

Aniela Fagundes Carrara^{1*}

ORCID: [0000-0002-3131-2344](https://orcid.org/0000-0002-3131-2344)

**Geraldo Sant'Ana de
Camargo Barros²**

ORCID: [0000-0002-2452-850X](https://orcid.org/0000-0002-2452-850X)

¹ Universidade Federal de
Rondonópolis, Rondonópolis, Mato
Grosso, Brasil.

² Centro de Estudos Avançados em
Economia Aplicada, Escola Superior
de Agricultura "Luiz de Queiroz",
Universidade de São Paulo, São
Paulo, Brasil.

* aniela.carrara@ufr.edu.br

RESUMO

O período recente foi marcado pelo desempenho expressivo do setor agropecuário e por uma tendência de queda dos níveis de inflação, sendo que ambos os movimentos se intensificaram no ano de 2017. O objetivo deste estudo é fazer uma avaliação inicial a respeito do quanto o setor agropecuário pode ter contribuído para a redução do nível da inflação verificada recentemente. Para tanto, foi construída e estimada uma curva de Phillips, nos moldes da formulação Novo-Keynesiana, utilizada pelo Banco Central do Brasil. O método de estimação empregado foi o de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) na sua versão estrutural. Os resultados obtidos mostram que, em alguma medida, o bom desempenho recente do setor agropecuário está contribuindo para refrear os níveis de preço da economia no período atual.

Palavras-chave: Agropecuária; Preços; IPCA.

ABSTRACT

The recent period has been marked by the expressive performance of the agricultural sector and by a tendency of falling inflation levels, with both movements intensifying in 2017. The objective of this paper is to make an initial assessment, regarding how much the agricultural and livestock sector may have contributed to the reduction of the level of inflation recently verified. For that, a Phillips curve was constructed and estimated in the New Keynesian formulation used by the Central Bank of Brazil. The estimation method used was Auto-regression with Vector Error Correction (VEC) in its structural version. The results show that there are indications that, to some extent, the recent good performance of the agricultural and livestock sector is contributing to reduce the price levels of the economy in the present period.

Keywords: Agricultural and Livestock; Prices; IPCA.

JEL Code: Q11; Q13; E37; E31.

INTRODUÇÃO

A importância do setor agropecuário para a economia brasileira é inegável e há tempos é reconhecida. Para diversos períodos, é possível encontrar estudos que comprovam tal proeminência, como o de Furtuoso e Guilhoto (2003), que ressalta a relevância desse setor para a economia brasileira, ao calcular que ele foi responsável por aproximadamente 27% do PIB do país no ano 2000. Na mesma linha, Barros (2016) reavalia a estimativa da participação do PIB do agronegócio no PIB total brasileiro, de 1995 até 2014, e mostra uma oscilação de 24,2% no início do período, para 29,6% em 2003, chegando, em 2014, a 22,5%. Gasques et al. (2004) também mostram a importância e o desempenho do setor em questão, bem como sua relação com os temas macroeconômicos. Além destes, trabalhos como o de Brugnaro e Bacha (2009) e de Freitas (2014) expõem, respectivamente, a relevância da agropecuária para o PIB total e para a pauta exportadora do país.

No contexto econômico atual, pelo menos até 2017, e com ênfase em tal ano, a importância da agropecuária tem sido cada vez mais destacada, já que esse setor se mostra responsável pelos principais indicadores positivos brasileiros, visto que o país ainda sofre com os reveses do processo recessivo que se instaurou ao final de 2014 e fez com que, nos dois anos posteriores, o Brasil registrasse uma queda acumulada do PIB de 7,2%, segundo dados do IBGE (2016). Soma-se a isso o não cumprimento da meta de inflação, que alcançou um resultado de dois dígitos em 2015, e os sucessivos recordes no número de desempregados do país, que atingiu, no último trimestre de 2017, a marca de 12,3 milhões (BACEN, 2017a e IBGE, 2018).

Dessa forma, os indicadores do setor agropecuário vêm se mostrando uma espécie de “oásis econômico” em meio ao período conturbado pelo qual o país atravessa, como será melhor discutido posteriormente, isso graças à evolução habitual da produtividade do setor e ao comportamento favorável do clima (BARROS, 2017). Como salienta Barros e Castro (2017), citando dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), o desempenho extremamente positivo do setor agropecuário reflete-se nos outros segmentos que compõem o agronegócio, cujo crescimento médio anual alcançou 2,7% ao ano no período entre 1995 e 2004.

Logo, tendo em vista os números expressivos proporcionados pelo setor agropecuário e considerando o cenário econômico brasileiro que vem se desenhando ao longo de 2016 e, principalmente, em 2017, em que se vislumbra especialmente um abrandamento dos níveis de inflação, o presente trabalho tem como objetivo verificar se o setor agropecuário estaria, em alguma medida, contribuindo para a queda do nível da inflação verificada recentemente. Para tanto, será estimada uma curva de Phillips, baseada na formulação Novo-Keynesiana, através de Vetores Autorregressivos com Correção de Erro (VEC), na sua versão estrutural, de modo a captar os possíveis efeitos dinâmicos do setor agropecuário sobre a inflação, para o período que se inicia no primeiro trimestre de 2002 e termina no último trimestre de 2017.

A justificativa do trabalho se dá por conta de duas questões principais. A primeira é a ausência de estudos com foco no impacto do setor agropecuário como um todo sobre a inflação, uma vez que existem trabalhos que tratam apenas de parte do setor ou de produtos específicos, analisando seu respectivo impacto na inflação, como os de Baccarin, Bueno e Silva (2015) e Alves, Rebouças Filho e Costa (2018). Já a segunda justificativa, refere-se à importância que o setor agropecuário tem na economia brasileira, e terá nos próximos anos, como apontam Tinoco e Giambiagi (2018) em um relatório de perspectivas do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), para o período entre 2018 e 2023.

Ademais, é importante salientar que, como o objetivo proposto se baseia em uma tendência verificada em períodos recentes, cuja duração/manutenção deverá ser observada ou não *a posteriori*, o intuito é produzir uma análise inicial, que forneça subsídios para futuras investigações.

Visando cumprir o objetivo proposto, este estudo está dividido em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, é feita uma contextualização do atual cenário econômico e uma exposição dos principais indícios que sustentam o objetivo proposto, além de uma breve exposição a respeito da política monetária vigente. Na terceira seção, são apresentados a metodologia e os dados utilizados para alcançar o objetivo pretendido. Na quarta, são expostos os resultados, e na última seção, são expedidas as principais conclusões obtidas com o trabalho.

O SETOR AGROPECUÁRIO E O CENÁRIO ECONÔMICO RECENTE

Os números expressivos que o setor agropecuário tem exibido nos últimos anos vêm chamando a atenção em meio ao cenário de recessão pelo qual o país ainda passa.

Para que se possa ter um completo entendimento do quão representativo são tais números, a Figura 1 traz a taxa de crescimento do deflator do PIB agropecuário¹ e a taxa de crescimento real do PIB desse setor, em relação aos trimestres imediatamente anteriores, para o período que decorre de 2014 até o final de 2017. O período escolhido é marcado pelo importante desempenho do setor agropecuário na economia brasileira, em detrimento do desempenho ruim dos principais indicadores econômicos, tais como inflação, desemprego, dentre outros, que apenas no final do ano de 2017 começaram a esboçar sinais de melhora.

Por meio da Figura 1 é possível verificar que a taxa de crescimento real do PIB agropecuário, na comparação de um trimestre com o imediatamente anterior, apresenta resultados altamente positivos nos primeiros trimestres de cada ano, já que em tais períodos é que ocorrem a colheita e a comercialização da safra de verão de soja e milho, que são importantes

¹ Esse deflator foi calculado utilizando o PIB agropecuário em valores correntes e o PIB agropecuário em valores encadeados, ambos divulgados pelo IBGE, como está discriminado com mais detalhes na seção sobre dados. Tal indicador fornece uma medida do nível geral de preços do setor agropecuário.

componentes do PIB em questão. Um destaque especial fica por conta do primeiro trimestre de 2017, que apresentou uma produção recorde, impulsionando assim o PIB agro. Nos demais trimestres do ano, a taxa de crescimento do PIB agropecuário foi negativa, o que já era esperado por conta da sazonalidade inerente ao setor. De acordo com o IBGE (2017a e 2017b), o valor do PIB agropecuário chegou a R\$299,47 bilhões no ano de 2017, o que representou um crescimento acumulado de 13% no ano, se comparado com 2016, configurando, deste modo, o melhor resultado desde que o IBGE iniciou o cômputo da série histórica em 1996.

Outro ponto que pode ser observado na Figura 1 é que, entre todos os anos considerados, o de 2016 foi o que apresentou uma taxa de crescimento menor no primeiro trimestre, isso por conta de problemas climáticos que prejudicaram principalmente a produtividade da safra de milho e soja e, assim, levaram a uma retração de 6,6% do PIB agropecuário no período, se comparado ao ano de 2015 (IBGE, 2017).

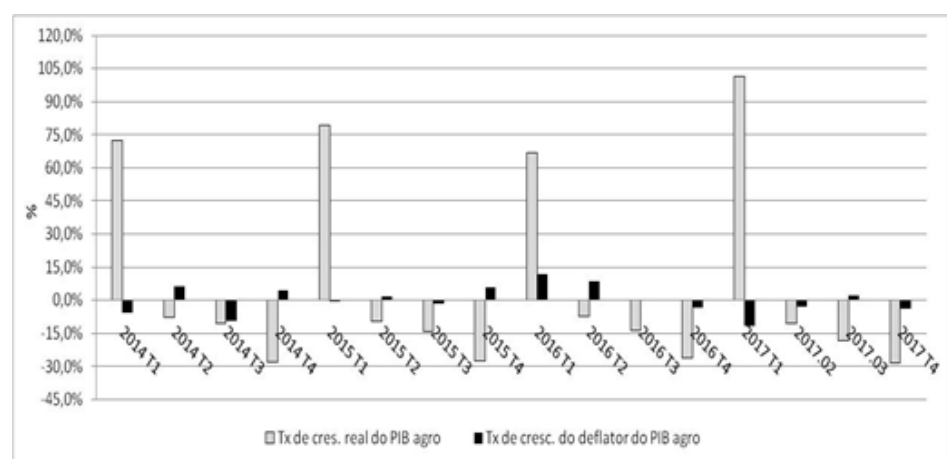


Figura 1. Taxa de crescimento do PIB da agropecuária e de seu deflator

Fonte: IBGE.

No que tange à taxa de crescimento do deflator do PIB agro, também em relação ao trimestre imediatamente anterior, observa-se que, a despeito do elevado crescimento da produção agropecuária, a inflação no setor não cresceu na mesma proporção. No período considerado, o maior patamar que tal variável atingiu foi no primeiro trimestre de 2016, quando chegou a 12%, o que pode ser explicado pela redução da safra, se comparada à dos períodos anteriores, por conta das condições climáticas, que se refletiu também na taxa de crescimento do PIB, como já salientado. Por outro lado, em alguns trimestres, o deflator apresentou crescimento negativo, como nos primeiros trimestres de 2014, de 2015 e principalmente de 2017, quando o produto agropecuário apresentou recorde de crescimento e o deflator teve sua maior queda (-11,7%). Isso indica que a pujança do setor agropecuário pode trazer consigo não apenas uma taxa reduzida, mas, em alguns momentos, um decréscimo no nível de preços do setor.

Considerando o mesmo período tratado acima, é possível verificar a taxa de crescimento trimestral do IPCA, índice que serve como balizador da inflação. Por meio da Figura 2, observa-se uma movimentação de alta do IPCA entre o final de 2014 e início de 2015, período este que foi caracterizado pelo recrudescimento da crise econômica, não só por conta de tal tendência, mas motivado por inúmeras questões políticas e econômicas que fogem ao escopo do presente estudo. Contudo, a partir do início de 2016, é verificada uma tendência de queda, que fez com que tal índice fechasse o ano de 2017 em 2,95%, abaixo da meta estipulada, atingindo assim a menor taxa desde a implantação do Regime de Metas de Inflação, segundo o IBGE (2018), e alcançando também a menor variação mensal desde agosto de 1998. Isso corroborou as expectativas de inflação apresentadas pelo Boletim *Focus*² durante o ano em questão, mostrando assim que os agentes econômicos já projetavam tal queda do nível geral de preços.

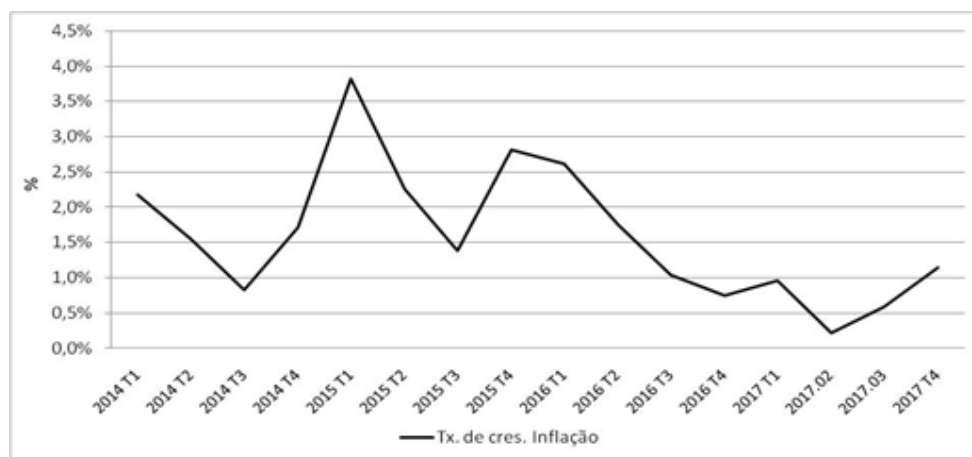


Figura 2. Taxa de crescimento trimestral - IPCA

Fonte: IBGE e IPEADATA.

Com base nas avaliações expostas acima, é possível verificar que, enquanto o índice que mede a inflação oficial do país segue uma trajetória de expressiva queda nos últimos trimestres analisados, o PIB do setor agropecuário mostra significativa elevação, sem acarretar ampliação dos preços, como pôde ser constatado através da Figura 1 e das informações supramencionadas. Tais movimentações ensejam um questionamento a respeito do papel do setor agropecuário em relação ao nível de preços geral da economia, não no sentido comumente tratado, de elevação da inflação via choques de oferta, como nos estudos de Modenesi e Ferrari Filho (2011) e Moreira (2012 e 2014), mas sim no sentido oposto, de contribuição para a redução do IPCA, motivada por uma variação de preço menor ao varejo do que ao produtor. Segundo Barros (2017), tal resultado é teoricamente

² Publicação divulgada pelo Banco Central do Brasil, abrangendo o resumo das expectativas de mercado a respeito de alguns indicadores econômicos. Para mais informações, consultar: <http://www.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/readout/readout.asp>.

esperado, pois os custos de comercialização dos produtos finais agropecuários são mais estáveis do que os preços das suas matérias-primas e, considerando o cenário econômico recente, não houve espaço para ajustes reais nos preços ao consumidor, tendo em vista o aumento no desemprego e a redução na renda.

O Bacen (2017b), tomando como base o crescimento do produto agropecuário nos primeiros três meses de 2017 em relação aos últimos três meses de 2016, fez uma análise do impacto desse crescimento sobre a atividade econômica do país e encontrou como resultado um efeito relevante, mas concentrado no primeiro trimestre do ano. Porém, tal avaliação foi realizada com base nos setores da economia e não com foco específico no nível de preços, o que deixa em aberto a análise nesse sentido.

Por fim, quando se trata do controle dos níveis de inflação no Brasil, é importante considerar os instrumentos oficiais utilizados, leia-se, a política monetária vigente, que, desde a adoção do Regime de Metas de Inflação (RMI) em 1999, tem como principal objetivo alcançar as metas para o nível geral de preços estipuladas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) (LIMA, ARAUJO e SILVA, 2011).

Os vários aspectos teóricos do RMI, bem como a sua capacidade de tornar a política monetária mais transparente e coerente, são discutidos por Bernanke e Mishkin (1997) e Goodfriend e King (1997).

Os que preconizam o RMI baseiam-se na chamada Curva de Phillips Novo-Keynesiana, em torno da qual formou-se uma espécie de consenso. Essa curva indica que, se a inflação estiver controlada ao redor da meta, o produto real da economia estará próximo do potencial e, assim, não será necessário se preocupar com choques de demanda sobre o produto (MANKIW, 2005). Atualmente, segundo o Bacen (2017), a formulação da curva de Phillips Novo-Keynesiana utilizada pelo Banco Central do Brasil, nos moldes dos Modelos Semiestruturais de Pequeno Porte, segue a estrutura da equação (1):

$$\pi_t^L = \sum_{i>0} \alpha_{1i} E_t \pi_{t+i} + \sum_{j>0} \alpha_{2j} \pi_{t-j} + \sum_{k \geq 0} \alpha_{3k} \pi_{t-k}^* + \sum_{l>0} \alpha_{4l} h_{t-l} + \sum_{m \geq 0} \sum_n \alpha_{5m}^n Z_{t-m}^{\pi,n} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que π_t^L é a inflação de preços livres do IPCA, $E_t \pi_{t+i}$ é a expectativa corrente da inflação i trimestres à frente, π_t é a inflação plena medida pela variação do IPCA, π_t^* é a inflação externa medida pela variação do índice *Commodity Research Bureau* (CRB) em moeda nacional, h_t é a medida do hiato do produto, $Z_t^{\pi,n}$ é a variável de controle n e ε_t é o termo de erro.

Exatamente devido à relevância da curva de Phillips, dentro do contexto da política monetária brasileira, para a estimação do IPCA, o presente estudo se baseará em sua estrutura para cumprir seus objetivos de investigação.

Ressalta-se que há diversos trabalhos que estimam a curva de Phillips para o contexto econômico brasileiro, com distintas especificações. Arruda et al.

(2011) estimam um modelo geral não linear que traz a taxa de inflação como função do hiato do produto defasado, da inércia inflacionária e do repasse cambial defasado. Oliveira e Feijó (2015) ajustam uma curva de Phillips utilizando o INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) para representar a inflação, além de algumas variáveis exógenas, para evitar problemas de especificação no modelo. Já Carrara e Barros (2016), estimam um modelo próximo ao utilizado atualmente pelo Banco Central, com o acréscimo do índice de preços das hortifrutícolas, a fim de observarem o impacto destas no IPCA. São diversos os estudos nesse sentido, para o contexto brasileiro³. No cenário internacional, também há distintos trabalhos que se dedicam à estimação de determinada formulação da curva de Phillips, buscando encontrar uma boa representação para a inflação de cada região, como os estudos de Albuquerque e Baumann (2017) e Russel e Rambaccussing (2019) para os Estados Unidos, e o de Fanelli (2008) para a área do Euro.

METODOLOGIA

Nesta seção, serão descritos os dados utilizados, o modelo estimado, além dos métodos estatísticos/econômicos empregados.

Modelo estimado

Considerando a Curva de Phillips Novo-Keynesiana utilizada atualmente pelo Banco Central e explicitada pela equação (1), bem como o objetivo proposto pelo estudo, a equação a ser estimada possui a seguinte formulação:

$$\pi_t = \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} E_t \pi_{t+j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} com_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{1j} defl_{t-j} + \sum_{j=1}^n \omega_{1j} h_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que π é o índice de preços IPCA, $E\pi$ é a expectativa presente a respeito do IPCA para um trimestre à frente, com é o índice de preço de *commodities* em reais, e é a taxa de câmbio nominal, $defl$ é o deflator do PIB agropecuário, h é o hiato do produto, j é o número de defasagens e ε é o termo de erro.

A composição da equação (2) difere em alguns pontos da curva de Phillips utilizada pelo Banco Central. A primeira diferença está relacionada com a medida de inflação utilizada, que, na equação proposta por este estudo, deriva do índice cheio da inflação, compreendendo os preços livres e os preços administrados – assim como propõe Schwartzman (2006) –, em vez de um índice que mede apenas a inflação dos preços livres. A lógica é que, caso os agentes econômicos e o público em geral queiram confrontar os preços em relação à economia como um todo, o índice cheio é mais relevante para tanto, como argumenta o autor acima citado.

³ Mais alguns trabalhos importantes que estimam a curva de Phillips para a economia brasileira: Areosa e Medeiros (2007); Mazali e Divino (2010) e Mendonça et al. (2012).

Outra diferença é a presença da taxa de câmbio. Optou-se pela introdução dessa variável no modelo, já que alguns estudos, como o de Ono (2014), apontam para a interação entre o câmbio e os preços das *commodities*, uma vez que o câmbio pode atenuar os impactos que os choques de oferta trazem para a inflação, por exemplo. O índice de preço das *commodities* também é distinto. Foi usado o índice calculado pelo Banco Central, já que é composto por *commodities* que são relevantes para a economia brasileira.

Por fim, uma diferenciação crucial para a avaliação proposta está na inserção do deflator do PIB da agropecuária. Tal variável fornece uma medida do nível geral de preços do setor e, dessa forma, possibilita a captação de sua influência direta sobre o IPCA.

Dados utilizados

A Tabela 1 expõe uma descrição completa de todas as variáveis que fazem parte da estrutura da curva de Phillips proposta pelo trabalho.

Tabela 1. Descrição das variáveis utilizadas

VARIÁVEIS	REPRES.	DESCRIÇÃO
IPCA	π	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Foram utilizados os valores acumulados divulgados pelo IBGE. Fonte: IPEADATA.
Expectativa da inflação	$E\pi$	Expectativa no período presente para o IPCA em t+1, obtida através da média diária dos valores divulgados pela pesquisa <i>Focus</i> para cada trimestre. Fonte: Sistema de Expectativas do Banco Central.
COM	com	Índice da média mensal ponderada dos preços, em reais, das <i>commodities</i> relevantes para a dinâmica da inflação brasileira. Série nº 27574. Fonte: Sistema de Séries temporais do Banco Central.
Câmbio	e	Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Média de período - mensal - u.m.c./US\$. Série nº 3698. Fonte: Sistema de Séries temporais do Banco Central.
Deflator do PIB da agropecuária	$defl$	Para o cálculo do deflator, foram utilizadas as séries do PIB da agropecuária, em valores correntes e em valores encadeados, a preços de 95, sendo que: $deflator = valor\ corrente / valor\ encadeado$. Fonte: IBGE - Contas Nacionais.
Hiato do Produto	h	Para o cálculo do hiato, foi utilizada a seguinte fórmula: $\frac{(PIB_{real} - PIB_{potencial})}{PIB_{potencial}}$, em que, para representar o PIB real, foi utilizada a série trimestral do PIB divulgada pelo IBGE. E o PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick-Prescott*.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: * Com o filtro de Hodrick e Prescott, ou simplesmente filtro HP, o produto potencial é calculado a partir da minimização da soma do quadrado das diferenças entre a série efetiva e a sua tendência de longo prazo, sujeita à restrição de que a soma do quadrado das segundas diferenças da tendência deve ser zero. O peso dessa última restrição, representada por “ λ ”, pode variar, e o raciocínio é que quanto maior esse peso, maior é a tendência que a derivada do filtro HP tem de se aproximar de uma reta. Em contraste, quanto menor o peso atribuído à “suavização” da tendência, mais esta se aproxima da série original. No caso deste trabalho, o peso atribuído à suavização foi de 1600, já que é o valor padrão sugerido na literatura para séries trimestrais, como é o caso da série aqui utilizada (HODRICK e PRESCOTT, 1997).

Todos os dados utilizados são trimestrais e compreendem o período que vai do primeiro trimestre de 2002 ao último trimestre de 2017. Foi escolhida uma série de tempo longa para as variáveis analisadas, pois, como será exposto à frente, a metodologia empregada e, principalmente, um de seus instrumentos, a decomposição histórica da variância do erro de previsão, usa a importância de cada choque ocorrido no passado para explicar os desvios dos valores observados em relação à sua previsão. Além disso, o ano de 2002 foi proposto como marco inicial para as séries, pois foi quando os produtos agropecuários, em especial as *commodities*, passaram a ter grande relevância quanto aos seus preços e volumes de comercialização.

Para compor o modelo proposto, as variáveis utilizadas foram transformadas em índice, tendo como período base o primeiro trimestre considerado, de modo a possibilitar a aplicação de logaritmos a essas séries, conforme propõem Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

Método de estimação empregado

Como o presente estudo lida com séries de tempo, foram aplicados alguns testes preliminares de modo a identificar determinadas características das variáveis. Os primeiros testes efetuados foram o ADF-GLS (ELLIOT, ROTHENBERG e STOCK, 1996) e o KPSS (Kwiatkowski et al., 1992)⁴, que verificam a estacionariedade das séries. Posteriormente, foi realizado o teste de cointegração pelo método proposto por Johansen (1988), que tem basicamente como objetivo determinar o número de vetores de cointegração por meio de um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) de ordem p (JOHANSEN, 1988).

Os resultados obtidos com os testes acima apresentados levaram à estimação por meio da Autorregressão Vetorial com Correção de Erros (SVEC), em sua versão estrutural, que, de acordo com Enders (2004), nada mais é do que uma estimação por meio de Vetores Autorregressivos (VAR) acrescida dos vetores de correção de erro, oriundos da relação de cointegração observada entre as variáveis.

A estimação acima definida tem como principais instrumentos de análise a Função Impulso Resposta, a Decomposição da Variância do Erro de Previsão, a Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão e a Distribuição Acumulada dos Erros de Previsão (ENDERS, 2004).

⁴ Kwiatkowski et al. (1992) propõem um teste de raiz unitária que, ao contrário dos tradicionais, tem como hipótese nula a afirmação de que a série observada é estacionária, sendo essa pressuposição testada contra a hipótese alternativa de presença de raiz unitária. Seguindo a argumentação de Maddala e Kim (1998), pode-se considerar o teste KPSS como teste confirmatório, que eleva a eficácia da análise e garante resultados mais robustos na verificação da ordem de integração das séries de tempo.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A seguir, são expostos os resultados dos testes auxiliares, bem como as implicações da estimação do modelo VEC estrutural.

É importante ressaltar que os resultados que serão apresentados adiante visam trazer um indicativo a respeito da contribuição do setor agropecuário como um todo no arrefecimento do IPCA, de modo a agregar à literatura uma discussão distinta da comumente realizada, que usualmente busca entender como partes do setor em questão, ou grupos de produtos, contribuem para a inflação, como é feito no trabalho de Carrara e Barros (2016) e em outros já citados anteriormente. Logo, os resultados e a discussão que serão expostos a seguir proporcionam uma ampliação do debate a respeito dos níveis de preço da economia e sua relação com o setor agropecuário.

Resultados dos testes de raiz unitária

No que tange aos testes de raiz unitária, todos foram realizados com constante e com constante e tendência; as variáveis foram usadas em logaritmo e o número de defasagens foi escolhido pelo critério de informação de Akaike modificado (MAIC), que, a partir de um número definido como o máximo⁵, indica a defasagem mais adequada para a variável ser testada.

Como pode ser observado por meio da Tabela 2, considerando um nível de significância de 5%, todas as variáveis são não estacionárias em nível, com exceção do deflator do PIB agropecuário, que se apresentou estacionário apenas para o teste KPSS com constante e tendência. Para corrigir a presença da raiz unitária encontrada pelos testes, foi aplicada a primeira diferença em todas as séries; então, os testes foram refeitos e comprovou-se a correção do problema. Desse modo, ficou confirmado que todas as variáveis utilizadas na estimação são I (1), ou seja, integradas de ordem um.

⁵ É importante ressaltar que o critério utilizado para definir a defasagem máxima (p_{\max}) para as variáveis utilizadas neste estudo foi o proposto por Schwert (1989), sendo

$$p_{\max} = \text{int} \left[12 * \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right], \text{ em que } T \text{ é o número de observações. Logo, como todas as}$$

séries aqui utilizadas possuem 64 observações, foi encontrado para as mesmas o máximo de 11 defasagens.

Tabela 2. Resultado dos testes ADF-GLS e KPSS

Variável		Teste ADF-GLS				Teste KPSS			
		Teste em nível		Teste na diferença		Teste em nível		Teste na diferença	
		Valor do teste ^A	Res. ^B	Valor do teste ^A	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B	Valor do teste ^C	Res. ^B
<i>ln</i>	Const.	-1,05	N.E.	-5,03	E.	1,60	N.E.	0,15	E.
	Const.+Tend.	-2,06	N.E.	-4,80	E.	0,22	N.E.	0,13	E.
<i>lcom</i>	Const.	-0,80	N.E.	-4,53	E.	0,81	N.E.	0,30	E.
	Const.+Tend.	-1,07	N.E.	-6,53	E.	0,32	N.E.	0,03	E.
<i>le</i>	Const.	-1,74	N.E.	-2,67	E.	0,64	N.E.	0,13	E.
	Const.+Tend.	-1,83	N.E.	-3,44	E.	0,34	N.E.	0,07	E.
<i>lEπ</i>	Const.	0,65	N.E.	-2,62	E.	1,61	N.E.	0,26	E.
	Const.+Tend.	-2,36	N.E.	-5,09	E.	0,20	N.E.	0,13	E.
<i>ldefl</i>	Const.	-1,38	N.E.	-9,01	E.	1,58	N.E.	0,14	E.
	Const.+Tend.	-0,96	N.E.	-8,69	E.	0,12	E.	0,01	E.
<i>lh</i>	Const.	-1,80	N.E.	-8,45	E.	1,62	N.E.	0,18	E.
	Const.+Tend.	-1,79	N.E.	-7,53	E.	0,16	N.E.	0,01	E.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: ^A Valores críticos com constante: -1,61 a 10%, -1,94 a 5% e -2,57 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: -2,64 a 10%, -2,93 a 5% e -3,46 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETL, com base em Elliot, Rothenberg e Stock (1996)).

^B Resultados: N.E. = não estacionário e E.= estacionário.

^C Valores críticos com constante: 0,347 a 10%, 0,463 a 5% e 0,739 a 1%. Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1% (valores fornecidos pelo programa GRETL, com base em Kwiatkowski et al. (1992)).

Resultado do teste de cointegração

A Tabela 3 traz o resultado do teste de cointegração para as variáveis que integram a curva de Phillips. A escolha do número de defasagens usado no modelo foi feita de acordo com o critério de informação de Akaike, que indicou o número de uma defasagem como o mais adequado. Comparando os valores obtidos no teste com os valores críticos a 5% de significância, não se pode rejeitar a hipótese da existência de no máximo quatro vetores, contra a hipótese alternativa de que existem mais de quatro vetores de cointegração.

A partir da constatação da cointegração, ou seja, da relação de longo prazo, entre as variáveis do modelo aqui proposto, considerou-se tal vínculo na estimação pelo método VAR e, dessa forma, foram incluídos os termos de correção de erro, obtendo-se assim um Modelo Autorregressivo com Correção de Erros (VEC), que, no caso deste estudo, será utilizado em sua versão estrutural, como já especificado.

Tabela 3. Resultado do teste de cointegração de Johansen

Hipótese nula (H_0)	Hipótese alternativa	Estatística traço	Valores críticos a 5%*
r=0	r>0	187,18	94,15
r=1	r>1	111,97	68,52
r=2	r>2	71,27	47,21
r=3	r>3	36,35	29,68
r=4	r>4	9,63	15,41
r=5	r>5	0,79	3,76

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Nota: * Valores críticos segundo Osterwald-Lenum (1992).

Resultados do modelo estrutural de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros (SVEC)

A etapa inicial da estimação se deu com a definição da matriz de relações contemporâneas, que leva em consideração as relações econômicas existentes entre as variáveis, ponderando as associações bem estabelecidas em modelos teóricos e suas aplicações empíricas, compondo assim a parte estrutural do modelo proposto. A matriz foi estabelecida com base na seguinte sequência de variáveis: IPCA, expectativa de inflação, índice de preço das *commodities*, câmbio, deflator do PIB agropecuário e hiato do produto.

As restrições impostas fizeram com que o IPCA ficasse, contemporaneamente, em função da expectativa de inflação e do deflator do PIB agropecuário; a expectativa de inflação, em função do hiato do produto; o câmbio, em função do índice de preço das *commodities*; e o hiato do produto, em função do índice de *commodities* e do deflator. Foi realizado o Teste LR para sobreidentificação, que, com nove graus de liberdade e um valor calculado de 15,42, não rejeitou as restrições sobreidentificadas impostas ao modelo, a um nível de 5% de significância.

Resultado da matriz de relação contemporânea

A Tabela 4 apresenta os coeficientes estimados, relacionando as diferenças logarítmicas (indicadas pela letra D) entre os pares de variáveis. Observa-se que os sinais de todos os coeficientes estimados para as relações contemporâneas estão de acordo com o esperado e tais coeficientes são pelo menos significativos a 10%.

Entre as relações estimadas, uma das mais relevantes para o objetivo proposto pelo trabalho é a que existe entre o deflator do PIB agro e a inflação: o coeficiente dessa relação, apesar de pequeno, é positivo e significativo, já que se for considerado um aumento contemporâneo de 1% no deflator em questão, a inflação se elevará em 0,015%. Isso mostra que, pelo menos contemporaneamente, um aumento dos preços no setor agropecuário eleva, em alguma medida, o nível geral de preços da economia, o que já era esperado, posto que os bens agropecuários fazem parte da gama de produtos que compõem o cálculo do IPCA.

No que diz respeito aos outros coeficientes estimados, destaca-se o efeito do índice de *commodities* sobre o hiato do produto, que apresenta sinal negativo, indicando que, contemporaneamente, uma elevação de 1% no preço das *commodities* reduz o hiato do produto (diferença entre o produto real e o potencial) em 0,07%, o que vai ao encontro da clássica relação inversa entre o produto da economia e a inflação, sendo que, neste caso, a elevação nos preços é específica das *commodities*. Nessa mesma linha, tem-se a influência do deflator do PIB agropecuário sobre o hiato do produto, que se mostrou negativa, indicando que uma elevação de 1% no deflator do PIB agropecuário também provoca uma queda no hiato (de 0,04%, neste caso). Isso indica que uma elevação dos preços do setor agropecuário pode provocar, ao menos de modo contemporâneo, uma queda no hiato, já que tais altas podem representar um peso maior para aqueles que utilizam como insumo ou para consumo final os produtos em questão, gerando assim uma queda na demanda.

Ainda em relação aos resultados da Tabela 4, observa-se a implicação positiva e bastante relevante das expectativas de inflação sobre a inflação, isso porque, considerando uma elevação de 1% na expectativa de inflação para um período à frente, a inflação apresenta, de modo contemporâneo, um aumento de 1,16%, indicando a importância que a expectativa exerce sobre a inflação efetiva e corroborando resultados já apresentados por outros trabalhos, como o de Carrara e Barros (2016). Por fim, foi encontrada uma relação contemporânea negativa entre o hiato do produto e a expectativa de inflação, indicando que, se o hiato sofre um aumento de 1%, o impacto contemporâneo na expectativa de inflação é de redução no patamar de 0,11%.

Tabela 4. Resultado da matriz de relação contemporânea

Relações contemporâneas		Coeficientes estimados	Desvio padrão	Estatística t*
DE	SOBRE			
Dl $E\pi$	Dl π	1,1634	0,1841	6,3193
Dl <i>defl</i>	Dl π	0,0149	0,0071	2,0968
Dl <i>h</i>	Dl $E\pi$	-0,1102	0,0221	-4,9798
Dl <i>com</i>	Dl e	0,0101	0,0032	3,1805
Dl <i>com</i>	Dl <i>h</i>	-0,0717	0,0251	-2,8499
Dl <i>defl</i>	Dl <i>h</i>	-0,0402	0,0238	-1,6877

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Nota: * A estatística *t* mede a significância dos coeficientes estimados para cada relação contemporânea (H_0 : o coeficiente é igual a zero). Porém, é importante lembrar que essa estatística não é tão rigorosa para a análise da significância dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas da metodologia VAR quanto para os Modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (BACCHI, 2005).

Ademais, é importante ressaltar que os coeficientes apresentados na Tabela 4 dizem respeito apenas ao comportamento presente das variáveis, sem considerar as suas interações dinâmicas ao longo do tempo. Esse aspecto é examinado a seguir.

Resultados da decomposição da variância do erro de previsão

Como o objetivo do estudo é encontrar evidências que mostrem se os números recordes apresentados recentemente pelo setor agropecuário estão contribuindo de alguma forma para a queda dos níveis de preço da economia brasileira, é importante compreender a relevância que tal setor tem sobre as movimentações do IPCA.

A Tabela 5 expõe a decomposição da variância do erro de previsão do IPCA. Por meio dela, é possível averiguar que em torno de 42,5% das variações desse índice são explicadas por ele mesmo, sendo que, no primeiro período considerado, a porcentagem é um pouco maior (53,2%). Tal resultado pode ser imputado à inércia inflacionária – indexação – que ainda persiste de forma significativa na economia brasileira, como apontam Abdala e Moreira (2018). Porém, principalmente a partir do segundo período observado, é possível verificar que algumas variáveis ganham importância na explicação das movimentações do IPCA. A expectativa de inflação, por exemplo, no último período analisado, é responsável por 22,19% das variações do IPCA; o câmbio, também considerando o último período, explica 14,87% das oscilações do IPCA. E em relação à variável que representa a inflação do setor agropecuário (*Dldefl*), é possível observar que esta vai adquirindo importância sobre as movimentações do índice de preços aqui considerado ao longo dos períodos, sendo que, no primeiro, atinge 7,57% de influência nas oscilações do IPCA, enquanto que no último período avaliado (12º trimestre), tal variável explica em torno de 14,87% das movimentações do referido índice. Dessa maneira, constata-se que o deflator agro contribui, em alguma medida, para a variação do IPCA, sendo tal influência menor apenas do que àquela exercida pela expectativa de inflação e pela taxa de câmbio. Ademais, para o modelo considerado no presente estudo, o hiato do produto e o índice de *commodities* são as variáveis que menos influenciam nas oscilações do IPCA, em média 6,71% e 1,45% respectivamente.

Tabela 5. Decomposição da variância do erro de previsão do IPCA

Períodos	Desvio padrão	Dl _π	DlE _π	Dl _{com}	Dl _e	Dl _{defl}	Dl _h
1	0,00563	53,2	27,718	1,398	0	7,575	10,109
2	0,006961	45,296	23,427	1,361	10,903	12,249	6,763
3	0,007304	43,174	22,283	1,48	13,803	12,765	6,495
4	0,007389	42,621	22,236	1,455	14,703	12,618	6,366
5	0,007403	42,551	22,196	1,469	14,839	12,584	6,361
6	0,007406	42,539	22,193	1,468	14,869	12,575	6,357
7	0,007406	42,538	22,191	1,469	14,872	12,574	6,357
8	0,007406	42,538	22,19	1,469	14,873	12,574	6,356
9	0,007406	42,538	22,19	1,469	14,873	12,573	6,357
10	0,007406	42,538	22,19	1,469	14,873	12,573	6,356
11	0,007406	42,538	22,19	1,469	14,873	12,573	6,357
12	0,007406	42,538	22,19	1,469	14,873	12,573	6,357

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Resultado das funções impulso resposta

Nesta seção, serão apresentadas as respostas do IPCA aos choques exógenos e individuais das variáveis que, de acordo com o objeto de discussão proposto por este estudo e os resultados expostos acima, são mais relevantes.

Por meio da Figura 3, é possível verificar a resposta do IPCA e da expectativa de inflação para o próximo período (trimestre), frente a um choque do deflator do PIB agropecuário. No que tange à reação do IPCA, é possível observar que, logo após um choque positivo de 1% no deflator, no primeiro período (trimestre), o IPCA apresenta uma elevação de 0,008%, que, no segundo período, se reverte em queda e, no terceiro, alcança sua maior magnitude (-0,01%), sendo que, após atingir tal patamar, o efeito aos poucos se dissipa. Isso indica que, ao acontecer uma elevação nos preços do setor agropecuário, o impacto inicial no nível geral de preços é positivo, apesar de pequeno, como já foi constatado pela matriz de relação contemporânea, mas, com o passar dos períodos (de acordo com os resultados obtidos, três trimestres), tal efeito se reverte.

Já em relação à expectativa de inflação para o próximo período, ainda através da Figura 3, verifica-se que, frente a um choque positivo do deflator do PIB agro, tal variável apresenta uma resposta inicial positiva (0,006%), que também se reverte e alcança seu menor patamar no terceiro período (-0,0036%), porém em uma proporção menor, se comparada com a reação do IPCA.

Além do efeito direto do deflator nas expectativas de inflação para um período à frente, é importante salientar que esse resultado pode ser transferido para o IPCA, pois, assim como mostra a Figura 4, os choques sofridos pela expectativa de inflação são repassados para o IPCA. É possível verificar que, frente a um choque positivo de 1% na expectativa de inflação para o próximo período, o IPCA responde imediatamente, apresentando uma elevação de 1,16%, sendo que tal efeito perdura até por volta do quarto trimestre, quando começa a se extinguir. É importante frisar que essa forte relação positiva entre a expectativa e a inflação propriamente dita esta em linha com o resultado encontrado por diversos autores que propõem a estimação de alguma formulação da curva de Phillips, tais como Albuquerque e Baumann (2017).

Dessa maneira, o deflator do PIB agropecuário pode exercer sua influência na movimentação do IPCA, tanto direta quanto indiretamente, através das expectativas de inflação.

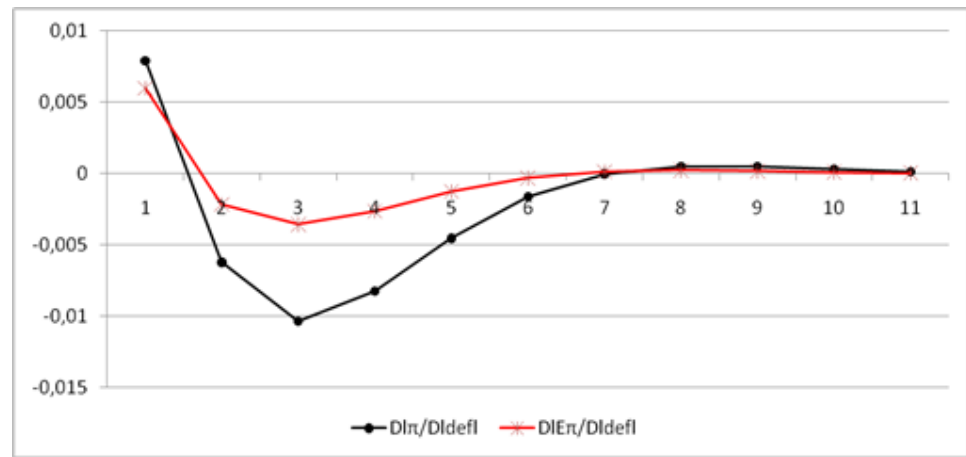


Figura 3. Função impulso resposta: resposta do IPCA e das expectativas de inflação a um choque no deflator do PIB agropecuário

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

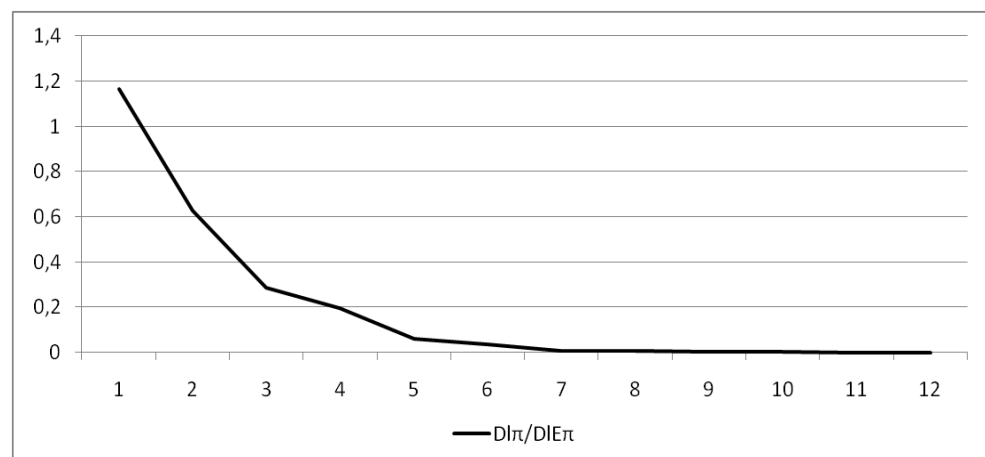


Figura 4. Função impulso resposta: resposta do IPCA a um choque nas expectativas de inflação para um trimestre à frente

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA

De modo a complementar a análise, nesta subseção, será apresentada a decomposição histórica do erro de previsão do IPCA. Esse instrumental permite a verificação da importância de cada choque ocorrido no passado na explicação das discrepâncias dos valores, efetivamente verificados, das variáveis em relação à sua previsão, realizada no início do período considerado pelo modelo proposto (ALVES e BACCHI, 2004).

Uma ressalva deve ser feita ao fato de que a tendência que se pretende investigar corresponde a uma pequena parte do período analisado, já que tal propensão tem sido observada nos últimos anos, logo, não há muitos choques passados a esse respeito para averiguação. Ainda assim, a decomposição histórica pode fornecer bons indícios no que tange às variáveis de interesse, já que o período da decomposição pode ser restringido e, então, ser menor do que o período usado na estimação.

Portanto, de maneira a focar a análise apenas no intervalo de tempo mais recente, em que o nível de preços da economia começou a reduzir, conforme observado na Figura 2, a decomposição histórica foi calculada do primeiro trimestre de 2016 ao quarto trimestre de 2017.

Por meio da Figura 5, é possível verificar que, quando a previsão do IPCA é feita no primeiro trimestre de 2016 e se considera um período que vai até o último trimestre de 2017, para a grande maioria dos intervalos, os valores do IPCA observados são maiores do que os previstos pelo modelo. Ou seja, os erros de previsão do IPCA são positivos, porém, a partir do segundo trimestre de 2017, se tornam cada vez menores, até culminar no último trimestre de tal ano, quando o erro de previsão passa a ser negativo, isto é, os valores do IPCA observados se mostram menores do que os previstos pelo modelo.

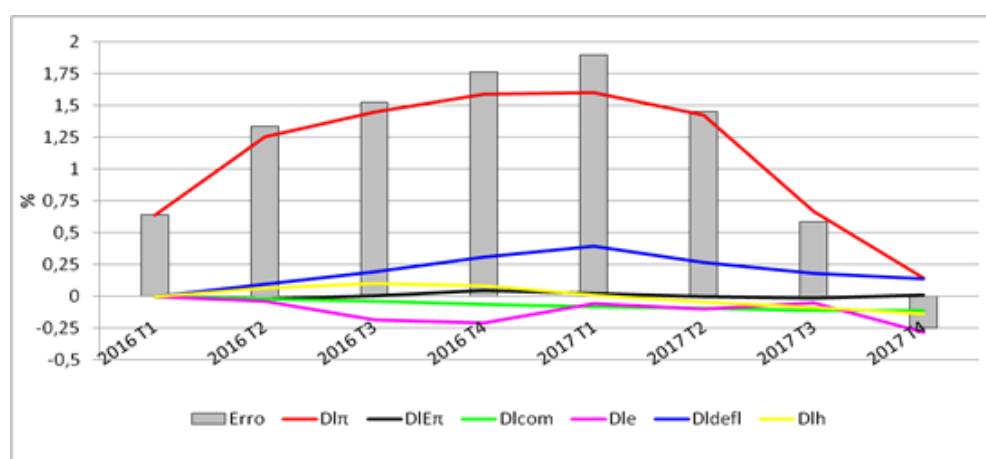


Figura 5. Decomposição histórica da variância do erro de previsão do IPCA entre o primeiro trimestre de 2016 e o último trimestre de 2017

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

Com base na Figura 5, o que mais contribuiu para o erro positivo verificado foi, em primeiro lugar, uma elevação não prevista no próprio IPCA, tanto que, quando tal ampliação se torna cada vez menor, o erro de previsão também se reduz. Esse resultado explicita a presença da inércia inflacionária que ainda existe no cenário econômico brasileiro, como já observado nos resultados anteriores, e se assemelha ao resultado obtido por Carrara e Barros (2016), também via decomposição histórica do IPCA, porém para modelo e períodos distintos.

Um segundo fator que contribuiu tanto para o erro positivo quanto para o negativo, observado na Figura 5, foi a movimentação positiva e não esperada do deflator do PIB agropecuário, isso porque, até o primeiro trimestre de 2017, tal variável parece contribuir para o erro positivo, e esse resultado se assemelha ao obtido por Holtemoller e Mallick (2016), por meio da decomposição histórica da inflação da Índia, considerando um choque no preço dos alimentos. Porém, a partir do segundo trimestre do mesmo ano, uma discreta queda no deflator em questão também colaborou com a

redução do erro positivo de previsão e com o erro negativo apresentado no último trimestre analisado.

Aliás, no que tange ao último trimestre de 2017, é importante observar que o fato de a inflação observada ter sido menor do que a estimada é creditado não apenas a uma queda na inflação não prevista pelo modelo, mas também a uma redução da taxa de câmbio, ou seja, uma apreciação da moeda brasileira e, em menor grau, uma manutenção da movimentação positiva e inesperada do deflator do PIB agro. Em relação a essa última variável, se consideradas apenas as informações da Figura 5, o sentido da sua influência no IPCA fica dúbio, mas, como já foi exposto por este trabalho, um choque positivo do deflator aqui em questão pode inicialmente provocar uma pequena resposta positiva do IPCA, porém, ao longo dos períodos, o efeito se dissipa e se reverte. Carrara e Barros (2018) chegam a um resultado que se relaciona com o obtido pelo presente estudo, já que, por meio da decomposição histórica do IPCA – alimentação no domicílio –, encontram que um aumento inesperado na produção agrícola provoca uma queda de tal índice, porém para um período distinto e por meio de dados mensais.

É importante ressaltar que o modelo estimado utiliza como variável representante do setor agropecuário o deflator do seu PIB, o que não é usual nos trabalhos que investigam a resposta da inflação a choques da economia. Portanto, todas as relações feitas entre os resultados obtidos e aqueles que já existem na literatura ponderam tais diferenças. Aliás, o uso do deflator, conforme citado acima, traz ao trabalho uma originalidade que contribui para a discussão do tema.

Ainda dentro do escopo da decomposição histórica, é possível avaliar a performance da curva de Phillips, proposta por este estudo, na explicação das variações do IPCA. A Figura 6 traz a distribuição acumulada dos erros de previsão para o período analisado. É possível verificar que, para o referido corte de tempo, o erro de previsão é de 1,58% em 100% dos casos (trimestres considerados na amostra). Ou seja, pode-se dizer que as variáveis que compõem a curva de Phillips proposta explicam de forma muito satisfatória as variações do índice de preço em questão, o que indica uma boa qualidade do modelo proposto.

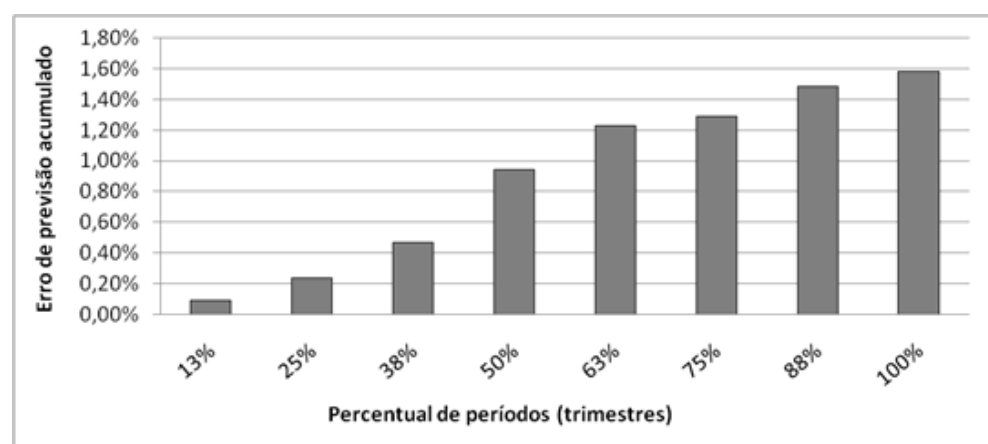


Figura 6. Distribuição acumulada dos erros de previsão do IPCA

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da pesquisa.

CONCLUSÃO

Frente ao cenário econômico que se tornou proeminente no ano de 2017, caracterizado por uma tendência de contração dos níveis de preço da economia brasileira, sincrônico a um expressivo crescimento da produção do setor agropecuário, o presente trabalho buscou examinar se o bom desempenho apresentado por tal setor teria alguma relação significativa com a queda nos níveis de inflação. Para cumprir tal objetivo, foi estimada uma curva de Phillips, baseada na estrutura da Curva de Phillips Novo-Keynesiana, que é parte integrante dos modelos semiestruturais de pequeno porte utilizados pelo Banco Central na avaliação das perspectivas de inflação. O procedimento econométrico utilizado foi o de Autorregressão Vetorial com correção de erros, em sua versão estrutural (SVEC).

Através da estimação econométrica, foi observada inicialmente uma relação positiva entre o crescimento no deflator do PIB do agronegócio (elevação na medida geral de preços do setor) e o IPCA, que em poucos períodos se reverte. A função de impulso resposta revelou que um choque positivo nos preços do setor agropecuário eleva o índice de preço em questão no primeiro período, mas posteriormente o conduz a uma queda maior que a reação inicial e tal redução perdura por algum tempo até se dissipar totalmente. Aparentemente, os preços ao produtor não seriam repassados aos consumidores. Os resultados da decomposição dos erros da variância indicaram que os preços do setor agropecuário explicam, em média, 12,15% da variação do IPCA, o que é um impacto razoável e menor apenas se comparado com o efeito da taxa de câmbio e da expectativa de inflação.

Por fim, pela decomposição histórica da variância, observou-se que os preços do setor agropecuário mostram certa influência nas movimentações inesperadas do IPCA. Desse modo, é possível concluir que o efeito positivo, que inicialmente um aumento dos preços no setor agropecuário pode provocar no nível geral de preços da economia, não perdura com o decorrer dos períodos e ainda se reverte, passando a funcionar como um redutor do IPCA.

Sendo assim, pode-se afirmar que, com base nos resultados obtidos através do modelo proposto pelo presente estudo, o bom desempenho recente do setor agropecuário tem contribuído para refrear os níveis de preço da economia no transcorrer dos períodos. Porém, é conveniente enfatizar que a tendência observada é pautada em movimentações recentes e ocupa uma parte pequena do comprimento das séries utilizadas, logo, é necessário incorporar a tais séries mais observações a respeito do contexto atual, o que só poderá ser feito com o decorrer dos períodos. Por isso, este trabalho tem um caráter exploratório que enseja investigações futuras no que tange às variáveis de interesse, de modo a acompanhar se estas, com o passar do tempo, corroborarão ou não os resultados observados.

REFERÊNCIAS

ABDALA, André; MOREIRA, Ricardo Ramallete. Identificando a persistência e os determinantes dos desvios inflacionários no Brasil. *Economia Ensaios*, v. 33, n.1, p.71-98, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.14393/REE-v33n1a2018-37770>>. Acesso em: 10 out. 2019.

ALBUQUERQUE, Bruno; BAUMANN, Ursel. Will US inflation awake from the dead? The role of slack and non-linearities in the Phillips curve. *Journal of Policy Modeling*, v.39, n.2, p.247 - 271, 2017. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2017.01.004>>. Acesso em: 08 ago. 2018.

ALVES, Denis Fernandes; REBOUÇAS FILHO, José; COSTA, Paulo Victor Maciel da. Correlação entre a inflação e a exportação de carne bovina no Brasil de 2000 a 2015. *Espaço e Economia*[S.l], n.13, 2018. Disponível em: <<https://doi.org/10.4000/espacoeconomia.4661>>. Acesso em: 13 jun. 2018.

ALVES, Lucilio Rogério Aparecido; BACCHI, Mirian Rumenos Piedade. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v.42, n.1, p. 10-33, 2004. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032004000100001>>. Acesso em: 04 mar. 2018.

AREOSA, Waldyr Dutra; MEDEIROS, Marcelo. Inflation dynamics in Brazil: The case of a small open economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n.1, p.131-166, 2007. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.12660/bre.v27n12007.1575>>. Acesso em: 10 mar. 2018.

ARRUDA, Elano Ferreira; FERREIRA, Roberto Tatiwa; CASTELAR, Ivan. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.65, n.3, p. 237- 252, 2011. Disponível em: <https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402011000300001>. Acesso em: 20 fev. 2018.

BACCARIN, José Giacomo; BUENO, Gabriel; SILVA, Denise Boito Pereira. Cadeias e produtos agropecuários e a inflação brasileira de alimentação no domicílio. *Revista de Política agrícola*, Brasília, n.4, out./nov./dez. 2015. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1056>>. Acesso em: 10 fev. 2018.

BACCHI, Mirian Rumenos Piedade. Formação de preços no setor sucroalcooleiro da região centro-sul do Brasil: relação com o mercado de combustível fóssil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. *Anais eletrônicos...* Natal: ANPEC, 2005. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A143.pdf>> Acesso em: 20 jan. 2018.

BANCO CENTRAL DO BRASIL- BACEN. Sistema gerenciador de séries temporais. 2017. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 01 jun. 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. Histórico de metas para inflação. 2017a. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicometas>>. Acesso em 10 jan. 2018.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. Relatório de Inflação. v.19, n.2, p.1-64, Brasília, Junho de 2017.2017b. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2017/06/ri201706p.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2018.

BARROS, Geraldo Sant' Ana de Camargo. Medindo o crescimento do agronegócio: bonança externa e preços relativos. In: VIEIRA Fo., J. E. R.; GASQUES, J. G. (org.) *Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade*. Brasília, Ipea. 2016. p. 220-249.

BARROS, Geraldo Sant' Ana de Camargo. Agronegócio e a queda da inflação. Opinião Cepea, Piracicaba, 2017. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/br/opiniao-cepea/agronegocio-e-a-queda-da-inflacao.aspx>>. Acesso em: 12 jul. 2017.

BARROS, Geraldo Sant' Ana de Camargo ;CASTRO, Nicole Rennó. Produto interno bruto do agronegócio e a crise brasileira. *Revista de Economia e Agronegócio*. Viçosa, v.15, n.2, p. 156-162, 2017. Disponível em: <<https://doi.org/10.25070/rea.v15i2.508>>. Acesso em: 10 jan. 2018.

BERNANKE, Bem S. ; MISHKIN, Frederic S. *Inflation target: A new framework for monetary policy? Working paper 5893. National Bureau of Economic Research*. Cambridge. Janeiro de 1997. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5893>>. Acesso em: 02 jun. 2017

BLANCHARD, Olivier.; GALL, Jordi. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. *NBER Working Paper* n. 11806, Cambridge. Set. 2005. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11806.pdf>>. Acesso em: 28 de maio 2017.

BOGDANSKI, Joel.; TOMBINI, Alexandre. A.; WERLANG, Sérgio. R. da C. Implementing inflation targetting in Brazil. *Working paper series*. julho de 2000. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=247507>. Acesso em: 10 jan. 2017.

BRUGNARO, Ricardo.; BACHA, Carlos José Caetano. Análise da participação da agropecuária no PIB do Brasil de 1986 a 2004. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v.39, n.1, p.127-159, 2009. Disponível em:

<<https://doi.org/10.1590/S0101-41612009000100005>>. Acesso em: 10 fev. 2018.

CARRARA, Aniela. Fagundes.; BARROS, Geraldo Sant' Ana de Camargo. A influência do preço dos hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, v. 54, n.4, p.751-770, 2016. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540409>>. Acesso em: 10 fev. 2018.

CARRARA, Aniela. Fagundes.; BARROS, Geraldo Sant' Ana de Camargo. A importância da produção agrícola para as oscilações do IPCA - alimentação no domicílio: Uma análise dinâmica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 46., 2018, Rio de Janeiro. *Anais eletrônicos...* Rio de Janeiro: ANPEC, 2018. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2018/submissao/files_I/i11618e6ec8374d338bccb1791ee7d25306.pdf>. Acesso em: 20 nov. 2019.

DICKEY, David; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, Oxford, v.49, n.4, p.1057-1072, 1981. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1912517>>. Acesso em 20 mar. 2018.

ELLIOT, Graham.; ROTHENBERG, Thomas J.; STOCK, James H. Efficient test for an autoregressive unit root. *Econometrica*, Oxford, v.64, n.4, p.813-836, jul. 1996. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2171846>>. Acesso em: 20 fev. 2018.

ENDERS, Walter. *Applied Econometric time series*. 2. ed. Nova Jersey: John Wiley & Sons, 2004.

FANELLI, Luca. Testing the New Keynesian Phillips Curve Through Vector Autoregressive Models: Results from the Euro Area. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.70, n. 1, p.53-66, 2008. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00490.x>>. Acesso em: 10 set. 2019.

FREITAS, Rogério. Edivaldo. A agropecuária na balança comercial brasileira. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v.23, n.2, 2014. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/912>>. Acesso em: 11 abr. 2018.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL - FMI. *Prices & Forecasts*. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>>. Acesso em: 02 jul. 2017.

FURTUOSO, Maria.; GUILHOTO, Joaquim José Martins. Estimativa e mensuração do produto interno bruto do agronegócio da economia brasileira, 1994 a 2000. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, v. 41, n. 4, p. 803-827. 2003. Disponível em:

<https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S010320032003000400005&lng=en&nrm=iso&tlng=pt>. Acesso em: 11 mar. 2018.

GASQUES, José Garcia. et al. *Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil*. Texto para discussão n.1009, Brasília, IPEA 2004. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4225>. Acesso em: 20 nov. 2017.

GOODFRIED, Marvin; KING, Robert. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy 1997. In: BERNANKE, Ben S. ; ROTEMBERG, Julio. NBER Macroeconomics Annual 1997. MIT Press v. 12, Jan. 1997. p.231-296.

HATANAKA, Michio. *Time Series Based Econometrics: Unit Roots and Co-Integrations*. New York: Oxford University Press, 1996.

HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Ohio, v. 29, n.1, p. 1-16, 1997. Disponível em: <<https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/rhodrick/prescott-hodrick1997.pdf>>. Acesso em 10 dez. 2018.

HOLTEMOLLER, Oliver.; MALLICK, Sushanta. Global food prices and monetary policy in an emerging market economy: The case of India. *Journal of Asian Economics*, v.46, p. 56-70, 2016. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.08.005>>. Acesso em: 10 set. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA - IBGE. *Agropecuária*. 2018. Disponível em: <<https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/lspa/default.shtm>> Acesso em 20 fev. 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA - IBGE. Contas Nacionais Trimestrais: Indicadores de Volume e Valores Correntes - Indicadores IBGE - out./dez. 2016, 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA - IBGE. Contas Nacionais Trimestrais: Indicadores de Volume e Valores Correntes - Indicadores IBGE - jan./mar.2017, 2017a.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA - IBGE. Contas Nacionais Trimestrais: Indicadores de Volume e Valores Correntes - Indicadores IBGE - out./dez.2017, 2017b.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA-IPEADATA. 2018. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 10 nov. 2017.

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

Disponível em: <[https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)>. Acesso em: 15 fev. 2018.

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C. B.; SCHMIDT, Peter.; SHIN, Yongcheol. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, North-Holland v.54, p.159-178, 1992.

LIMA, Eduardo José Araújo; ARAUJO, Fábio; SILVA, José Ricardo da Costa. Previsão e modelos macroeconômicos no Banco Central do Brasil. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL: Dez anos de metas para inflação 1999-2009. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011, 456p.

MADDALA, G. S.; KIM, In Moo. *Units Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge: MacGraw – Hill, 1998.

MANKIW, N. Gregory. *Price dynamics: Three open questions*. Comments presented at Federal Reserve Conference. Harvard University. Set. 2005. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/4123062>>. Acesso em: 20 de maio 2017.

MAZALI, Antonio Alberto; DIVINO, José Angelo. Real wage rigidity and the New Phillips curve: The Brazilian case. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v.654, n.3, p.291-306, 2010. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/S0034-71402010000300005>>. Acesso em: 15 jan. 2018.

MEIRELLES, Henrique de Campos. Pronunciamento no encerramento do XI Seminário Anual de Metas para a inflação. 2009. In: Banco Central do Brasil. *Dez anos de metas para inflação 1999-2009*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011, 456p.

MENDONÇA, Mario Jorge Cardoso de; SACHSIDA, Adolfo. MEDRANO, Luis Alberto Toscano. Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v.16, n.3, p. 475-500. 2012. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/S1413-80502012000300006>>. Acesso em: 12 fev. 2018.

MODENESI, André Melo; FERRARI FILHO, Fernando. Choque de oferta, indexação e política monetária: breves considerações sobre a aceleração inflacionária recente. *Economia & Tecnologia*, Curitiba, v. 7, n.3, p.1-9, jul./set. 2011. Disponível em: <<http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/revista/26%20Capa/Andre%20de%20Melo%20Modenesi%20-%20Fernando%20Ferrari%20Filho.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2018.

MOREIRA, Ricardo Ramallete. Commodities prices index as a variable determining the consumer inflation rate and the monetary policy: recent evidences for the Brazilian economy through a VAR analysis. *Procedia Economics and Finance* [S.l.]. v. 2, n.2, p.01-09, abr. 2012.

MOREIRA, Ricardo Ramallete. Commodities prices volatility, expected inflation and GPD levels: an application for a net-exporting economy. In: International Conference on Applied Economics (ICOAE) 2014. Grécia. *Anais eletronicos...* Grécia: ICOAE, 2014.

OLIVEIRA, Luma.; FEIJÓ, Flávio Tosi. Curva de Phillips com mudança de regime markoviano: Uma análise da economia brasileira para o período 1995-2014. In: *XLIII Encontro Nacional de Economia*, Florianópolis, 8 a 11 de dezembro de 2015. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_I/i4f357b53430e4b5c29bbceef0af7ee682.pdf>. Acesso em: 14 mar. 2018.

ONO, Gustavo Shoji. *Análise do impacto dos preços das commodities sobre a inflação no Brasil*. 2014. 46 p. Dissertação (Mestrado em economia). Fundação Getúlio Vargas. Escola de Economia de São Paulo. São Paulo.

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

RUSSEL, Bill.; RAMBACCUSSING, Dooruj. Breaks and the statistical process of inflation: The case of estimating the 'modern' long-run Phillips curve. *Empirical Economics*, v.56, n.5, p.1455-1475, 2019. Disponível em: <<https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-017-1404-5>>. Acesso em: 20 mar. 2019

SCHWARTZMAN, Felipe. Farah. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*. Ribeirão Preto v.10, n.1, p.137-155, 2006. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502006000100008>>. Acesso em: 20 fev. 2018.

SCHWERT, G. William. Test for unit roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, Washington, v.7, n.2, abr. 1989. Disponível em: <<https://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1198/073500102753410354#.XvZhFShKjIU>>. Acesso em: 10 jan. 2015.

TINOCO, Guilherme; GIAMBIAGI, Fábio. *O crescimento da economia brasileira 2018-2023*. Perspectivas DEPEC 2018: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social - BNDES, abr. 2018. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/14760/1/Perspectivas%202018-2023_P.pdf>. Acesso em 20 jan. 2018.