro lado, os fertilizantes nitrogenados apresentaram a maior sensibilidade na quantidade consumida em resposta a um choque no poder de compra ponderado pela produtividade.

Palavras-chave: fertilizantes minerais, produtividade agrícola, SVAR.

Abstract: Mineral fertilizers are among the major contributors to the increase in agricultural productivity in Brazil since the 1980s. However, the dependence on scarce natural resources and the extensive use of energy for their synthesis have made agricultural production sensitive to fluctuations in the supply and demand for this type of fertilizers. In this sense, this paper analyzed the dynamics between fertilizers consume, price and producers' purchasing power weighted by productivity in Brazil's Central-East region. This region is responsible for the highest consumption of mineral fertilizers and the largest agricultural production in the country. Using the structural vector autoregressive model (SVAR), three equations for each of the major groups of mineral fertilizers were estimated: nitrogen, phosphate and potassium. Estimates of the impulse-response functions showed that potassium fertilizers had greater sensitivity of both the quantity consumed and the purchasing power in response to a price shock. On the other hand, nitrogen fertilizers had the highest sensitivity of the quantity consumed in response to a purchasing power shock.

Keywords: mineral fertilizer, agricultural productivity, SVAR.

1. Introdução

Iniciado em meados da década de 1960, o processo de modernização da agricultura brasileira foi determinante para a consolidação do setor como um dos pilares da sustentação econômica nacional (Alves et al., 2005). Em 2016, o setor agrícola teve participação de 5,35%



do PIB (World Bank, 2017), sendo as grandes culturas, tais como soja, milho e cana-de-açúcar, as responsáveis pela maior parte da geração de divisas para o país.

Para manter-se a par das inovações tecnológicas, o setor agrícola faz uso da integração de diferentes tecnologias para o aumento da produtividade, como a irrigação, o melhoramento genético de sementes, a utilização de máquinas e implementos de alto desempenho, a agricultura de precisão e os insumos químicos e biológicos (Lopes & Guilherme, 2000; Coelho, 2005). Dentre as tecnologias de uso mais difundido na agricultura brasileira estão os fertilizantes minerais. A grande vantagem trazida pelos fertilizantes é que estes proporcionam um aumento da produtividade frente à limitação da área agricultável.

Ao longo das últimas décadas, porém, a produção interna de fertilizantes minerais tem sido insuficiente para abastecer a forte demanda dos produtores agrícolas, fazendo com que o país importe cerca de 70% de nitrogênio (N), 50% de fósforo (P_2O_5) e mais de 90% de nitrogênio (K_2O) do total consumido (Associação Nacional para Difusão Nacional de Adubos, 2017). Soma-se a isso o fato de a matéria-prima para a elaboração dos fertilizantes ser escassa, com extração viável em poucas localidades no mundo, e com uma alta demanda de energia para sua síntese.

Tal situação deixa a produção agrícola brasileira dependente da importação de fertilizantes minerais e exposta a possíveis choques advindos do mercado externo. A última desordem associada a este mercado ocorreu entre 2008 e 2009, quando a elevação dos preços dos fertilizantes minerais acarretou a queda do consumo deste bem, conforme evidenciado na Figura 1. Tal fato despertou a atenção de autoridades e formuladores de políticas públicas para a relação entre preço dos fertilizantes e segurança alimentar, já que o uso dos fertilizantes minerais na agricultura brasileira é fato incontornável (Lopes & Guilherme, 2000).

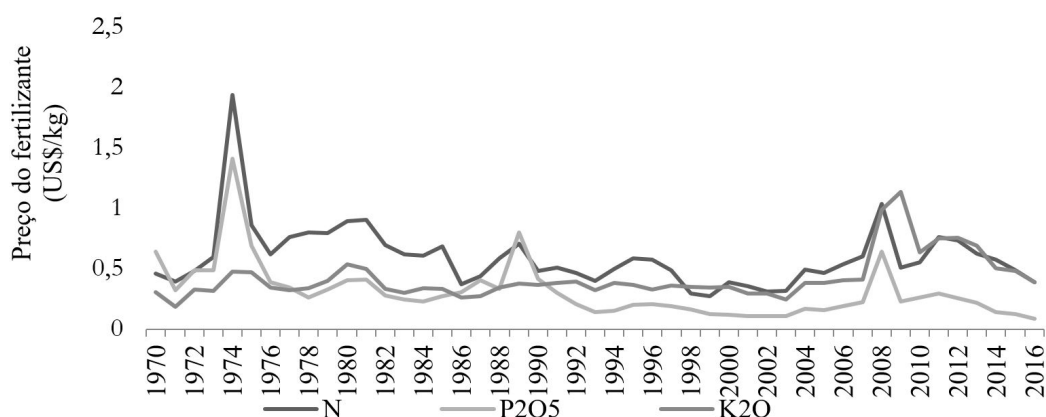


Figura 1 – Evolução dos preços de importação dos fertilizantes no Brasil em dólares. Nota: Deflacionado com IPA-Americano para o ano de 2016. Fonte: Food and Agriculture Organization of the United Nations (2017), Aliceweb da Sedex/MDIC (Brasil, 2017), Associação Nacional para Difusão Nacional de Adubos (2017) e Bureau of Labor Statistics (2017).

Assim sendo, este trabalho tem como objetivo analisar e quantificar os impactos das variações de preço no mercado dos fertilizantes nitrogenados, dos fertilizantes fosfatados e dos fertilizantes potássicos sobre a produção agrícola brasileira e sobre o poder de compra do produtor, em específico para a região Centro-Oeste. Para tanto, será utilizado um método de vetores autorregressivos estruturais (SVAR). Tendo em vista a literatura existente a respeito da demanda por fertilizantes (Mergos & Stoforos, 1997; Nicolella et al., 2005; Profeta & Braga, 2011), pressupõe-se que variações nos preços dos fertilizantes afetem significativamente a quantidade consumida destes. Espera-se ainda que aumentos no poder de compra ponderado pela produtividade contribuam para aumentar o consumo de fertilizantes, via ganhos de produtividade (Lopes & Guilherme, 2000; Coelho, 2005), e diminuam com um aumento no preço dos fertilizantes.

A contribuição com a literatura sobre o tema se dá ao expor as inter-relações da quantidade consumida de fertilizantes não apenas com o preço, mas também com o poder de compra dos agricultores. Além disso, esta análise desagregou a categoria fertilizante em seus três principais tipos: fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássicos. A correta identificação de tais inter-relações pode contribuir para o aprimoramento de políticas setoriais, sobretudo as que mais impactam a demanda por fertilizantes, como a política de crédito rural.

Como o Brasil possui uma diversidade de condições ambientais e climáticas, restringiu-se o estudo apenas à região Centro-Oeste, a fim de se obter um maior entendimento entre as características particulares do local e das culturas que adotam o uso de fertilizantes. Ademais, elegeu-se esta região também pelo fato de ser a maior demandante de fertilizantes e maior produtora de *commodities* agrícolas, com 39,4% da produção de cereais, leguminosas e oleaginosas (Banco Central do Brasil, 2017).

Este artigo está dividido em seis partes, além desta introdução. A seção dois apresenta dados relativos ao uso de fertilizantes minerais da região Centro-Oeste, e a seção três introduz o embasamento empírico deste trabalho. Na seção quatro se expõe a metodologia empregada, e na seção cinco explicitam-se os dados e as variáveis utilizadas. A seção seis é dedicada à descrição e discussão dos resultados, e a seção sete conclui este estudo.

2. O Uso de Fertilizantes Minerais na Região Centro-Oeste

A elevada acidez dos solos do cerrado faz com que uma de suas características mais marcantes seja a baixa fertilidade. Dessa forma, técnicas de correção do solo foram essenciais para possibilitar a produção agrícola na região Centro-Oeste (Vieira Filho & Fishlow, 2017). Aplicações de corretivos como o calcário geraram condições para que as culturas se desenvolvessem e, juntamente ao uso dos fertilizantes minerais, suprimissem a carência de nutrientes a fim de preparar o solo da região para a produção agrícola (Broch & Ranno, 2008).

O resultado da aplicação destas técnicas vem sendo observado na evolução da produção agrícola do Centro-Oeste ao longo dos últimos 20 anos. A Figura 2 ilustra a evolução da produtividade junto à trajetória da quantidade consumida de fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássicos.

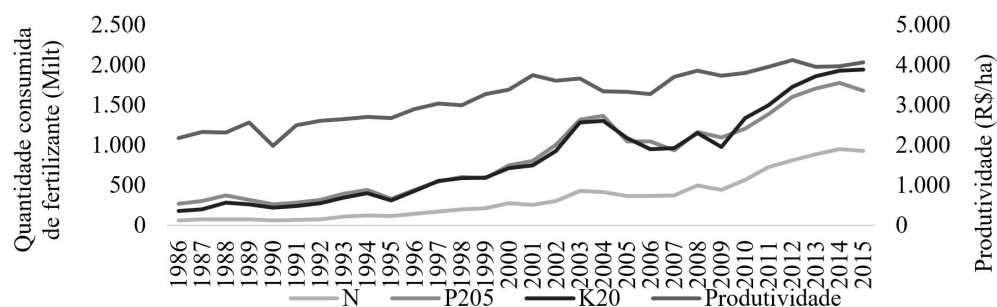


Figura 2 – Consumo dos específicos fertilizantes e produtividade agrícola no Centro-Oeste

Fonte: Elaborado a partir dos dados da Associação Nacional para Difusão Nacional de Adubos (2017), Fundação Getulio Vargas (2017) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2017).

A produção das principais culturas na safra de 2015/2016 foi de 75 milhões de toneladas, representando 40,8% da produção nacional (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2017). Já o consumo total de fertilizantes na região, em 2015, foi de 4,5 milhões de toneladas. Destas, 20,51% correspondem ao consumo de fertilizantes nitrogenados, 36,92% de fertilizantes fosfatados e 42,57% de fertilizantes potássicos.

3. Revisão de Literatura

Existem na literatura diversos estudos relacionados à demanda por fertilizantes minerais, sendo um dos pioneiros o de Griliches (1958). O autor formulou um modelo de ajuste parcial utilizando preços reais e quantidades defasadas da aplicação de fertilizantes. Em seguida, outros estudos envolvendo diferentes variáveis e métodos econométricos foram realizados, dentre eles estão Carman (1979), Mahmood (1995), Tenkorang & Lowenberg-Deboer (2009), no âmbito internacional; e de Cibantos & Larson (1974), Pescarin (1974), Ogasawara et al. (2010), Profeta & Braga (2011), em âmbito nacional. Tais estudos fornecem distintas análises sobre a demanda por fertilizantes. Dentro os estudos seminais, parte se baseia na teoria dual da função custo ou função lucro, e parte se baseia na teoria de maximização de lucro da propriedade rural, como Griliches (1958) e Carman (1979). No entanto, um ponto comum a todos estes trabalhos é o fato de utilizarem técnicas de equilíbrio parcial e se basearem apenas no período referente das observações dos dados.

O surgimento de outras técnicas de estimação permitiu que diferentes cenários fossem analisados, possibilitando a descrição dos efeitos dinâmicos derivados de choques nas variáveis utilizadas. Dentre os estudos de estimação da demanda utilizando séries temporais destaca-se o de Mergos & Stoforos (1997). Os autores empregam o modelo de correção de erros e testes de cointegração com propósito de identificar as variáveis que pudessem impactar na redução da demanda por fertilizantes na Grécia. A conclusão obtida foi que a demanda por fertilizantes responde mais às variações no preço da produção agrícola (*commodities*) do que às variações no preço dos próprios fertilizantes.

Em estudo para o Brasil, Nicolella et al. (2005) estimaram a demanda por fertilizantes entre 1970 e 2010 e, assim como na maior parte dos trabalhos nesta área, os autores observaram uma certa inelasticidade da demanda por fertilizantes em relação ao preço destes. Friedrich (2012) também estimou a demanda por fertilizantes no Brasil, porém em um período mais longo, de 1970 a 2010. O autor confirmou os resultados encontrados por Nicolella et al. (2005), exceto quanto à elasticidade da demanda por fertilizantes em relação ao índice de preços recebidos. A Tabela 1 a seguir resume alguns dos principais trabalhos nesta área:

Tabela 1 – Síntese de alguns trabalhos que estimaram a demanda por fertilizantes.

Autor(es)	Abrangência	Fertilizante	Período	Elasticidade-preço
Carman (1979)	EUA	NPK	1955-1976	-0,2 a -1,8
Mahmood (1995)	Bangladesh	N, P e K	1981-1995	-0,12; -0,12; -0,63
Mergos & Stoforos (1997)	Grécia	NPK	1961-1993	-0,36 a -0,81
Pescarin (1974)	Est. de S. Paulo	N, P e K	1948-1972	-0,47; -0,31; -0,3
Cibantos & Larson (1974)	Est. de S. Paulo	NPK	1949-1971	-0,25 a -2,48
Nicolella et al. (2005)	Brasil	NPK	1970-2002	-0,655
Profeta & Braga (2011)	Brasil	NPK	1993-2006	-2,27
Friedrich (2012)	Brasil	NPK	1970-2010	-0,99

N=nitrogênio; P=fósforo; K=potássio

Mais recentemente, Bini et al. (2016) investigaram a possibilidade de transmissão de preços entre a cadeia de grãos e fertilizantes no Brasil. Entre os resultados, observou-se que a transmissão de preços se dá nas duas direções e apenas no curto prazo, porém variações de preços dos grãos afetam mais o preço dos fertilizantes do que o contrário. Uma das razões levantadas pelos autores é que o setor de fertilizantes no Brasil se aproxima de um oligopólio.

Nesse mesmo sentido, Profeta & Braga (2011) verificaram se existe poder de mercado no setor de fertilizantes no Brasil. Apesar de o setor apresentar características de oligopólio, os resultados encontrados pelos autores não permitiram concluir se existe qualquer tipo de comportamento colusivo entre as empresas do setor.

Constatações desta natureza encontram ressonância na literatura internacional. Gnutzmann & Spiewanowski (2014) analisaram a relação entre o preço dos fertilizantes e o

preço dos alimentos. Os resultados revelaram que em 2008, período em que houve o pico no preço dos fertilizantes, cerca de 42% a 51% na variação positiva sobre os preços de fertilizantes levaram a um aumento de 12% a 21% nos preços dos alimentos. Segundo os autores, tal movimento se deve à intensa concentração da indústria de matéria-prima dos adubos.

Pautados por outras questões, em especial pelo fato de gás natural, petróleo e rochas fosfáticas estarem se esgotando rapidamente, autores como Brunelle et al. (2015) construíram diferentes cenários de preços para os fertilizantes até 2050. Tal projeção foi possível através de simulações das condições de oferta dos fertilizantes, empregando o modelo de equilíbrio geral e projetando um aumento dos preços dos fertilizantes de 0,8% para 3,6%. Ao testarem esses preços com o modelo de equilíbrio parcial, os autores constataram reduções da produtividade das culturas de 6% a 13%, em 2005 a 2050.

Apesar de indicarem que os preços dos fertilizantes influenciam na demanda por esse insumo, provocando redução da produtividade, o estudo de Brunelle et al. (2015) limita-se a não considerar nas projeções dos preços dos fertilizantes as possíveis mudanças do lado da demanda. De acordo com Ott (2012), os preços dos fertilizantes são derivados das interações entre oferta e demanda, do custo de produção, da taxa de câmbio do dólar norte-americano, do crescimento populacional, do desenvolvimento econômico e da disponibilidade dos recursos naturais mundiais.

4. Metodologia

Para analisar o impacto das variações de preço no mercado internacional de fertilizantes sobre a quantidade consumida e o poder de compra ponderado pela produtividade, empregou-se o modelo autorregressivo vetorial estrutural (SVAR).

O modelo autorregressivo vetorial (VAR) foi elaborado para estimar as trajetórias das variáveis endógenas atribuídas a um choque não antecipado, ainda que possa ser usado para previsão. Diferentemente do VAR, o SVAR, proposto por Sims (1996), consiste em uma forma alternativa de modelar os choques, possibilitando a análise de outros cenários embasados na teoria econômica. O modelo SVAR é representado na forma compacta, conforme apresentado por Enders (2010):

$$A_0x_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que p é a ordem de defasagem; ε_t é o vetor ($n \times 1$) de inovações (choques) estruturais serialmente e mutualmente não correlacionadas; A_0 , A_i e α são matrizes ($n \times n$) de coeficientes a serem estimados; e x_t é vetor das variáveis de interesse, isto é, $x_t = (\pi', x_z^*, w_z)$, que são especificadas na Tabela 2.

Tabela 2: Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição
π'	Poder de compra ponderado pela produtividade agrícola, em reais por hectare
x_z^*	Quantidades de fertilizantes consumidos, em toneladas
w_z	Preços dos fertilizantes, em reais

Nota: z refere-se ao nutriente específico (N, P_2O_5 e K_2O); e as variáveis apresentam-se em logaritmos.

Ao multiplicar a Equação 1 por A_0^{-1} , obtém-se a forma reduzida:

$$x_t = A_0^{-1}\alpha + \sum_{i=1}^p A_0^{-1}A_i x_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Em que e_t é o resíduo estimado na forma reduzida, podendo ser expresso por:

$$e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que A_0^{-1} será a matriz que irá impor as restrições teóricas à estrutura, assumindo-se, assim, que as variáveis não responderam a todos os choques contemporâneos das diferentes variáveis especificadas.

O VAR Estrutural permite que a imposição de restrições à dinâmica obedeça às relações econômicas entre as variáveis, não exigindo uma ordenação específica. Assim, supõem-se neste artigo as seguintes relações contemporâneas:

- A quantidade consumida do fertilizante (x_z^*) responde contemporaneamente ao choque do poder de compra ponderado pela produtividade (π'). Como o poder de compra origina-se da variação do índice de preços recebidos (IPR) sobre o índice de preços pagos (IPP), e da variação da produtividade, presume-se uma relação positiva entre essas duas com a quantidade consumida de fertilizantes.
- Pressupõe-se também relação contemporânea entre a quantidade consumida de fertilizante (x_z^*) e choques no próprio preço (w_z). A teoria econômica estabelece que as variações positivas no preço causem variações negativas na demanda do insumo.

Logo, os erros na forma reduzida, e_t , podem ser decompostos nos seguintes componentes:

$$e_t \equiv \begin{bmatrix} e_t^{\Delta\pi'} \\ e_t^{\Delta x_z^*} \\ e_t^{\Delta w_z} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & \alpha_{23} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\text{Choque no poder de compra do produtor}} \\ \varepsilon_t^{\text{Choque no consumo de fertilizante}} \\ \varepsilon_t^{\text{Choque no preço dos fertilizantes}} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Ou seja, para a imposição das restrições, necessita-se que os elementos da matriz sejam iguais a zero quando não há impacto imediato esperado de um determinado choque. Assim, estabelecem-se as funções impulso-resposta com o objetivo de investigar a evolução do efeito de um choque não antecipado tanto nela própria, como no restante das outras variáveis, mesmo que contemporaneamente não sofra impacto.

Com o intuito de compreender a proporção de movimento de uma variável a um choque nela própria *versus* o choque em outras variáveis, calcula-se a função de decomposição da variância (FDV) do erro-padrão, expressa em:

$$FDV(v, k, j) = \frac{\sum_{i=0}^{j-1} \theta_{ivk}^2 \sigma_k^2}{\sum_{i=0}^{j-1} \sum_{s=1}^n \theta_{ivs}^2 \sigma_s^2} * 100 \quad (5)$$

Em que θ_{ivs} é o elemento da matriz θ_i de parâmetros do modelo estrutural na posição (v, s) , e σ_s é o desvio-padrão do choque S ($S = 1, \dots, n$). Assim, a FDV resulta na porcentagem da variância de erro de previsão para a variável v a j -períodos à frente, atribuída ao choque na k -ésima variável.

5. Variáveis Utilizadas e Fonte de Dados

As variáveis utilizadas para a estimação neste artigo são anuais, englobam o período de 1986 até 2015 e perfazem 30 observações. Para esse conjunto de séries foi possível obter informações anuais apenas para o período referido, o que de certa forma restringiu o número de observações. Segundo Enders (2010), isso comumente ocorre em análise de séries

econométricas multivariadas, para as quais é geralmente difícil obter todas as séries completas para todo o período desejado.

Embora a restrição do número de observações possa tornar o poder dos testes baixo, Sims (1996) argumenta que a qualidade da caracterização dos dados tende a se deteriorar à medida que a série se estende muito, uma vez que as conjunturas macroeconômicas se modificam ao longo do tempo. Ademais, não é incomum encontrar na literatura nacional e internacional sobre o tema trabalhos que utilizem um número de observações anuais semelhante ao usado neste artigo, como é o caso de Mergos & Stoforos (1997) e Nicoletta et al. (2005), ambos com 33 observações anuais.

Os dados são referentes à região Centro-Oeste, composta pelos estados de Goiás, Mato Grosso, e Mato Grosso do Sul. As variáveis foram utilizadas na forma logarítmica pelo fato de a transformação reduzir a variância entre os dados, além de possibilitar a interpretação dos coeficientes estimados na forma de elasticidades. A descrição de como cada variável foi construída e a fonte dos dados são expostas a seguir.

5.1 Poder de compra ponderado pela produtividade agrícola (π')

Utilizado como *proxy* do lucro, o poder de compra do produtor ponderado pela produtividade foi determinado da seguinte forma:

$$\frac{Y}{A} * \frac{IPR}{IPP} = \pi' \tag{6}$$

Em que Y é quantidade de produção agrícola em reais, A é a área de produção total em hectares, IPR é o índice de preços recebidos das lavouras, IPP é o índice de preços pagos das lavouras, e π' é o poder de compra do produtor ponderado pela produtividade agrícola em reais por hectare.

Os dados de produção (Y) para a região Centro-Oeste foram obtidos por intermédio dos anuários do IBGE (1986-1989) e do site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2017). As culturas empregadas para representar o consumo de fertilizantes no Centro-Oeste foram determinadas com base no Valor Bruto de Produção (VBP) das culturas temporárias e permanentes no período de 1990 a 2015, dos Estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás, selecionando as culturas de maior participação no VBP, representados na Tabela 3.

Tabela 3 – Culturas a serem utilizadas para compor a produção total da região Centro-Oeste

Mato Grosso		Mato Grosso do Sul		Goiás	
Cultura	Participação da VBP (%) 1990 a 2015	Cultura	Participação da VBP (%) 1990 a 2015	Cultura	Participação da VBP (%) 1990 a 2015
Soja	61,94	Soja	49,79	Soja	43,29
Algodão	14,15	Cana-de-açúcar	18,54	Cana-de-açúcar	17,09
Milho	12,17	Milho	18,37	Milho	16,21
Cana-de-açúcar	3,92	Algodão	3,55	Algodão	4,75
Demais culturas	7,83	Demais culturas	9,75	Demais culturas	18,65

Fonte: Elaborado a partir de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2017).

Como as unidades de produção são diferentes, a produção agrícola da região do Centro-Oeste foi transformada em valor de produção real, com o propósito de reduzir o viés da soma de unidades de produção heterogêneas (Castro, 2014). O processo metodológico é dado primeiramente a partir do cálculo dos preços reais de cada produto, obtido a partir do IPR mensal divulgado pela Fundação Getúlio Vargas (2017) entre o período de 1986 e 2015. Utilizando os preços do ano de 2015, parte-se para a transformação dos índices em valores monetários – esses em seguida são deflacionados com base no IGP-DI (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2017), tendo como período base o último mês da série. Determinaram-se os preços médios para cada produto e por período da seguinte forma:

$$Pm_i = \frac{\sum_{t=t_0}^t P_{i,t}}{(t - t_0) + 1} \quad (7)$$

Em que Pm_i é o preço médio da cultura i no período entre o ano t_0 e t , e $P_{i,t}$ é o preço médio da cultura i no ano t .

Para determinar o valor de produção real de cada cultura, multiplicaram-se as quantidades produzidas de cada cultura da série pelo seu respectivo preço médio. Ao transformar em valores de produção, pode-se somar os diferentes produtos para obter o valor de produção total, expresso como:

$$VP_t^k = \sum_i Pm_i \cdot Q_{i,k,t} \quad (8)$$

Sendo VP_t^k o valor da produção total, no ano t , no estado k e $Q_{i,k,t}$ é a quantidade produzida pela cultura i , no estado k , no ano t . Isso é possível, pois, de acordo com Spolador (2006), ao se calcular a média de preços anuais de um longo período de tempo, removem-se as oscilações de preços causadas por possíveis variações da oferta do produto.

A área plantada, A , foi obtida nos anuários da Produção Agrícola Municipal do IBGE (1986-1989) e do site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2017), para o período de 1986 a 2015. O IPR e o IPP mensais, entre o período de 1986 e 2015, foram obtidos no Food and Agriculture Organization of the United Nations (2017) e deflacionados segundo o IGP-DI, com base em dezembro de 2015 (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2017).

Ao se comparar com outras tecnologias, os fertilizantes minerais são os insumos promotores da resposta mais rápida para o aumento da produção (Camargo, 2012). Se o IPR for maior que o IPP, tem-se um aumento do uso de fertilizantes minerais no mesmo ano. Já ao considerar a produtividade, espera-se também uma relação positiva contemporânea com a quantidade consumida, devido ao fato de aumento da produção causar a retirada de nutrientes do sistema agrícola, exigindo a reposição desses nutrientes no mesmo ano¹ para a sucessora cultura (Malingreau et al., 2012).

5.2 Quantidades de nutrientes consumidos (x_z^*)

Os dados de consumo anual de cada nutriente (N, P_2O_5 e K_2O) nos fertilizantes, em toneladas, foram obtidos a partir dos boletins da ANDA, dos anos de 1987 a 2016.

5.3 PREÇOS DOS FERTILIZANTES (w_z)

Os dados relativos aos preços importados dos fertilizantes foram obtidos na Food and Agriculture Organization of the United Nations (2017) para o período de 1986 a 2014, e no

¹ No Centro-Oeste brasileiro, as culturas de 1ª safra: a colheita ocorre entre fevereiro e abril, e o plantio da próxima cultura entre outubro e dezembro. Já as culturas de 2ª safra: a colheita ocorre entre junho e agosto, e o plantio da próxima cultura entre dezembro e março. Ou seja, geralmente no mesmo ano em que há a colheita da cultura, ocorre também o plantio da sucessora cultura (Companhia Nacional de Abastecimento, 2017).

sistema AliceWeb da Secex/MDIC (Brasil, 2017) para o ano de 2015, essa última utilizando a mesma metodologia da Food and Agriculture Organization of the United Nations (2017). Não foram utilizados os preços dos fertilizantes no nível do consumidor agrícola devido à indisponibilidade dos dados para o período de tempo requerido. Ademais, os preços importados refletem os preços internos, devido à maior parcela do consumo interno vir do exterior, e por não haver intervenção do governo no controle dos preços, nem a oferta de subsídios de importação.

Sendo que os preços utilizados são para cada quilograma de nutrientes contido nos fertilizantes, deve-se saber a quantidade importada de cada fertilizante. Assim, utilizaram-se os dados da (Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2017) para os anos de 1986 a 2014, e do Associação Nacional para Difusão Nacional de Adubos (2017) para o ano de 2015. Como os preços estão apresentados em US\$FOB/kg, esses foram convertidos em reais, utilizando a Taxa de Câmbio Efetiva Real de Importação elaborada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2017).

6. Resultados

6.1 Propriedades da raiz unitária e de cointegração das variáveis

A análise da presença de raiz unitária nas séries de poder de compra ponderado pela produtividade (π'), quantidade consumida de fertilizantes (X_z^*) e preço dos fertilizantes (W_z) foi feita utilizando os testes de Dickey & Pantula (1987) e DF-GLS. Para facilitar a exposição dos resultados, as séries foram agrupadas por categoria de fertilizante, isto é, nitrogenados, fosfatados e potássicos.

Os resultados do teste de Dickey & Pantula (1987) mostraram que é possível rejeitar a hipótese nula de presença de duas raízes unitárias para todas as variáveis em todos os grupos de fertilizantes. Portanto, nenhuma das séries apresenta duas raízes unitárias.

Para maior robustez, testou-se a existência de uma única raiz unitária utilizando o teste DF-GLS, uma vez que o poder desse teste é maior do que o teste de Dickey e Pantula. Os resultados sugerem que a ordem de integração de todas as séries em todas as categorias de fertilizantes é igual a 1, conforme Tabelas 4, 5 e 6.

Tabela 4 – Resultados do teste DF-GLS para a hipótese nula de uma raiz unitária nas séries das variáveis do modelo do fertilizante nitrogenado

Série	Componente determinista	Nº de defasagem	Estatística do teste	Valor crítico ²		Resultado da significância de H0
				5%	1%	
Consumo de fertilizante nitrogenado	Tendência	4	-2,271	-3,190	-3,770	Não rejeita H0: I (1)***
	Constante	4	-0,627	-1,950	-2,640	Não rejeita H0: I (1)***
	Nenhum ¹	1	2,623	-1,950	-2,620	Não rejeita H0: I (1)***
Preço do fertilizante nitrogenado	Tendência	4	-1,720	-3,190	-3,770	Não rejeita H0: I (1)***
	Constante	4	-1,010	-1,950	-2,640	Não rejeita H0: I (1)***
	Nenhum ¹	3	-0,119	-1,950	-2,620	Não rejeita H0: I (1)***
Poder de compra ponderado pela produtividade	Tendência	4	-2,203	-3,190	-3,770	Não rejeita H0: I (1)***
	Constante	4	-0,884	-1,950	-2,640	Não rejeita H0: I (1)***
	Nenhum ¹	2	1,883	-1,950	-2,620	Não rejeita H0: I (1)***

Nota: ***denota significância de 1%; ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao teste ADF (Dickey & Fuller, 1981); ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996). Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 5 – Resultados do teste DF-GLS para a hipótese nula de uma raiz unitária nas séries das variáveis do modelo do fertilizante fosfatado

Série	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valor crítico ²		Resultado da significância de H0
				5%	1%	
Consumo de fertilizante fosfatado	Tendência	4	-1,993	-3,190	-3,770	Não rejeita H0: I (1)***
	Constante	4	-0,496	-1,950	-2,640	Não rejeita H0: I (1)***
	Nenhum ¹	1	1,778	-1,950	-2,62	Não rejeita H0: I (1)***
Preço do fertilizante fosfatado	Tendência	4	-2,067	-3,19	-3,770	Não rejeita H0: I (1)***
	Constante	4	-1,990	-1,950	-2,64	Não rejeita H0: I (1)***
	Nenhum ¹	1	-0,695	-1,95	-2,620	Não rejeita H0: I (1)***
Poder de compra ponderado pela produtividade	Tendência	4	-2,203	-3,190	-3,770	Não rejeita H0: I (1)***
	Constante	4	-0,884	-1,950	-2,640	Não rejeita H0: I (1)***
	Nenhum ¹	2	1,883	-1,950	-2,620	Não rejeita H0: I (1)***

Nota: ***denota significância de 1%; ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao teste ADF (Dickey & Fuller, 1981); ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996). Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 6 – Resultados do teste DF-GLS para a hipótese nula de uma raiz unitária nas séries das variáveis do modelo do fertilizante potássico

Série	Componente determinista	Nº de defasagens	Estatística do teste	Valor crítico ²		Resultado da significância de H0
				5%	1%	
Consumo de fertilizante potássico	Tendência	4	-1,850	-3,190	-3,770	Não rejeita H0: I (1)***
	Constante	4	-0,227	-1,950	-2,640	Não rejeita H0: I (1)***
	Nenhum ¹	1	2,231	-1,950	-2,620	Não rejeita H0: I (1)***
Preço do fertilizante potássico	Tendência	4	-2,077	-3,190	-3,770	Não rejeita H0: I (1)***
	Constante	4	-0,896	-1,950	-2,640	Não rejeita H0: I (1)***
	Nenhum ¹	2	-0,482	-1,950	-2,620	Não rejeita H0: I (1)***
Poder de compra ponderado pela produtividade	Tendência	4	-2,203	-3,190	-3,770	Não rejeita H0: I (1)***
	Constante	4	-0,884	-1,950	-2,640	Não rejeita H0: I (1)***
	Nenhum ¹	2	1,883	-1,950	-2,620	Não rejeita H0: I (1)***

Nota: ***denota significância de 1%; ¹ na ausência de termos deterministas, o teste DF-GLS é equivalente ao teste ADF (Dickey & Fuller, 1981); ² valores críticos obtidos em Mackinnon (1996). Fonte: Dados da pesquisa.

Como todas as séries apresentaram a mesma ordem de integração, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen (Johansen, 1988) a fim de constatar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis de cada grupo de fertilizantes. Em nenhum dos três grupos de fertilizantes – nitrogenados², fosfatados³ e potássicos⁴ – foi verificada relação de longo prazo

² Primeiramente, determinou-se o número ótimo de defasagens das 3 variáveis conjuntamente pelo modelo VAR, identificando-se a presença de 1 defasagem para os critérios de seleção de Akaike; Hannan e Quinn; Schwarz. A partir do teste da estatística traço (Tabela 7), determinou-se o número de vetor de cointegração igual a zero, sugerindo ausência de relações de longo prazo entre as variáveis.

³ Realizou-se o teste de cointegração utilizando 1 defasagem, resultado dos critérios de Hannan e Quinn; e de Schwarz, embora o critério de Akaike ter indicado 2 defasagens. No teste de cointegração, o resultado apresentou zero vetor cointegrado (Tabela 8), ou seja, não apresentam relações de longo prazo entre as variáveis utilizadas.

⁴ Encontraram-se para dois critérios, de Akaike e de Hannan e Quinn, 5 defasagens, já para o critério de Schwarz 1 defasagem. Assumiu-se, então, a defasagem indicada no critério de Schwarz, por esse critério ser parcimonioso com o número de variáveis independentes, preservando o pouco número de graus de liberdades, além de dar um bom ajuste ao modelo. Com a determinação de uma defasagem, empregou-se o teste de cointegração sem a constante dentro do vetor, devido a não significância. O resultado do teste traço (Tabela 9) indicou zero vetor de cointegração, isto é, a ausência de relações de longo prazo entre as variáveis.

entre as variáveis poder de compra ponderado pela produtividade (π'), quantidade consumida de fertilizantes (X_z^*) e preço dos fertilizantes (W_z). Logo, conforme os resultados apresentados nas Tabelas 5, 6 e 7, as três variáveis são não cointegradas nos grupos de fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássicos, respectivamente. Uma vez que não se observou cointegração entre as séries, a análise feita nas seções seguintes é válida apenas para o curto prazo.

Tabela 7 – Resultados do teste traço para definir o número de vetores cointegrados para o modelo do fertilizante nitrogenado

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos ¹		Resultado da significância
Nula	Alternativa		5%	1%	
$r = 0$	$r > 0$	29,68	31,52	37,22	Não rejeita H0***
$r \leq 1$	$r > 1$	12,01	17,95	23,52	Não rejeita H0***
$r \leq 2$	$r > 2$	0,32	8,18	11,65	Não rejeita H0***

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenum (1992). Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 8 – Resultados do teste traço para definir o número de vetores cointegrados para o modelo do fertilizante fosfatado

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos ¹		Resultado da significância
Nula	Alternativa		5%	1%	
$r = 0$	$r > 0$	26,73	31,52	37,22	Não rejeita H0***
$r \leq 1$	$r > 1$	9,69	17,95	23,52	Não rejeita H0***
$r \leq 2$	$r > 2$	1,35	8,18	11,65	Não rejeita H0***

Nota: r é o rank de cointegração; ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenum (1992). Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 9 – Resultados do teste traço para definir o número de vetores cointegrados para o modelo do fertilizante potássico

Hipótese		Estatística do teste	Valores críticos ¹		Resultado da significância
Nula	Alternativa		5%	1%	
$r = 0$	$r > 0$	25,89	31,52	37,22	Não rejeita H0***
$r \leq 1$	$r > 1$	9,02	17,95	23,52	Não rejeita H0***
$r \leq 2$	$r > 2$	1,28	8,18	11,65	Não rejeita H0***

Nota: r é o rank de cointegração, ¹ valores críticos obtidos em Osterwald-Lenum (1992). Fonte: Dados da pesquisa

Portanto, o modelo mais adequado para analisar as relações entre as três variáveis de interesse deste estudo foi o VAR Estrutural (SVAR). Como todas as séries apresentam a mesma ordem de integração (1), estimou-se o VAR Estrutural em nível. Para a estimação dos modelos deste utilizaram-se os *softwares* R e RATS, ambos em suas versões mais recentes. Os diagnósticos do modelo para os três grupos de fertilizantes mostraram-se satisfatórios, isto é, apresentam resíduo com distribuição normal e ausência de autocorrelação. Dadas essas especificações, foi possível analisar os resultados.

6.2 Matriz de relações contemporâneas e decomposição da variância do erro

6.2.1. Fertilizantes nitrogenados

Analisando os coeficientes das relações contemporâneas para o grupo de fertilizantes nitrogenados, foi possível observar uma relação positiva entre o poder de compra ponderado pela produtividade e a quantidade consumida desse fertilizante, conforme o esperado. Entretanto, o coeficiente do preço do fertilizante não foi estatisticamente significativo,

indicando ausência de qualquer relação contemporânea entre preço e quantidade consumida. Estes resultados estão reportados na Tabela 10.

Tabela 10 – Estimativa da matriz de relações contemporâneas

Influência		Coeficiente estimado	Nível de significância
Do	Sobre		
Poder de compra ponderado pela produtividade	Consumo de fertilizante nitrogenado	0,4649***	0,0065
Preço do fertilizante nitrogenado	Consumo de fertilizantes nitrogenado	0,0236	0,7780

Nota: ***denota significância de 1%. Fonte: Dados da pesquisa

Ao realizar a decomposição da variância do erro, verificou-se que o poder de compra possui o erro de previsão explicado em grande parte pela própria variância, embora sofra certo impacto da quantidade consumida de nitrogênio (cerca de 4%), e um impacto ainda menor do preço do fertilizante nitrogenado (aproximadamente 1,25%).

Por sua vez, o consumo de fertilizantes nitrogenados foi o mais endógeno, devido ao erro de previsão ser explicado, além da própria influência, pelo poder de compra (cerca de 20%) e pelo seu preço (cerca de 12%).

O preço do fertilizante mostrou-se o mais exógeno entre as três variáveis relacionadas aos fertilizantes nitrogenados. A explicação mais plausível é que o preço utilizado na análise foi o da importação, que é formado no mercado externo.

6.2.2. Fertilizantes fosfatados

O resultado da matriz de relações contemporâneas para o grupo de fertilizantes fosfatados, reportado na Tabela 11, indicou os sinais dos coeficientes de acordo com a teoria econômica. Nela, o coeficiente do poder de compra ponderado pela produtividade sobre a quantidade consumida do fertilizante fosfatado foi positivo e significativo ao nível de 1% de significância. Diferentemente do fertilizante nitrogenado, o coeficiente do preço do fertilizante sobre a quantidade de fertilizante fosfatado consumido foi negativo. Esse resultado foi como o esperado, embora estatisticamente não significativo.

Tabela 11 – Estimativa da matriz de relações contemporâneas

Influência		Coeficiente estimado	Nível de significância
Do	Sobre		
Poder de compra ponderado pela produtividade	Consumo de fertilizante fosfatado	0,5703***	0,0051
Preço do fertilizante fosfatado	Consumo de fertilizante fosfatado	-0,0467	0,5316

Nota: ***denota significância de 1%. Fonte: Dados da pesquisa

Considerando a decomposição da variância do erro para cada variável no grupo dos fertilizantes fosfatados, observou-se que o poder de compra possui o erro de previsão explicado, além dele mesmo, pelo preço do fertilizante (14%), e uma parcela ínfima é explicada pela quantidade consumida.

A quantidade consumida de fertilizantes fosfatados apresentou-se como a variável mais endógena dentre as três utilizadas, sendo que o poder de compra explica aproximadamente 21,8% de seu erro de previsão, e o preço do fertilizante fosfatado cerca de 3,5%. A variável preço do fertilizante fosfatado apresentou-se como a mais exógena entre as variáveis empregadas, assim como no caso dos fertilizantes nitrogenados.

6.2.3 Fertilizante potássico

A matriz de relações contemporâneas para o grupo de fertilizantes potássicos indicou os sinais dos coeficientes de acordo com a teoria econômica, assim como o modelo do fertilizante fosfatado. O coeficiente da influência do poder de compra ponderado pela produtividade sobre a quantidade consumida do fertilizante potássico foi positivo e significativo em nível de 1% de significância, e o coeficiente do preço do fertilizante sobre a quantidade de fertilizante consumido foi negativo, embora não seja significativo (Tabela 12).

Tabela 12 – Estimativa da matriz de relações contemporâneas

Influência		Coeficiente estimado	Nível de significância
De	Sobre		
Poder de compra ponderado pela produtividade	Consumo de fertilizante potássico	0,5889***	0,0019
Preço do fertilizante potássico	Consumo de fertilizante potássico	-0,1075	0,3164

Nota: ***denota significância de 1%. Fonte: Dados da pesquisa

Com relação aos resultados da decomposição da variância do erro de previsão, a variável poder de compra possui o erro de previsão explicado pelo preço do fertilizante potássico (em cerca de 4,5%) e pela quantidade consumida deste tipo de fertilizante (em cerca de 1,5%). Diferentemente dos resultados encontrados na decomposição da variância do erro para os fertilizantes nitrogenado e fosfatado, a variável mais exógena no caso dos fertilizantes potássicos é o poder de compra.

Em relação ao consumo de fertilizantes fosfatados, esta foi a variável mais endógena entre as utilizadas, assim como no caso de fertilizantes nitrogenados e fosfatados. A variância do erro de previsão desta variável é explicada pela variável poder de compra em aproximadamente 25%, e pelo preço do fertilizante fosfatado em cerca de 7,5%.

Já a variável preço do fertilizante potássico tem variância dos erros de previsão explicada pela variável poder da compra em cerca de 6,4%, e da quantidade consumida em cerca de 0,1%. A variável preço do fertilizante potássico não é a mais exógena entre as três variáveis analisadas, mas os valores encontrados na decomposição da variância do erro de previsão a aproximam mais de uma variável exógena que de uma variável endógena.

A ausência de significância na relação entre preço e quantidade consumida de fertilizantes observada nos resultados das matrizes de relações contemporâneas encontra ressonância com outros trabalhos. Nicoletta et al. (2005) observaram uma relação estatisticamente significativa, porém bastante inelástica entre preço e quantidade demanda de fertilizantes no Brasil entre 1970 e 2002. Ressalta-se, porém, que os autores consideraram todos os fertilizantes como uma categoria agregada. Mergos & Stoforos (1997) também encontraram uma baixa elasticidade-preço da demanda por fertilizantes na Grécia.

6.3 Resultados das elasticidades acumuladas e funções impulso-resposta: comparação entre os fertilizantes

Nesta seção analisaremos os resultados da estimação das funções impulso-resposta. As funções impulso-resposta nos permitem obter as respostas das variáveis analisadas no modelo a choques positivos não antecipados sobre elas próprias.

6.3.1 Resposta do consumo de fertilizantes a um choque de 10% no poder de compra

Ao se comparar os resultados das elasticidades acumuladas das quantidades consumidas dos três fertilizantes, verificou-se que nos três casos as variações são positivas e com poucas diferenças entre si. Este resultado pode ser explicado pela “lei do mínimo”, segundo a qual o desenvolvimento vegetal pode ser limitado ao nutriente que estiver em

maior déficit, havendo a necessidade de encontrá-lo em proporções semelhantes. Apesar da pouca diferença, encontrou-se uma ordenação dos valores em consonância com as especificações agronômicas. As elasticidades são reportadas na Tabela 13.

Como o nitrogênio é o nutriente mais exigido pela planta, um aumento na produtividade das lavouras requer um maior investimento neste nutriente, o que possivelmente explica um aumento maior na quantidade consumida deste tipo de fertilizante (de 6,46%) após um impulso de 10% no poder de compra. O fósforo é o segundo nutriente com maior elasticidade ao choque no poder de compra, com 5,84%, sendo este menos exigido pela planta do que o nitrogênio. No entanto, a alta fixação do fósforo nos solos ácidos no Centro-Oeste é uma explicação plausível para este resultado. Por fim, constata-se o consumo de fertilizante potássico com a menor elasticidade acumulada, com 4,87% após o aumento de 10% no poder de compra.

Este resultado alinha-se com Nicolella et al. (2005), que encontraram relação positiva entre quantidade consumida de fertilizantes e um índice de preços recebidos pelo produtor - IPR (que seria uma *proxy* para o poder de compra do produtor) no período que vai de 1970 a 2002. Desse modo, a relação positiva entre poder de compra dos produtores e consumo dos fertilizantes continua válida desde a década de 1970, quando se intensificaram os efeitos da revolução verde.

Tabela 13 – Elasticidades acumuladas das quantidades consumidas do específico fertilizante ao impulso de 10% no poder de compra ponderado pela produtividade

Período	Consumo de N (%)	Consumo de P ₂ O ₅ (%)	Consumo de K ₂ O (%)
1	4,649	5,703	5,889
2	6,405	5,997	5,171
3	6,442	5,745	4,675
4	6,458	5,878	4,933
5	6,472	5,828	4,874

Fonte: Dados da pesquisa.

6.3.2 Resposta do consumo de fertilizantes a um choque de 10% nos preços

A comparação das respostas dos consumos de fertilizantes ao impulso de 10% nos preços encontra-se na Tabela 14. Como o preço de importação dos fertilizantes foi utilizado como *proxy* do preço ao produtor agrícola, tem-se a explicação da maior variação negativa no fertilizante potássico, -2,1%, possivelmente, causado pelo potássio ser o elemento de maior dependência externa, cuja importação é mais de 90% do total utilizado. Logo, um choque no preço reduz mais o seu consumo.

Em seguida, tem-se o fertilizante nitrogenado, com -1,4%, e com a menor variação negativa encontra-se o consumo dos fertilizantes fosfatados. A explicação para este resultado deve-se provavelmente ao fato de o Brasil apresentar uma extração considerável da rocha fosfatada, com produção aproximada de 2,7% do total mundial de 2016 (Associação Nacional para Difusão Nacional de Adubos, 2017).

A relação negativa entre o preço dos fertilizantes e sua quantidade consumida está de acordo com o encontrado na literatura (Mergos & Stoforos, 1997; Nicolella et al., 2005; Profeta & Braga, 2011; Friedrich, 2012). Quanto à magnitude da resposta do consumo face à variação de preços, Nicolella et al. (2005) e Friedrich (2012) estimaram a elasticidade-preço da demanda por fertilizantes e encontraram uma pequena resposta do consumo de fertilizantes em relação a variações nos preços destes. Os autores argumentaram que tal resultado se deve ao aumento da produtividade agrícola no período em questão.

Tabela 14 – Elasticidades acumuladas das quantidades consumidas do específico fertilizante ao impulso de 10% nos respectivos preços

Período	Consumo de N (%)	Consumo de P ₂ O ₅ (%)	Consumo de K ₂ O (%)
1	0,236	-0,467	-1,075
2	-1,595	-1,126	-2,471
3	-1,321	-0,902	-2,070
4	-1,421	-0,960	-2,090
5	-1,401	-0,953	-2,112

Fonte: Dados da pesquisa

6.3.3. Resposta do poder de compra a um choque de 10% nas quantidades consumidas

Na comparação das respostas do poder de compra dado um impulso de 10% nas quantidades consumidas de fertilizantes, verificou-se aumento do poder de compra em todos os casos. As elasticidades acumuladas podem ser encontradas na Tabela 15.

A variação do poder de compra está relacionada à alteração na produtividade e/ou alteração do índice de paridade. Como houve o aumento dos nutrientes no solo, a justificativa mais consistente está relacionada à alteração da produtividade, uma vez que os estudos agrônômicos indicam que o incremento dos macronutrientes no solo são um dos fatores responsáveis pela elevação da produção (Lopes & Guilherme, 2000; Coelho, 2005; Brunelle et al., 2015). Ainda nesse sentido, Alves et al. (2005) creditam o processo de modernização e aumento de produtividade da agricultura brasileira nos últimos 50 anos ao crédito subsidiado para compra de fertilizantes e maquinário agrícola, além do investimento em pesquisa e em extensão rural.

Ademais, o modelo do fertilizante nitrogenado apresentou maior resposta do poder de compra e o fertilizante potássico a menor. Tais resultados estão de acordo com os obtidos quando se aplica um impulso no poder de compra, ou seja, o impulso contrário, evidenciando a reciprocidade positiva entre os choques e a manutenção da ordem ($N > P_2O_5 > K_2O$). O resultado está de acordo com a proporção requerida pela maioria das plantas e características do solo, mesmo que para o fertilizante potássico o poder de compra tenha sido a variável mais exógena.

Tabela 15 – Elasticidades acumuladas do poder de compra ao impulso de 10% nas quantidades consumidas de fertilizantes

Período	Poder de compra ponderado pela produtividade no modelo		
	N (%)	P ₂ O ₅ (%)	K ₂ O (%)
1	0,000	0,000	0,000
2	2,347	1,368	1,285
3	1,673	1,556	0,920
4	1,960	1,264	0,947
5	1,863	1,426	0,963

Fonte: Dados da pesquisa

6.3.4. Resposta do poder de compra a um choque de 10% nos preços

Na comparação das respostas do poder de compra dado um choque nos preços dos fertilizantes, observam-se variações negativas nas elasticidades, cuja fundamentação teórica reside na maximização do lucro. Os resultados são reportados na Tabela 16.

A magnitude da variação não foi a esperada: uma vez que se considerou o preço de importação, esperava-se que o choque no poder de compra dos fertilizantes potássicos fosse o de maior magnitude. Os fertilizantes fosfatados, porém, apresentaram a maior magnitude na resposta. Um dos motivos que pode ter contribuído para esse resultado é a maior influência do preço no poder de compra do fertilizante fosfato (14,75%), em comparação ao

fertilizante nitrogenado (1,25%) e potássico (4,46%). Outra razão pode estar relacionada ao fato de o poder de compra ter se comportado como uma variável exógena, não sendo influenciada por choques em outras variáveis.

O fertilizante nitrogenado apresentou a menor magnitude de resposta, o que pode ser atribuído à compensação do preço do fertilizante nitrogenado pelo aumento na produção, resultando, conseqüentemente, na baixa variação do poder de compra.

Tabela 16 – Elasticidades acumuladas do poder de compra ao impulso de 10% nos preços dos fertilizantes

Período	Poder de compra ponderado pela produtividade no modelo		
	N (%)	P ₂ O ₅ (%)	K ₂ O (%)
1	0,000	0,000	0,000
2	-0,553	-1,353	-1,171
3	-0,701	-0,660	-0,815
4	-0,621	-0,922	-0,851
5	-0,665	-0,849	-0,862

Fonte: Dados da pesquisa

Observa-se que a resposta do poder de compra é menor em magnitude do que a resposta da quantidade consumida a um mesmo aumento de preços. Este fato pode ser explicado pela alta dos preços dos fertilizantes, o que reduziu a sua utilização na agricultura, acarretando na diminuição da produtividade, de modo que haja menos produtos no mercado. Para controlar esse desequilíbrio de oferta, aumentam-se os preços dos produtos agrícolas, promovendo o maior índice de paridade para que compense a baixa produtividade. Assim, o poder de compra não tem grandes variações ao comparar com a quantidade consumida desse insumo.

Tendo em vista os resultados obtidos, é possível afirmar que uma política agrícola direcionada ao setor de fertilizantes deve levar em conta a importância dos fertilizantes nitrogenados, o que pode ser observado pelas suas altas respostas tanto em termos de quantidade consumida quanto em ganhos de poder de compra e produtividade por parte do produtor. Uma política para esse setor deve também levar em conta a alta exposição que os produtores agrícolas do centro-oeste brasileiro apresentaram em relação às variações no preço de fertilizantes potássicos. Como se pôde constatar, um aumento no preço deste tipo de fertilizante é responsável pela maior queda de consumo e do poder de compra ponderado pela produtividade entre todas os tipos de fertilizantes analisados.

Levando em consideração a estrutura de mercado do setor de fertilizantes brasileiro (Profeta & Braga, 2011; Bini et al., 2016), que tem características que o aproximam de um oligopólio, o incentivo à entrada de novas empresas no setor poderia ser benéfico. Uma maior competição poderia aumentar a oferta de fertilizantes disponíveis no mercado, sobretudo os potássicos, bem como poderia contribuir para a redução de preços no setor. Uma redução de preços, por sua vez, teria impactos positivos sobre o consumo de fertilizantes e a produtividade.

7. Conclusões

Este artigo teve como objetivo analisar as inter-relações entre o preço dos fertilizantes minerais, sua quantidade consumida e o poder de compra ponderado pela produtividade. Uma vez que as séries utilizadas não apresentaram cointegração, as inter-relações entre as variáveis em questão foram de curto prazo. A partir da especificação de um modelo VAR Estrutural, estimaram-se as relações contemporâneas entre as variáveis, e os resultados estão em conformidade tanto em relação às bases agrônômicas quanto econômicas.

Verificou-se a existência de uma relação positiva entre poder de compra ponderado pela produtividade e quantidade consumida de fertilizantes minerais. A relação negativa entre preço e quantidade consumida não foi estatisticamente significativa, o que vai na mesma

direção de muitos resultados já consolidados na literatura. Em relação às funções impulso-resposta, verificou-se que um choque positivo de 10% no poder de compra ponderado pela produtividade encontra maior resposta no consumo de fertilizantes nitrogenados. Da mesma forma, os fertilizantes nitrogenados proporcionam maior aumento do poder de compra ponderado pela produtividade face a um choque positivo de 10% na quantidade consumida. Esses resultados possivelmente derivam do fato de o nitrogênio ser o nutriente mais exigido pela planta durante seu período de crescimento.

Por outro lado, os fertilizantes potássicos foram os que apresentaram maior redução da quantidade consumida e do poder de compra ponderado pela produtividade quando o preço aumentou em 10%. A pouca disponibilidade dessas fontes minerais no Brasil, em especial do potássio, faz com que o Brasil fique em risco iminente a possíveis oscilações no mercado desse insumo, o que afetaria a produção agrícola interna. Estas oscilações de preço podem impedir a compra de fertilizantes e reduzir o poder de compra.

Nesse sentido, recomendam-se políticas agrícolas ou setoriais que atuem de modo a minimizar os impactos das variações bruscas e imprevistas do preço de importação de fertilizantes minerais, sobretudo no que diz respeito aos fertilizantes potássicos. Levando em conta também o caráter oligopolizado do setor de fertilizantes nacional, é importante fomentar a entrada de novas empresas que invistam e promovam pesquisas em tecnologia no setor, com fontes alternativas de nutrientes e outros mecanismos para preservar o abastecimento de fertilizantes minerais a fim de assegurar a produção agrícola interna.

Este artigo contribui com a literatura, principalmente no que tange à utilização de técnicas econométricas para melhor entender as inter-relações entre preço, quantidade consumida e poder de compra no mercado de fertilizantes. Um outro ponto é o tratamento da categoria fertilizantes de forma desagregada, ou seja, consideraram-se fertilizantes nitrogenados, fosfatados e potássicos separadamente. Os resultados são de particular interesse para agentes da cadeia de fertilizantes, que visam minimizar os choques sobre suas variáveis de interesse.

Como esse estudo contemplou somente a região do Centro-Oeste brasileiro, tem-se como sugestão para futuros estudos a análise da dinâmica entre o mercado agrícola e os fertilizantes minerais nas demais regiões, enfatizando as especificidades regionais, as diferenças das condições edafoclimáticas, da atividade agrícola e de recursos de infra e subestruturas das regiões.

Referências

- Alves, E., Contini, E., & Hainzelin, E. (2005). Transformações da agricultura brasileira e pesquisa agropecuária. *Cadernos de Ciência & Tecnologia*, 22(1), 37-51.
- Associação Nacional para Difusão Nacional de Adubos – ANDA. (2017). *Anuário estatístico do setor de fertilizantes*. São Paulo: ANDA.
- Banco Central do Brasil – BCB. (2017). *Inferências nacionais a partir dos indicadores regionais*. Recuperado em 1 de outubro de 2017, de <http://www.bcb.gov.br/pt-br>
- Bini, D., Souza, M., Canevar, M., & Ely, R. (2016). Transmissão de preços ao longo das cadeias produtivas no Brasil. *Revista de Economia*, 43(1), 1-20.
- Bureau of Labor Statistics – BLS. (2017). *Inflation & Prices*. Recuperado em 8 de maio de 2017, de <https://www.bls.gov/data/#prices>
- Brasil. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC. Secretaria de Comércio Exterior – SECEX. (2017). *ALICEWEB*. Recuperado em 28 de abril de 2017, de <http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br>
- Broch, D. L., & Ranno, S. K. (2008). Fertilidade do solo, adubação e nutrição da cultura da soja. In *Tecnologia de produção de soja e milho 2008/2009* (pp. 5-36). Maracajú, MS: Fundação MS.
- Brunelle, T., Dumas, P., Souty, F., Dorin, B., & Nadaud, F. (2015). Evaluating the impact of rising fertilizer prices on crop yields. *Agricultural Economics*, 46(5), 653-666.
- Camargo, M. S. (2012). A importância do uso de fertilizantes para o meio ambiente. *Pesquisa & Tecnologia*, 9(2). Recuperado em 4 de setembro de 2017, de www.apta regional.sp.gov.br
- Carman, H. F. (1979). The demand for nitrogen, phosphorous and potash fertilizer nutrients in the Western United States. *Western Journal of Agricultural Economics*, 4, 23-31.

- Castro, N. R. (2014). *O impacto de variáveis climáticas sobre o valor da produção agrícola – análise para alguns estados brasileiros* (Dissertação de mestrado). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Cicantos, J. S., & Larson, D. W. (1974). A demanda para fertilizantes em um país em desenvolvimento: o caso de São Paulo, Brasil, 1948-71. *Revista de Administração Empresarial*, 14(5), 46-53.
- Coelho, A. M. (2005). Agricultura de Precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e culturas. *Agricultura*, 1518(4277), 46.
- Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB. (2017). *Acompanhamento da safra brasileira: Grãos Safra 2016/17* (Vol. 4, No. 12). Brasília.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dickey, D. A., & Pantula, S. G. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, Washington, 5(4), 455-461.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series* (3rd ed.). Danvers: Wiley.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations – FAO. (2017). *The statistic division: FAOSTAT*. Recuperado em 24 de março de 2017, de <http://www.fao.org/faostat/>
- Friedrich, M. (2012). *Uma análise da demanda por fertilizantes no Brasil no período de 1970 a 2010* (Dissertação de mestrado). Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- Fundação Getulio Vargas – FGV. Instituto Brasileiro de Economia – IBRE. (2017). *FGVdados*. Recuperado em 3 de abril de 2017, de <http://portalibre.fgv.br/>
- Gnutzmann, H., & Spiewanowski, P. (2014). Did the fertilizer cartel cause the food crisis? Demographischer Wandel. *International Trade and Development*, 19(19), 1-4.
- Griliches, Z. (1958). The demand for fertilizer: an economic interpretation of a technical change. *Journal of Farm Economics*, 40(3), 591-606.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. SIDRA. (2017). *Produtividade agrícola municipal*. Recuperado em 5 de maio de 2017, de <https://sidra.ibge.gov.br/>
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA. (2017). *Índice geral de preços: disponibilidade interna*. Recuperado em 7 de maio de 2017, de <http://www.ipeadata.gov.br/>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, North-Holland, 12, 231-254.
- Lopes, A. S., & Guilherme, L. R. G. (2000). *Uso eficiente de fertilizantes e corretivos agrícolas: aspectos agrônômicos* (3. ed.). São Paulo: ANDA.
- Mackinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, (11), 601-618.
- Mahmood, M. A. A. (1995). Fertilizer demand in Bangladesh. *Bangladesh Journal of Agricultural Economics*, 18(2).
- Malingreau, J. P., Eva, H., & Maggio, A. (2012). *NPK: will there be enough plant nutrients to feed a world of 9 billion in 2050?* (Foresight and Horizon Scanning Series, JRC70936). Joint Research Centre of the European Commission.
- Mergos, G. J., & Stoforos, C. E. (1997). Fertilizer demand in Greece. *Agricultural Economics*, 16(3), 227-235.
- Nicolella, A. C., Dragone, D. S., & Bacha, C. J. C. (2005). Determinantes da demanda de fertilizantes no Brasil no período de 1970 a 2002. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 43(1), 81-100.
- Ogasawara, E., Kulaif, Y., & Fernandes, F. R. C. (2010). A Indústria brasileira de fertilizantes (cadeia NPK, enxofre, rocha fosfática e potássio): projeções de 2010 a 2030. In F. R. C. Fernandes, A. B. Luz & Z. C. Castilhos (Eds.), *Agrominerais para o Brasil* (pp. 145-168). Rio de Janeiro: Centro de Tecnologia Mineral.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3), 461-472.
- Ott, H. (2012). *Fertilizer markets and their interplay with commodity and food prices* (36 p.). Brussels: European Commission Join Research Centre.
- Pescarin, R. M. C. (1974). *Relações estruturais da demanda de fertilizantes no Estado de São Paulo* (Dissertação de mestrado). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

- Profeta, G. A., & Braga, M. J. (2011). Poder de mercado na indústria brasileira de fertilizantes NPK (04-14-08), no período de 1993-2006. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 49(4), 837-856.
- Sims, C. A. (1996). Macroeconomics and methodology. *The Journal of Economic Perspectives*, 10(1), 105-120.
- Spolador, H. F. S. (2006). *Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda na agricultura brasileira* (Tese de doutorado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Tenkorang, F., & Lowenberg-Deboer, J. (2009). Forecasting long-term global fertilizer demand. *Nutrient Cycling in Agroecosystems*, 83(3), 233.
- Vieira Filho, J. E. R., & Fishlow, A. (2017). *Agricultura e indústria no Brasil*. Brasília: Instituto de Pesquisa Economia Aplicada.
- World Bank. (2017). *World Development Indicators*. Recuperado em 8 de Agosto de 2017, de <http://databank.worldbank.org/data/>

Submetido: 22/Fev./2019.

Aceito: 16/Fev./2020

Classificação JEL: Q11, Q13, Q18