

Causalidade entre crédito, preços e produção agrícola¹

Angélica Pott de Medeiros²
Reisoli Bender Filho³
Daniel Arruda Coronel⁴

Resumo – A relação entre os preços das commodities e as variáveis macroeconômicas tem sido objeto de muitos estudos, mas não se verificaram estudos que relacionem os preços das commodities, o crédito rural e a produção agrícola. Neste sentido, o objetivo central deste estudo foi investigar a relação de precedência entre o crédito rural, o preço das commodities e a produção de soja e milho no período 2006–2014, proposta discutida a partir da aplicação do teste de não causalidade proposto por Toda e Yamamoto. Os resultados indicaram uma relação consistente e unidirecional do índice de preços para a concessão de crédito, relação que permite concluir que o comportamento do índice de preços influenciou o montante de crédito no período analisado, constituindo assim também um importante balizador para as políticas agrícolas creditícias. Além disso, o trabalho encontrou evidências de precedência temporal do crédito à produção de soja e do índice de preços à produção de soja.

Palavras-chave: crédito rural, milho, preços das commodities, soja, Toda e Yamamoto.

Causality between credit, prices and agricultural production

Abstract – The relationship between commodity prices and macroeconomic variables has been the subject of many studies, but there was no studies linking commodity prices, rural credit and agricultural production. In this sense, the main objective was to investigate the precedence relation between rural credit, commodity prices and the production of soybeans and corn in the period 2006-2014. Proposal discussed from the application of the non-causality test proposed by Toda and Yamamoto. The results indicated a consistent and unidirectional relationship of the price index for the granting of credit relationship that allows us to conclude that the price index of behavior influenced the amount of credit in the period analyzed, thereby constituting an important basis for the agricultural lending policies. In addition, it was found evidence of temporal precedence in the credit to the production of soybeans and soybean producer prices index.

Keywords: rural credit, corn, commodity prices, soybean, Toda and Yamamoto.

Introdução

O Brasil possui vantagens geográficas e recursos naturais que permitem ao País usá-los

como base de seu desenvolvimento econômico e se tornar um dos líderes mundiais nos setores agrícola, mineral, de transporte, energia e meio

¹ Original recebido em 10/3/2017 e aprovado em 12/9/2017.

² Doutoranda em Administração, mestre em Administração. E-mail: apm_angelica@yahoo.com.br

³ Doutor em Economia Aplicada, professor da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: reisolibender@yahoo.com.br

⁴ Doutor em Economia Aplicada, professor da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

ambiente. Porém, essas vantagens não garantem que a potencialidade seja efetivada, pois, para isso, é necessária a criação de vantagens competitivas na produção, na comercialização e na logística de transportes, além de um mercado de derivativos eficiente e abrangente (MARQUES et al., 2006).

Esses aspectos têm ganhado espaço, sobretudo nos últimos anos, pelo crescimento acentuado da comercialização dos produtos agrícolas, tanto interna quanto externamente. O País é um dos líderes mundiais na produção e exportação de diversos produtos agropecuários, caso do café, do açúcar, do etanol e do suco de laranja, dos quais é o maior produtor e exportador e também lidera o ranking das vendas externas do complexo de soja (grão, farelo e óleo) (BRASIL, 2015). O Brasil é também o principal produtor e segundo maior exportador de carne bovina in natura (BUHSE et al., 2014) e o terceiro maior produtor de milho (REGO; DE PAULA, 2012).

Esses produtos, antes de serem exportados, são comercializados em quatro tipos de mercado: o mercado físico, o mercado a termo, o mercado futuro e o mercado de opções. Porém, o ainda pequeno volume de commodities⁵ agropecuárias comercializadas na bolsa decorre do desconhecimento do uso de derivativos no agronegócio, de intervenções governamentais recentes, da descapitalização dos produtores rurais e do desconhecimento dos custos de produção. Dessa forma, diversos agentes têm buscado a reorganização das cadeias produtivas agropecuárias com o objetivo de qualificar a gestão do agronegócio para alcançar melhores resultados dentro de um mercado extremamente competitivo (MARQUES et al., 2006).

As negociações no mercado a termo, no âmbito regional, têm assumido compromisso com a entrega da produção para as cooperativas e cerealistas, tendo em vista que os contratos transacionados na bolsa exigem dos produtores conhecimento aprofundado e acompanhamento

contínuo do mercado (TURA; AHLERT, 2010). Além disso, a produção é sazonal, e a exploração dessa atividade depende de clima, solos, tradições e outros fatores (MARQUES et al., 2006).

Considerando essas dificuldades em termos de comercialização, o crédito rural surge como uma medida de apoio não somente ao custeio e ao investimento mas também à comercialização desses produtos, principalmente com a intenção de estimular os produtores a investir na atividade, disponibilizar o custeio à produção e à comercialização, incentivar a utilização de sistemas que aumentem a produtividade, além da gerar emprego e renda (ORBOLATO et al., 2015). Ainda, a prática de estímulos creditícios e de preços resulta em um aumento substancial da produção, conforme discutido por Rask et al. (1974).

Levando em consideração que o crédito atua como incentivo para aumentar a produção e a produtividade e que o mesmo acontece com os preços das commodities, este estudo busca verificar o relacionamento entre as operações de crédito rural, os preços das commodities e a produção agrícola, especificamente de soja e de milho, no período de 2006 a 2014. Essas commodities, conforme o levantamento da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab) (ACOMPANHAMENTO DA SAFRA BRASILEIRA [DE] GRÃOS, 2015), em relação a culturas como feijão, algodão, soja, milho e arroz, foram responsáveis por aproximadamente 86% do montante do crédito rural concedido em 2015. Além disso, elas são as culturas agrícolas mais produzidas atualmente no Brasil (LEVANTAMENTO SISTEMÁTICO DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA, 2015) e são derivativos agropecuários, comercializados no mercado futuro pela Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBovespa).

O estudo avança na discussão ao propor a utilização de variáveis como preço das commodities, crédito rural e produção de soja e de milho para avaliar a forma de relacionamento entre a

⁵ Commodities são bens cuja produção vincula-se aos recursos naturais (solo, água, luz solar e temperatura); englobam produtos agropecuários, da pesca, florestais, minerais e metais. Possuem padrões aceitos mundialmente (BARROS, 2014).

concessão do crédito, a produção e a formação dos preços, complementar aos trabalhos encontrados na literatura que analisam os impactos do preço das commodities em variáveis macroeconômicas, como inflação, produção industrial e taxa de juros (AWOKUSE; YANG, 2003; BHAR; HAMORI, 2008; CHEUNG, 2009; CINER, 2011; GOSPODINOV; NG, 2013; HASSAN; SALIM, 2011), mas também o câmbio e a taxa Selic, no caso do Brasil (BOASSI et al., 2013; MELO, 2010; SOARES et al., 2015; VERÍSSIMO et al., 2012).

O mercado agrícola e a evolução do crédito rural

De acordo com a teoria econômica, determinado produto ou mercado, dependendo de suas características, relaciona-se a uma ou outra estrutura de mercado. A produção rural, por apresentar características de elevada concorrência, faz com que os agentes não tenham capacidade de definir os preços de seus produtos, que são determinados pelo mercado; por sua vez, quando os compradores possuem alguma condição de determiná-los, o mercado tende a apresentar certo grau de imperfeição (MESQUITA et al., 2000).

A formação de preços nos mercados agrícolas geralmente segue as leis dos demais mercados de bens e serviços, mas possui peculiaridades. Para garantir melhores preços, investem-se na diferenciação e qualidade do produto; os produtos exigem processamento antes da venda; possuem tempo de comercialização curto, tendo em vista a sua perecibilidade; a produção é sazonal, o que exige que os produtos sejam armazenados durante algum tempo, para assegurar o abastecimento na entressafra; a exploração dessa atividade depende do clima e do solo, entre outros fatores; possui difícil ajustamento à demanda, tendo em vista que o planejamento do cultivo é feito com meses de antecedência, sujeito a modificações de mercado; as empresas do setor agropecuário são altamente concorrenciais, mas enfrentam concorrência com estruturas oligopolistas ou até

monopolistas na negociação (MARQUES et al., 2006).

Entretanto, a partir dos choques de oferta e demanda, o setor agrícola possui grande sensibilidade, pois alterações de oferta podem ser geradas a partir de fatores de ordem climática, como geada, chuvas e pragas, tendo impactos no nível dos preços praticados; em relação à demanda, alterações das políticas econômica, a exemplo de mudanças nas alíquotas de importações, monetária e cambial exercem diferentes impactos (MARGARIDO; BARROS, 2000).

Dessa forma, os mercados futuros e de opções agropecuárias são mecanismos de fixação de preços que atendem às necessidades dos produtores de grãos, principalmente na redução do risco da oscilação adversa de preços das commodities agrícolas. As constantes flutuações de preços dessa atividade ocorrem principalmente por causa da sazonalidade da produção e das variáveis climáticas que afetam diretamente a oferta e a demanda, como também das recentes crises financeiras globais que afetaram os preços das commodities agrícolas no mercado internacional (TURA; AHLERT, 2010).

Sousa et al. (2010) destacam que o preço recebido pelos produtores é função dos preços praticados na bolsa, do comportamento da taxa de câmbio e do prêmio de exportação; assim, a apreciação do real diante do dólar tem sido prejudicial sobre a renda dos produtores nacionais, podendo comprometer a rentabilidade da atividade.

Comparado com setores industriais, os produtores de commodities utilizam a tecnologia como ferramenta para reduzir seus custos de produção, para competir com a forte concorrência causada pela ausência de diferenciação (FURQUIM, 2012). Corroborando, Baffes (2005) enfatiza que, ao longo dos últimos anos, a implementação de tecnologias vem ocasionando reduções dos custos de produção das commodities primárias.

Com o interesse de impulsionar a agricultura, com a adoção de técnicas consideradas mo-

dernas diante dos métodos usuais, um aparato de políticas públicas vem incentivando, de diversas formas e magnitudes, a adoção das tecnologias agrícolas. Nesse sentido, o crédito amplamente liberado favoreceu aos agricultores patronais aderirem a esses instrumentos, o que possibilitou um avanço em termos de produção. Esse processo ficou conhecido como modernização da agricultura e condicionou a melhoria dos meios de produção, induzidos pela intervenção do governo na produção (REDIN; FIALHO, 2010).

Buainain e Souza Filho (2001) justificam que a intervenção do Estado com a implementação de políticas de crédito buscou prover capital aos agricultores com condições e prazos adequados às suas especificidades, na forma de capital de giro (custeio), de recursos para a comercialização da safra ou para realizar investimentos.

Atualmente, existem diversos programas de crédito rural que fazem parte do Sistema Nacional de Crédito Rural: Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), Programa Nacional de Apoio ao Médio Produtor Rural (Pronamp), Programa de Incentivo à Irrigação e à Armazenagem (Moderinfra), Programa de Modernização da Frota de Tratores Agrícolas, Implementos Associados

e Colheitadeiras (Moderfrota), Programa de Modernização da Agricultura e Conservação de Recursos Naturais (Moderagro), Programa de Desenvolvimento Cooperativo para Agregação de Valor à Produção Agropecuária (Prodecoop), entre outros. Esses programas, em 2014, totalizaram cerca de R\$ 166,2 bilhões (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2015).

O comportamento crescente da concessão de crédito rural também é observado para a produção agrícola, como no caso da soja e do milho, principalmente a partir de 1994. Essa evolução mostra que, em alguma medida, o crédito e a produção agrícola tendem a estar relacionados (Figura 1).

De 1981 a 2012, a produção de soja e de milho cresceu de forma constante. Diferentemente, o crédito rural na década de 1980 apresentou oscilações contínuas, com queda expressiva a partir de 1987, que se estendeu até 1991. Esse período de oscilações na concessão de crédito foi resultado tanto das crises econômicas quanto das comerciais decorrentes da recessão externa, da queda de cotações das commodities, do fraco crescimento da demanda externa e da desestabilização da economia brasileira, por

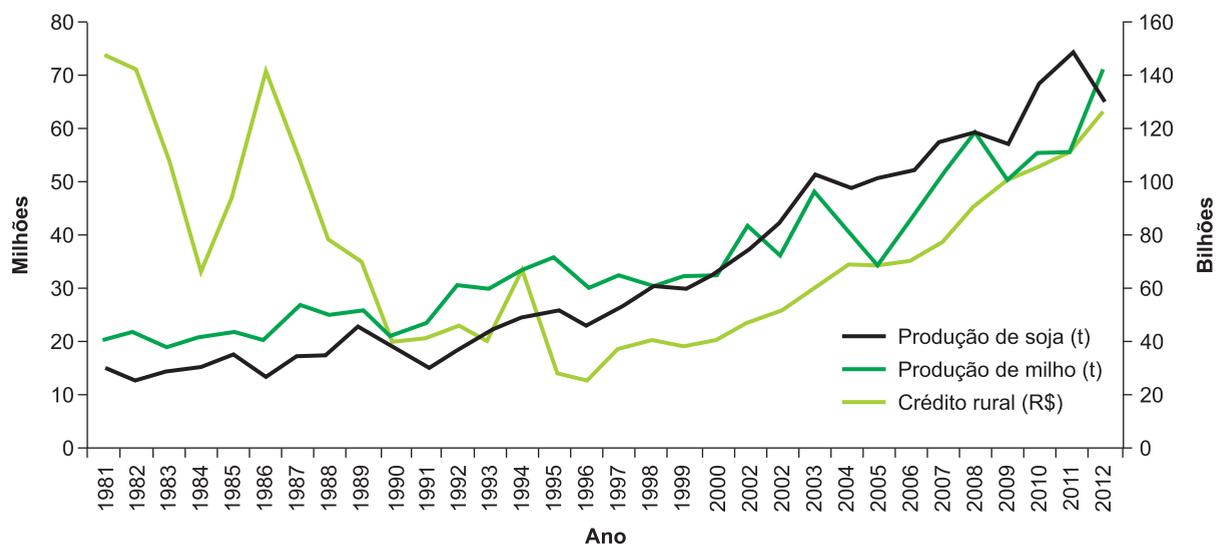


Figura 1. Evolução do crédito rural e da produção de soja e milho em 1981–2012.

Fonte: elaborada com dados de dados do Banco Central do Brasil (2015).

causa da sistemática elevação da inflação na década de 1980 (VICENTE, 2002).

A reversão desse cenário ocorreu ao longo da década de 1990, quando, de 1993 a 1994, o crescimento do volume do crédito rural concedido foi de aproximadamente 63%, seguido por redução equivalente no ano seguinte, decorrente da implantação do Plano Real, acompanhado pela crise mexicana de 1994, que fez com que o Banco Central aumentasse as taxas de juros. Como medida, foram criados programas para a reestruturação do sistema financeiro (CINTRA, 2006).

Depois dessas medidas, a concessão de crédito rural se fortaleceu com a criação de programas de crédito rural voltados para a modernização de frotas agrícolas, financiamento da produção e de bens ligados à produção agrícola (BNDES, 2012). A partir disso, além da redução das diferenças regionais, que influenciaram a eficiência da produção, houve a expansão da fronteira agrícola, conforme discutem Figueiredo e Castro (2007).

Com o crescimento do setor agrícola, o Brasil passou a se destacar na produção de commodities e, desde 1986, pertence ao Grupo de Cairns, composto por países que possuem considerável importância na produção e comercialização desses itens. O grupo detém aproximadamente 25% do comércio mundial, mas não possui poder de determinação dos preços, quando comparados com os grandes produtores, como os Estados Unidos e a União Europeia (BELLO, 2002).

Todavia, a formação de preços das commodities depende da cotação e também dos descontos ou acréscimos, do prêmio de exportação, dos custos de movimentação do produto até o porto (infraestrutura e logística) e dos custos de intermediação dos agentes envolvidos no processo, conforme discute Machado (2010). Além disso, há a questão cambial, dado que os produtos são comercializados internacionalmente.

Evidências empíricas

Os estudos relacionados ao preço das commodities se concentram nas variáveis macroeconômicas, como câmbio (MELO, 2010; VERÍSSIMO et al., 2012), inflação (MELO, 2010; SOARES et al., 2015) e taxa de juros (BOASSI et al., 2013; SOARES et al., 2015). Além desses estudos voltados às relações domésticas, trabalhos internacionais apontam que os preços das commodities são bons indicadores antecedentes para a inflação, a produção industrial e a taxa de juros (AWOKUSE; YANG, 2003; BHAR; HAMORI, 2008; CHEUNG, 2009; CINER, 2011; GOSPODINOV; NG, 2013; HASSAN; SALIM, 2011), estes podendo ser usados como variável informacional para a política monetária.

Conforme a Tabela 1, os estudos verificaram que parte da taxa de câmbio pode ser explicada pelo preço das commodities (MELO, 2010; VERÍSSIMO et al., 2012) e que há associação desses preços com a inflação doméstica (SOARES et al., 2015), além de que o monitoramento dos preços das commodities pode apoiar a tomada de decisão na política monetária (BOASSI et al., 2013).

Souza (2014) esclarece que a utilização do preço das commodities ocorre pelo fato de que esses produtos são negociados em mercados de leilões contínuos e, conseqüentemente, seus preços fornecem informações sobre o estado da atividade econômica. O aumento dos preços das commodities indica que a economia real possui rápido crescimento, de modo que a inflação poderá acelerar. A partir dessas condições, como resposta ao aumento dos preços, a política monetária seria mais restritiva e preventiva à aceleração da inflação (CODY; MILLS, 1991).

Metodologia

Modelo teórico

O conceito de causalidade foi desenvolvido por Granger (1969), sendo utilizado para verificar a existência de uma relação de causa defasada entre duas ou mais variáveis. Baseia-

Tabela 1. Estudos anteriores.

| Estudo | Método | Variáveis | Resultados |
|-------------------------|--|--|--|
| Melo (2010) | VAR | Preços das commodities; Taxa de câmbio; Índice de preços ao Consumidor Amplo; Taxa de juros; Utilização da capacidade instalada na indústria. | Aumento da influência dos preços internacionais das <i>commodities</i> sobre o câmbio, que contribuiu para a redução do impacto inflacionário proveniente de choques nesses preços. A parcela das variações da taxa de câmbio explicada pelos preços das <i>commodities</i> passou da casa dos 9%, no primeiro período, para algo próximo de 50% no segundo período. No que se refere ao impacto inflacionário de um choque nos preços das <i>commodities</i> , os sinais das respostas ao impulso estão de acordo com o esperado. |
| Soares et al. (2015) | Causalidade de Granger, Toda e Yamamoto, VAR | PIB; Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo; SELIC; Índice da taxa de câmbio efetiva; Índice de Commodities Brasil Agropecuária | As evidências encontradas neste trabalho apontam para uma possível associação entre preços de commodities e a inflação doméstica: estimou-se um repasse de 2,07% do índice de commodities em reais, para preços de alimentos no IPCA, isto é, refletindo que não é um repasse integral. Os preços internacionais de commodities ICAGR e a atividade econômica PIB têm efeito positivo sobre o preço do grupo “alimentação e bebidas” do índice de preços ao consumidor IPCAF com um período de defasagem. |
| Veríssimo et al. (2012) | VEC | Logaritmo natural das variáveis: taxa de câmbio nominal brasileira; taxa de câmbio real efetiva brasileira; índice de preços de commodities geral; índice de preços de alimentos; índice de preços de matérias-primas; índice de preços de minerais; índice de preços de commodities energéticas; gastos em consumo do governo; termos de troca medido pela razão entre preços das exportações e preços das importações brasileiras. Diferencial da taxa de juros nominal interna (Over-Selic) e externa (<i>Federal Funds</i>) – em %; Diferencial da taxa de juros real interna (Over-Selic) e externa (<i>Federal Funds</i>) – em %. Logaritmo natural do diferencial da taxa de crescimento da oferta de moeda interna (M2-Brasil) e externa (M2-EUA). Diferencial do logaritmo natural do produto nominal per capita interno (Brasil) e externo (EUA). Diferencial do logaritmo natural do produto real per capita interno (Brasil) e externo (EUA). Saldo da conta corrente/PIB – em %. | Os resultados das estimações sugerem uma importância da análise dos efeitos dos preços de commodities desagregados sobre a taxa de câmbio brasileira no período pós-Real, uma vez que o indicador geral de preços das commodities tem dificuldade em sinalizar evidências de doença holandesa para o Brasil. Porém, quando tomados os preços de alimentos, matérias-primas, e, em menor grau, minerais, os resultados indicaram que tais variáveis parecem contribuir para uma apreciação cambial no período mais recente. |

Continua...

Tabela 1. Continuação.

| Estudo | Método | Variáveis | Resultados |
|----------------------|--|---|---|
| Boassi et al. (2013) | VAR, VEC, Filtro Hodrick-Prescott (HP) | Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo IBGE; IPA Índice de Preços por Atacado – IPA origem produtos industriais; Índice Geral de Preços das Commodities (grãos, oleaginosas e frutas; matérias-primas; alumínio; petróleo e derivados); Índice em dólar transformado em moeda doméstica pela taxa de câmbio (comercial) média do mês; Índice Geral de Preços das Commodities (grãos, oleaginosas e frutas; matérias-primas; alumínio; petróleo e derivados); Taxa de juros Selic, acumulada no mês (em taxa ao mês); Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - compra – média. | É analisada a possibilidade de utilização do Índice de Preços das Commodities (CPI) para prever o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e como variável exógena para a política monetária. Os resultados confirmam a hipótese de ultrapassagem dos preços das commodities em relação ao equilíbrio de longo prazo e à adequação do uso dos desvios do CPI para previsão do IPCA. O monitoramento dos preços das commodities pode apoiar a tomada de decisão na política monetária. O CPI é variável exógena e não influenciado pela política monetária. |

-se em que uma variável Z causa, no sentido de Granger, uma variável Y , se a previsão obtida no valor corrente de Y puder ser melhorada levando em consideração as informações defasadas de Z . Uma das premissas é que as séries sejam estacionárias, o que limita a aplicação do teste (GÜTTLER, 2006). Formalmente, o modelo de causalidade é formado pelas expressões

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^z \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{1j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{1j} X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

e

$$X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^z \beta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{2j} X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

A partir dessa limitação, Toda e Yamamoto (1995) sugeriram uma metodologia para verificar se existe causalidade entre séries em nível, mesmo em séries não estacionárias, a partir de um modelo VAR em nível, complementado pelo teste de Wald padrão. Para isso, devem ser determinadas a ordem de integração e a defasagem máxima das séries. Especificamente, a aplicação do teste de Toda e Yamamoto envolve as seguintes etapas:

- 1) Definir o número ótimo de defasagens (z) e a ordem máxima de integração do sistema (e).
- 2) Estimar um VAR em níveis com um total de ($z + e$) defasagens.
- 3) Aplicar o teste de Wald nos primeiros z parâmetros defasados.

Assim, primeiramente verifica-se a presença, ou não, de raiz unitária na série, definindo a ordem de integração, para qual se utiliza o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), desenvolvido por Dickey e Fuller (1981):

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma T_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que β é o intercepto; δT é a tendência; e Δ é o operador diferença. As hipóteses testadas são: $H_0: \beta = 0$, existência de raiz unitária, a série é não estacionária; $H_1: \beta < 0$, a série é estacionária e, portanto, não possui raiz unitária.

Em seguida, é estimado o VAR e são realizados os testes para determinar o tamanho da *lag* e assim o total de defasagens utilizadas ($z + e$). O comprimento do *lag* (ordem de defasagem) pode ser obtido por meio de medidas de final prediction error (FPE), Akaike information criterion (AIC), Schwarz information criterion (SC) e Hannan-Quinn information criterion (HQ) (BUENO, 2008).

Depois de definir as defasagens, aplica-se um teste de restrições de Wald nos z primeiros coeficientes para testar a hipótese de não causalidade. O resultado mostrará se há causalidade unidirecional de X para Y se a hipótese $H_0: \gamma_{1i} = 0$ for rejeitada e a hipótese $H_1: \beta_{2i} = 0$ não for rejeitada. Da mesma forma que haverá causalidade unidirecional de Y para X se a hipótese $H_0: \beta_{2i} = 0$ for rejeitada e a hipótese $H_0: \gamma_{1i} = 0$ não for rejeitada.

Modelo empírico, dados e variáveis

Para o desenvolvimento do modelo empírico, fez-se uso das variáveis preço das commodities; crédito rural concedido; produção agrícola de soja e produção agrícola de milho (Tabela 2).

Especificamente, o modelo de causalidade pressupõe o relacionamento aos pares, conforme as equações 1 e 2, definindo um modelo bivariado. Além disso, a proposta de Toda e Yamamoto (1995) possibilita análises de modelos com mais de duas variáveis, caso do trivariado e do multivariado, extensões que foram estimadas no estudo, visto que a omissão de variáveis importantes pode subestimar ou superestimar as relações de causalidade entre as variáveis estudadas (AKBAR; NAQVI, 2003). Sintetizando, estimaram-se os modelos bivariado, trivariado e multivariado.

Partindo do modelo bivariado, que definiu a relação entre as variáveis crédito e índice de preços (equação 4), adicionou-se a variável produção de soja, definindo o modelo trivariado

(equação 5) e a variável produção de milho, modelo multivariado:

$$C_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^z \beta_{1i} C_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{1j} C_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{1i} I_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{1j} I_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

e

$$I_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^z \beta_{2i} C_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{2j} C_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{2i} I_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{2j} I_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

$$C_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^z \beta_{1i} C_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{1j} C_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{1i} I_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{1j} I_{t-j} + \sum_{i=1}^z \delta_{1i} S_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \delta_{1j} S_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$I_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^z \beta_{2i} C_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{2j} C_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{2i} I_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{2j} I_{t-j} + \sum_{i=1}^z \delta_{2i} S_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \delta_{2j} S_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

$$S_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^z \beta_{3i} C_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{3j} C_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{3i} I_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{3j} I_{t-j} + \sum_{i=1}^z \delta_{3i} S_{t-1} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \delta_{3j} S_{t-j} + \varepsilon_{3t}$$

em que C é o crédito rural; I é o índice de commodities; S é a produção de Soja; α é uma constante; ε é um termo de erro; o subscrito t refere-se ao período e i denota a defasagem ou

Tabela 2. Descrição das variáveis.

| Série utilizada | Descrição | Variável | Fonte | Unidade | Periodicidade |
|-----------------------|---|----------|----------------|-------------------|---------------|
| Preço das commodities | Índice de commodities Brasil – agropecuária | I_t | Depec (BCB) | Índice 2005 = 100 | Mensal |
| Produção soja | Produção agrícola de soja | S_t | Conab | 1.000 toneladas | Mensal |
| Produção milho | Produção agrícola de milho | M_t | Conab | 1.000 toneladas | Mensal |
| Crédito | Crédito rural concedido | C_t | Ipeadata (BCB) | R\$ milhões | Mensal |

lag ($i = 1, \dots, k$). O modelo multivariado é uma variante da equação 5 – apenas se adicionou a variável produção de milho (M).

As séries referentes à produção agrícola foram coletadas por meio de levantamentos de safra disponibilizados pela Conab. O trabalho contou também com os dados do volume de crédito rural concedido e o Índice de Commodities - Brasil Agropecuária, disponível no Banco Central do Brasil. O conjunto das séries compreende o período com frequência mensal, de 2006 a 2014, tendo em vista que as estimativas anteriores a junho de 2006 não foram encontradas. Com relação ao volume de crédito rural, eliminou-se o efeito da inflação por meio do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), tendo como base novembro de 2015.

Análise e discussão dos resultados

Os produtos agrícolas possuem comportamentos sazonais (ou estacional), normalmente relacionados aos períodos de safra e entressafra, dependendo da variedade plantada e da região em que são explorados (SATO et al., 2005). Considerando essa característica, inicialmente foi realizado o ajuste sazonal nas séries por meio do método Census X12⁶. Depois, procedeu-se à identificação do comportamento estatístico das séries com base no teste ADF, em nível e em diferença (Tabela 3). Além disso, foram analisa-

das as séries com constante e na presença de constante e tendência.

O teste ADF confirma, com um nível de significância de 1%, que não são rejeitadas as hipóteses nulas de estacionariedade em nenhuma das séries, de forma que elas possuem raiz unitária em nível. A exceção foi o índice de commodities, estacionária em nível quando analisada com a constante e a tendência, com significância de 5%. No entanto, quando estimadas em diferença, as séries foram estacionárias considerando o nível de significância de 1%, resultado que indica que a ordem de integração das séries é 1 ($I(1)$); então, $\varepsilon = 1$.

Em seguida, definiu-se o número ótimo de defasagens (z), para o qual se obteve o comprimento de 1 *lag*, conforme indicado pelos quatro critérios utilizados (Tabela 4). Com isso, $z = 1$. A partir de ambas as definições, o total de defasagens utilizadas ($z + e$) foi 2, definindo um VAR(2).

Definidas as condições, a estimação do VAR(2) seguiu-se com a aplicação do teste de Wald para verificar as hipóteses nulas de não causalidade de Toda e Yamamoto (1995), sendo as restrições aplicadas nos parâmetros das variáveis defasadas em um período. Ressalta-se que foram estimadas três especificações: modelos bivariado, trivariado e multivariado, respectivamente. Para tanto, primeiramente são apresentados os resultados do modelo multivariado (Tabela 5).

Tabela 3. Resultados do teste ADF.

| Variável | Nível | | Primeira diferença | |
|--------------------|-----------|-------------|--------------------|--------------|
| | τ_t | τ_μ | τ_t | τ_μ |
| Crédito | 3,762362 | 0,952793 | -7,698645*** | -8,454644*** |
| Índice Commodities | -0,719654 | -3,540898** | -7,584479*** | -7,593625*** |
| Produção de milho | -0,348557 | -1,156818 | -9,438379*** | -9,393140*** |
| Produção de soja | 0,125342 | -2,038030 | -9,550949*** | -9,579726*** |

τ_t análise realizada apenas com constante; τ_μ análise realizada levando em consideração constante e tendência da série.

***, ** e * indicam a significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

⁶ Ver United States Census Bureau (2011).

Tabela 4. Resultados dos testes de comprimento de *lags*.

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 374,1076 | NA | 4,86e-09 | -7,791738 | -7,684207 | -7,748288 |
| 1 | 961,2259 | 1.112,435 | 2,91e-14* | -19,81528* | -19,27762* | -19,59803* |
| 2 | 975,9452 | 26,64972 | 3,00e-14 | -19,78832 | -18,82053 | -19,39726 |
| 3 | 985,3035 | 16,15534 | 3,47e-14 | -19,64849 | -18,25058 | -19,08363 |
| 4 | 1.002,540 | 28,30365 | 3,41e-14 | -19,67452 | -17,84648 | -18,93585 |
| 5 | 1.011,442 | 13,86858 | 4,01e-14 | -19,52509 | -17,26693 | -18,61262 |
| 6 | 1.023,427 | 17,66183 | 4,46e-14 | -19,44056 | -16,75227 | -18,35429 |
| 7 | 1.046,653 | 32,27221 | 3,94e-14 | -19,59269 | -16,47427 | -18,33262 |
| 8 | 1.070,300 | 30,86526* | 3,50e-14 | -19,75368 | -16,20513 | -18,31980 |

* indica o comprimento de *lags* conforme o critério.

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela 5. Resultado do teste de não causalidade de Toda e Yamamoto para as séries analisadas.

| Séries relacionadas | Hipótese nula | Teste estatístico | Valor | Valor crítico (10%) |
|-----------------------------------|---------------------|-------------------|----------|---------------------|
| Índice de preços → Crédito | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 6,808145 | 0,0106** |
| Produção milho → Crédito | $H_0 : \beta_4 = 0$ | F-statistic | 0,026800 | 0,8703 |
| Produção soja → Crédito | $H_0 : \beta_6 = 0$ | F-statistic | 0,472707 | 0,4935 |
| Crédito → Índice de preços | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 1,347826 | 0,2487 |
| Produção → milho Índice de preços | $H_0 : \beta_4 = 0$ | F-statistic | 0,408130 | 0,5245 |
| Produção → soja Índice de preços | $H_0 : \beta_6 = 0$ | F-statistic | 0,541659 | 0,4636 |
| Índice de preços → Produção milho | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,017310 | 0,8956 |
| Crédito → Produção milho | $H_0 : \beta_4 = 0$ | F-statistic | 0,058352 | 0,8097 |
| Produção soja → Produção milho | $H_0 : \beta_6 = 0$ | F-statistic | 0,111244 | 0,7395 |
| Índice de preços → Produção soja | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 2,939751 | 0,0898* |
| Crédito → Produção soja | $H_0 : \beta_4 = 0$ | F-statistic | 0,372775 | 0,5430 |
| Produção milho → Produção soja | $H_0 : \beta_6 = 0$ | F-statistic | 0,024945 | 0,8748 |

*, **, *** indicam que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Equação geral: $\gamma_i = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 X_{t-2} + \beta_4 W_{t-1} + \beta_5 W_{t-2} + \beta_6 K_{t-1} + \beta_7 K_{t-2} + \beta_8 \gamma_{t-1} + \beta_9 \gamma_{t-2} + \varepsilon_t$

As estimativas indicam a rejeição da hipótese nula de que o índice de preços não Granger causa o crédito, ao nível de significância de

5%. Ainda, rejeitou-se a hipótese nula de que o índice de preços não Granger causa a produção de soja, ao nível de significância de 10%.

De maneira geral, os resultados apontam uma causalidade unidirecional partindo do índice de preços ao crédito, e do índice de preços à produção de soja. Para os demais relacionamentos, não se encontraram resultados significativos.

Para verificar a robustez dos modelos, também foram estimados modelos trivariados e bivariados. As equações trivariadas foram estimadas apenas levando em consideração a produção de soja, tendo em vista que mostrou causalidade significativa quando estimado com equações multivariadas (Tabela 6).

Levando em consideração modelos trivariados, foi rejeitada a hipótese nula de que o índice de preços não Granger causa o crédito, ao nível de significância de 5%; também rejeitou-se a hipótese nula de que o índice de preços não Granger causa a produção de soja, ao um nível de significância de 10%; além disso, foi rejeitada a hipótese nula de que o crédito não Granger causa a produção de soja, ao nível de significância de 1%. As demais estimativas não foram significativas.

A partir dessas estimações, pode-se concluir que a produção de soja é causada pelo índice de preços e também pelo crédito, de forma unidirecional. E ainda, que o crédito é causado pelo índice de preços. No terceiro momento das investigações, foram estimadas as equações bivariadas (Tabela 7).

As estimações com equações bivariadas rejeitaram a hipótese nula de que o índice de preços não Granger causa o crédito ao nível de significância de 5%. As demais estimações não foram significativas.

A Tabela 8 mostra um resumo das estimações de causalidade bivariada, trivariada e multivariada.

De maneira geral, verifica-se que a inclusão ou exclusão de variáveis nas equações influencia as estimações. Porém, essas alterações também foram verificadas por Fochezatto et al. (2010) quando estimaram equações de forma multivariada, trivariada e bivariada, e os resultados entre os modelos foram diferentes.

O resultado comum encontrado nas três análises está na rejeição da hipótese nula de que o índice de preços não Granger causa o crédito. A partir disso, pode-se concluir que há evidência robusta de que o índice de preços precede temporalmente o crédito rural. Logo, entende-se que o comportamento dos preços influencia o montante de crédito demandado pelo setor e, por sua vez, concedido. Ainda que esse relacionamento não tenha sido testado em outros trabalhos, alguns já concluíram positivamente sobre a influência dos preços das commodities sobre o câmbio (MELO, 2010), a inflação doméstica (SOARES et al., 2015), e o Índice de Preços ao Consumidor, podendo apoiar a tomada de decisão da política monetária (BOASSI et al., 2013).

Tabela 6. Resultado do teste de não causalidade de Toda e Yamamoto para as séries.

| Séries relacionadas | Hipótese nula | Teste estatístico | Valor | Valor crítico (10%) |
|----------------------------------|---------------------|-------------------|----------|---------------------|
| Índice de preços → Crédito | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 6,309645 | 0,0137** |
| Produção soja → Crédito | $H_0 : \beta_4 = 0$ | F-statistic | 0,551789 | 0,4594 |
| Crédito → Índice de preços | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 1,135192 | 0,2894 |
| Produção → soja Índice de preços | $H_0 : \beta_4 = 0$ | F-statistic | 0,348470 | 0,5564 |
| Índice de preços → Produção soja | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 2,884192 | 0,0928* |
| Crédito → Produção soja | $H_0 : \beta_4 = 0$ | F-statistic | 92,15068 | 0,0000*** |

*, **, *** indicam que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Equação geral: $\gamma_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 X_{t-2} + \beta_4 W_{t-1} + \beta_5 W_{t-2} + \beta_6 K_{t-1} + \beta_7 K_{t-2} + \beta_8 Y_{t-1} + \beta_9 Y_{t-2} + \varepsilon_t$

Tabela 7. Resultado do teste de não causalidade de Toda e Yamamoto para as séries analisadas.

| Séries relacionadas | Hipótese nula | Teste estatístico | Valor | Valor crítico (10%) |
|-----------------------------------|---------------------|-------------------|----------|---------------------|
| Índice de preços → Crédito | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 6,124555 | 0,0151** |
| Produção milho → Crédito | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,035160 | 0,8517 |
| Produção soja → Crédito | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,778806 | 0,3797 |
| Crédito → Índice de preços | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,922101 | 0,3393 |
| Produção milho → Índice de preços | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,262948 | 0,6093 |
| Produção soja → Índice de preços | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,481952 | 0,4892 |
| Índice de preços → Produção milho | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,023076 | 0,8796 |
| Crédito → Produção milho | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,024519 | 0,8759 |
| Produção soja → Produção milho | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,055881 | 0,8136 |
| Índice de preços → Produção soja | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 2,649265 | 0,1069 |
| Crédito → Produção soja | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,463161 | 0,4978 |
| Produção milho → Produção soja | $H_0 : \beta_2 = 0$ | F-statistic | 0,007803 | 0,9298 |

*, **, *** indicam que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Equação geral: $\gamma_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i-1} + \beta_3 X_{i-2} + \beta_4 W_{i-1} + \beta_5 W_{i-2} + \beta_6 K_{i-1} + \beta_7 K_{i-2} + \beta_8 \gamma_{i-1} + \beta_9 \gamma_{i-2} + \varepsilon_i$

Tabela 8. Resumo dos resultados dos testes de não causalidade.

| Hipótese Nula | Análise bivariada | Análise trivariada | Análise multivariada |
|---|-------------------|--------------------|----------------------|
| Índice de preços não Granger-cause crédito | Rejeitada | Rejeitada | Rejeitada |
| Índice de preços não Granger-cause produção de soja | Não rejeitada | Rejeitada | Rejeitada |
| Crédito não Granger-cause produção de soja | Não rejeitada | Rejeitada | Não Rejeitada |

Já a hipótese nula de que o índice de preços não Granger causa a produção de soja foi rejeitada nas estimações dos modelos trivariados e multivariados. Dessa forma, um aumento nos preços internacionais da soja estimula a produção e as exportações brasileiras da commodity (PRATES, 2007; SCHLESINGER, 2004). Ainda, constatou-se relação de causalidade do crédito à produção de soja, mas somente no modelo trivariado. Esse resultado corrobora a discussão de Prates (2007), que afirma que os subsídios agrícolas estimulam a manutenção e o aumento da produção, também em linha com Rask et al. (1974), que afirmam que, com a aplicação de estímulos creditícios e de preços, pode-se atingir crescimento substancial na produção agrícola.

Conclusões

O estudo buscou verificar o relacionamento entre as operações de crédito rural, os preços das commodities e a produção agrícola, especificamente de soja e de milho, no período de 2006 a 2014. Este estudo utilizou a metodologia de causalidade proposta por Toda e Yamamoto, e, para tanto, foram estimados modelos multivariados, trivariados e bivariados.

Os resultados possibilitaram verificar uma relação consistente entre o índice de preços e o crédito concedido, com o primeiro precedendo o segundo, conforme encontrado nos diversos modelos estimados. Essa relação permite concluir que o comportamento do índice de preços influenciou o montante de crédito no período

analisado, constituindo assim importante balizador para as políticas creditícias. Além disso, a partir dos modelos multivariado e trivariado, foi constatada a causalidade unidirecional partindo do índice de preços para a produção de soja, evidenciando que os preços produzem impactos na produção da commodity. Ainda, numa análise trivariada, foi observada a causalidade unidirecional entre o crédito e a produção de soja, fortalecendo a hipótese de que o crédito funciona como impulsionador da produção de soja.

A despeito da relevância empírica dos resultados, há que se destacar a reduzida disponibilidade dos dados referentes à produção de soja e milho, que limitou a análise a nove anos, período em que, com reduzidas exceções, evidenciou-se tendência altista dos preços agrícolas. Para isso, sugere-se, para trabalhos futuros, além da utilização de séries de crédito rural relativos às culturas estudadas, a aplicação de metodologias que captem possíveis mudanças de relacionamento e tendência, bem como a magnitude das relações.

Referências

- ACOMPANHAMENTO DA SAFRA BRASILEIRA [DE] GRÃOS: safra 2015/16: segundo levantamento, Brasília, DF, v. 3, n. 2, nov. 2015.
- AKBAR, M.; NAQVI, Z. F. **Are exports an engine of growth in Pakistan?** 2003. Disponível em: <<https://ecomod.net/sites/default/files/document-conference/ecomod2003/Akbar.pdf>>. Acesso em: 30 out. 2017.
- AWOKUSE, T. O.; YANG, J. The informational role of commodity prices in formulating monetary policy: a reexamination. **Economics Letters**, v. 79, n. 2, p. 219-224, May 2003. DOI: 10.1016/S0165-1765(02)00331-2.
- BAFFES, J. The "cotton problem". **World Bank Research Observer**, v. 20, n. 1, p. 109-144, Mar. 2005.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Crédito rural**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?credrural>>. Acesso em: 10 dez. 2015.
- BARROS, G. S. de C. **Macro e microeconomia dos preços de commodities**. Piracicaba: Esalq, 2014.(Esalq. Série didática, D-131).
- BELLO, T. S. O Brasil e o duro jogo do comércio internacional. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 30, n. 3, p. 73-112, 2002.
- BHAR, R.; HAMORI, S. Information content of commodity futures prices for monetary policy. **Economic Modelling**, v. 25, n. 2, p. 274-283, Mar. 2008. DOI: 10.1016/j.econmod.2007.06.006.
- BNDES. **BNDES 60 anos: perspectivas setoriais**. Rio de Janeiro, 2012.
- BOASSI, R.; SEABRA, F.; PIRES, T. H. S.; MEURER, R. A utilização do modelo de ultrapassagem (*overshooting*) dos preços das commodities como modelo de previsão da inflação futura. RBEE. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 13, n. 2, p. 25-49, 2013.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Coleção de publicações : soja; milho. 2015**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/publicacoes/colecao-publicacoes>>>. Acesso em: 10 out. 2015.
- BUAINAIN, A. M.; SOUZA FILHO, H. M. Política agrícola no Brasil: evolução e principais instrumentos. BATALHA, M. O. (Coord.). **Gestão agroindustrial**. São Paulo: Atlas, 2001. p. 325-383.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- BUHSE, A. P.; BENDER FILHO, R.; LOPES, T. A. M.; MORAES, B. M. Competitividade das exportações da carne bovina dos países do Mercosul: uma análise a partir do Constant-Market-Share. **Revista Perspectiva Econômica**, v. 10, n. 2, p. 94-106, 2014.
- CHEUNG, C. **Are commodity prices useful leading indicators of inflation?** Ottawa: Bank of Canada, 2009. (Discussion paper, 2009-5). Disponível em: <<http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/01/dp09-5.pdf>>. Acesso em: 26 out. 2015.
- CINER, C. Commodity prices and inflation: testing in the frequency domain. **Research in International Business and Finance**, v. 25, n. 3, p. 229-237, Sept. 2011. DOI: 10.1016/j.ribaf.2011.02.001.
- CINTRA, M. A. M. A reestruturação patrimonial do sistema bancário brasileiro e os ciclos de crédito entre 1995 e 2005. **Política Econômica em Foco**, n. 7, p. 292-318, 2006.
- CODY, B. J.; MILLS, L. O. The role of commodity prices in formulating monetary policy. **The Review of Economics and Statistics**, v. 73, n. 2, p. 358-365, May 1991. DOI: 10.2307/2109529.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981. DOI: 10.2307/1912517.
- FIGUEIREDO, A. M.; CASTRO E. R. Relação crédito rural do Pronaf e valor bruto da produção nos diferentes estados brasileiros. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE

BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina.

Conhecimento para a agricultura do futuro: anais. Londrina: Sober, 2007. 1 CD-ROM.

FOCHEZATTO, A.; KOSHIYAMA, D.; ALENCASTRO, D. Testando relações de causalidade entre comércio externo e crescimento econômico em países da América Latina: evidências de dados em painel e séries temporais. **Economia**, v. 11, n. 3, p. 597-629, 2010.

FURQUIM, N. R. Padrão de concorrência na indústria de commodities: um estudo internacional envolvendo empresas produtoras de zinco. **Revista ADM.MADE**, v. 16, n. 3, p. 21-36, 2012.

GOSPODINOV, N.; NG, S. Commodity prices, convenience yields, and inflation. **The Review of Economics and Statistics**, v. 95, n. 1, p. 206-219, Mar. 2013. DOI: 10.1162/REST_a_00242.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, Aug. 1969. DOI: 10.2307/1912791.

GÜTTLER, C. N. **Eficiência informacional no mercado de ações do Brasil:** análise de cointegração e causalidade de Granger. 2006. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Finanças) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis.

HASSAN, A. F. M. K.; SALIM, R. A. Is there any link between commodity price and monetary policy? Evidence from Australia. **Economic Analysis and Policy**, v. 41, n. 3, p. 205-216, 2011.

LEVANTAMENTO SISTEMÁTICO DA PRODUÇÃO AGRÍCOLA: pesquisa mensal de previsão e acompanhamento das safras agrícolas no ano civil. Rio de Janeiro: IBGE, v. 29, n. 1, 2015. 83 p.

MACHADO, L. O. **Fatores de formação do preço da soja em Goiás.** Goiás: Seplan, 2010.

MARGARIDO, M. A.; BARROS, G. S. C. Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil, **Agricultura São Paulo**, v. 47, n. 2, p. 53-81, 2000.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C.; MARTINES FILHO, J. G. **Mercados futuros e de opções agropecuárias.** Piracicaba: Esalq, 2006. (Esalq. Série didática, D-129).

MELO, A. C. de. **Análise do impacto de choques nos preços internacionais das commodities sobre a inflação brasileira.** 2010. 52 f. Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público) – Universidade de Brasília, Brasília, DF.

MESQUITA, J.; REIS, A. J.; REIS, R.; VEIGA, R.; GUIMARÃES, J. Mercado de café: variáveis que

influenciam o preço pago ao produtor. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 24, n. 2, p. 379-386, 2000.

ORBOLATO, C. C.; SARTORELLO, G. L.; GAMEIRO, A. H. O crédito rural como incentivo à agropecuária sustentável. In: SIMPÓSIO DE SUSTENTABILIDADE & CIÊNCIA ANIMAL, 4., 2015, Niterói. **Anais...** Niterói: Universidade Federal Fluminense, 2015. Disponível em: <<http://www.sisca.com.br/resumos/2015/Orbolato-Sartorello-Gameiro.pdf>>. Acesso em: 15 set. 2015.

PRATES, D. M. A alta recente dos preços das commodities. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3, p. 323-344, 2007.

RASK, N.; MEYER, R. L.; PÉRES, F. C. Crédito agrícola e subsídios à produção como instrumentos para o desenvolvimento da agricultura brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 28, n. 1, p. 151-172, 1974.

REDIN, E.; FIALHO M. A. V. Política Agrícola Brasileira: uma análise histórica da inserção da Agricultura familiar. In: CONGRESSO SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande, MS. **Tecnologias, desenvolvimento e integração social:** anais. Campo Grande: Sober, 2010. Disponível em: <www.sober.org.br/palestra/15/922.pdf>. Acesso em: 15 set. 2015.

REGO, B. R.; DE PAULA, F. O. O mercado futuro e a comercialização de café: influências, riscos e estratégias com o uso do *hedge*. **Revista do Curso de Administração**, v. 7, n. 1, artigo 1, mar./jun. 2012. Disponível em: <<https://www.pucpcaldas.br/graduacao/administracao/revista/artigos/v7n1/v7n1a1.pdf>>. Acesso em: 30 out. 2017.

SATO, G. S.; MARTINS, V.; BUENO, C.; ASSUMPTÃO, R. Cadeia produtiva da uva de mesa fina no estado de São Paulo: produção, sazonalidade de preços e canais de distribuição. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Instituições, eficiência, gestão e contratos no sistema agroindustrial:** anais. Ribeirão Preto: Sober, 2005. 1 CD-ROM.

SCHLESINGER, S. A soja no Brasil. In: SEMINÁRIO DO CONE SUL, 2004, Montevideo. **Desenvolvimento do Cone Sul : anais.** Montevideo: [s.n.], 2004. Disponível em: <<http://www.academia.edu/13554513/Soja-Brasil>>. Acesso em: 15 set. 2015.

SOARES, A. F.; SILVA, H. J. T.; SANCHES, A. L. R.; OZAKI, V. A. Análise da dinâmica inflacionária e preços de Commodities: uma aplicação do modelo de vetores autoregressivos (VAR). In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 53., 2015, João Pessoa. **Agropecuária, meio ambiente e desenvolvimento:** anais eletrônicos. João Pessoa: Sober, 2015. Não paginado.

SOUSA, E. P. de; BRAGA, M. J.; CUNHA, D. A. da. Interdependência dos preços do milho no sul brasileiro. **Revista de Economia**, v. 36, ano 34, n. 2, p. 71-90, maio/ago. 2010. DOI: 10.5380/re.v36i2.14289.

SOUZA, R. G. de. **Análise da dinâmica entre preços das commodities e inflação no Brasil utilizando fatores comuns e previsões fora da amostra para o período de 2003:02 à 2014:02**. 2014. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files/i4-b4449766ec459b9199952ac380d79fcf.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2015.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, Mar./Abr. 1995. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01616-8.

TURA, R.; AHLERT, L. Estratégias de gestão de riscos de preços da soja. **Revista Destaques Acadêmicos**, ano 2, n. 1, p. 1-13, 2010.

UNITED STATES BUREAU OF THE CENSUS. **X-12-ARIMA**: reference manual. Version 0.3. Washington, DC: Time Series Research Staff, Statistical Research Division, U.S. Census Bureau, 2011. 257 p. Disponível em: <<https://www.census.gov/ts/x12a/v03/x12adocV03.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2015.

VERÍSSIMO, M. P.; XAVIER, L. C.; VIEIRA, J. J. Taxa de câmbio e preços de commodities: uma investigação sobre a hipótese da doença holandesa no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 13, n. 1, p. 93-130, jan./abr. 2012.

VICENTE, J. R. **Pesquisa, adoção de tecnologia e eficiência na produção agrícola**. São Paulo: Apta/SAESP, 2002.