

Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz

Análise da dinâmica do preço relativo da agropecuária

Lívea Silveira Coda

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestra em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

Piracicaba
2019

Lívea Silveira Coda
Bacharela em Ciências Econômicas

Análise da dinâmica do preço relativo da agropecuária

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:

Prof. Dr. **GERALDO SANT'ANA CAMARGO DE BARROS**

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestra em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

Piracicaba
2019

Dados Internacionais de Catalogação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP

Coda, Lívea Silveira

Análise da dinâmica do preço relativo da agropecuária / Lívea Silveira
Coda. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011.
- - Piracicaba, 2019.

57 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo / Escola Superior
de Agricultura Luiz de Queiroz, 2019.

1. Preço 2. Deflator 3. Agronegócio 4. Preço relativo 5. PIB I. Título

Para Humberto, Eveline, Rafael e Pedro, por todo o apoio, paciência e inspiração.

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador Prof. Dr. Geraldo Sant'Ana Camargo de Barros, a Andréia Adami e a Nicole Rennó pela paciência, disponibilidade e contribuição na construção deste trabalho.

Agradeço a Profª Drª Roseli da Silva pela inspiração, dedicação e ensinamentos.

Agradeço ao Pedro Belin Castellucci, por todas as vezes que acreditou em mim, mesmo quando eu havia deixado de acreditar.

A todos os meus amigos e familiares, em especial aqueles que compartilharam e junto comigo fizeram parte desta experiência, contribuindo não somente com meu aprendizado, mas também com meu desenvolvimento pessoal e humano. Em especial à Flavia Medeiros, Sara Almeida, Eduardo Braga e Arthur Escolano.

Agradeço aos meus amigos da LUZ Soluções Financeiras por toda a compreensão, força e carinho.

.

“The true measure of a man is not his intelligence or how high he rises in this freak establishment. No, the true measure of a man is this: how quickly can he respond to the needs of others and how much of himself he can give.”

— Philip K. Dick

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	8
LISTA DE FIGURAS	9
LISTA DE TABELAS	10
1. INTRODUÇÃO	11
1.1. Objetivo.....	12
2. REVISÃO DE LITERATURA	13
2.1. Uma perspectiva histórica da economia brasileira e da agropecuária.....	13
2.2. Dinâmica dos preços da agropecuária.....	17
3. METODOLOGIA	21
3.1. Dados.....	21
3.2. Procedimentos econométricos.....	22
3.2.1. <i>Teste de raiz unitária</i>	22
3.2.2. <i>Vetor autorregressivo</i>	24
3.2.3. <i>Teste de cointegração e VEC</i>	25
3.2.4. <i>Função de impulso e resposta</i>	26
3.2.5. <i>Decomposição da variância dos erros de previsão</i>	27
4. RESULTADOS	29
4.1. Análise descritiva da trajetória das variáveis.....	29
4.1.1. <i>Câmbio nominal</i>	29
4.1.2. <i>Juros</i>	31
4.1.3. <i>Volume do PIB</i>	32
4.1.4. <i>do PIB da agropecuária</i>	34
4.1.5. <i>Preço internacional das commodities agrícolas</i>	35
4.1.6. <i>Deflator do PIB</i>	35
4.1.7. <i>Deflator da agropecuária</i>	36
4.1.8. <i>Preço relativo da agropecuária</i>	37
4.2. Testes estatísticos: raiz unitária, seleção de defasagem e cointegração.....	38
4.3. Modelo de Correção de Erros Vetorial.....	43
4.3.1. <i>Dinâmica do preço relativo da agropecuária</i>	46
5. CONCLUSÃO	53
REFERÊNCIAS	55

RESUMO

Análise da dinâmica do preço relativo da agropecuária

Por ter tornado possível a elevação da renda real dos trabalhadores em geral, especialmente durante o período conhecido como *bonança externa*, ao possibilitar o crescimento das importações de bens e serviços, viabilizando assim um crescimento mais rápido da economia brasileira, o setor da agropecuária merece especial atenção. Sua importância relativa depende, segundo Barros (2016), tanto do crescimento relativo do volume do setor, quanto do comportamento de seu preço relativo ao total da economia. Com isso, este trabalho tem como objeto o preço relativo da agropecuária e busca compreender as principais causas de variações em sua trajetória considerando sua decomposição nos deflatores da agropecuária e do PIB e variáveis macroeconômicas. Para isso foi utilizado o método econométrico de Correção de Erros Vetorial, uma vez que as variáveis apresentam comportamento não estacionário e cointegração. Como resultado evidencia-se o efeito positivo do preço internacional das *commodities* agrícolas sobre a trajetória do preço relativo da agropecuária sendo o deflator da agropecuária o seu principal mecanismo de transmissão. Este último também é responsável pela transmissão do efeito negativo dos volumes do PIB e da agropecuária sobre a variável de interesse. De forma adicional, este trabalho possibilitou identificar, para o período analisado, evidências do conceito de *commodity currency*: efeito inverso do preço internacional das *commodities* agrícolas sobre o câmbio.

Palavras-chave: Preço, Deflator, Agronegócio, Preço relativo, PIB

ABSTRACT

An analysis of the dynamic of agriculture relative price

Because agricultural sector made it possible to raise workers' incomes in general during the period known as the “external bonanza”, by enabling the growth of imports of goods and services, it deserves special attention. Its relative importance depends, according to Barros (2016), both on the relative growth of the sector's volume and on the behavior of its price relative to the total economy. Thus, this work focuses on the relative price of agriculture and seeks to understand the main causes of variations in its trajectory considering its decomposition in the deflators of agriculture and GDP and macroeconomic variables. In order to do that, the econometric method of Vector Error Correction was used, since the variables presented non-stationary behavior and cointegration. As a result, the positive effect of the international price of agricultural commodities on the relative price trajectory of agriculture was evidenced, being its main transmission mechanism the deflator of agriculture. The latter is also responsible for transmitting the negative effect of GDP and agriculture volumes on the variable of interest. Additionally, it was possible to identify, for the period under analysis, evidence of the concept of “commodity currency” - the inverse effect of the international price of agricultural commodities on the exchange rate.

Keywords: Prices, Deflators, Agriculture, Relative prices, GDP

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Índices de Preços Internacionais Agrícolas Reais e Índices de Preços Agropecuários Brasileiros.....	14
Figura 2. Procedimento para teste de raiz unitária.....	23
Figura 3. Índices trimestral e anual da taxa de câmbio nominal (Índice Real/Dólar) e taxa de crescimento anual.....	30
Figura 4. Evolução da Taxa Nominal e Real de Câmbio e o Deflator do PIB (1966=100).....	31
Figura 5. Índices trimestral e anual da taxa de juros nominal (Overnight / Selic) e taxa de crescimento anual.....	32
Figura 6. Índices trimestral e anual do volume do PIB e taxa de crescimento anual.....	33
Figura 7. Índices trimestral e anual do volume do PIB da agropecuária e taxa de crescimento anual.....	34
Figura 8. Índices trimestral e anual do preço internacional das <i>commodities</i> agrícolas e taxa de crescimento anual.....	35
Figura 9. Índices trimestral e anual do deflator do PIB e taxa de crescimento anual.....	36
Figura 10. Índices trimestral e anual do deflator da agropecuária e taxa de crescimento anual.....	37
Figura 11. Índice trimestral do deflator do PIB, do deflator da agropecuária e do preço relativo da agropecuária e anual do preço relativo com sua respectiva taxa de crescimento.....	38
Figura 12. Função impulso resposta e função impulso resposta acumulada de um choque no preço internacional das <i>commodities</i> agrícolas sobre o deflator da agropecuária.....	48
Figura 13. Função impulso resposta e função impulso resposta acumulada de um choque no preço internacional das <i>commodities</i> agrícolas sobre o preço relativo da agropecuária.....	49
Figura 14. Função impulso resposta e função impulso resposta acumulada de um choque no volume do PIB sobre o preço relativo da agropecuária.....	50
Figura 15. Função impulso resposta e função impulso resposta acumulada de um choque no volume da agropecuária sobre o preço relativo da agropecuária.....	51
Figura 16. Função impulso resposta e função impulso resposta acumulada de um choque no deflator do PIB sobre deflator da agropecuária.....	52

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Resultados do teste ADF sobre as séries em nível.....	40
Tabela 2. Resultado do teste DF-GLS sobre as variáveis em nível.....	41
Tabela 3. Definição de defasagens para o conjunto de dados que inclui os deflatores	42
Tabela 4. Definição de defasagens para o conjunto de dados que inclui o preço relativo da agropecuária.....	42
Tabela 5. Resultado do teste de cointegração entre dois conjuntos de variáveis: com os deflatores e com o preço relativo da agropecuária.....	43
Tabela 6. Coeficientes da matriz de relações contemporâneas considerando o Modelo 1.	44
Tabela 7. Coeficientes da matriz de relações contemporâneas considerando o Modelo 2.	45
Tabela 8. Decomposição da variância do erro de previsão do preço relativo da agropecuária.....	46
Tabela 9. Decomposição da variância do erro de previsão do deflator da agropecuária.....	47
Tabela 10. Decomposição da variância do erro de previsão do deflator do PIB.	47

1. INTRODUÇÃO

A evolução e a volatilidade dos preços estão entre as principais preocupações dos agentes econômicos e dos formuladores de políticas econômicas, sendo o conhecimento acerca de suas dinâmicas de especial importância para a condução das políticas monetária e fiscal. A dificuldade em realizar previsões acerca do comportamento do mercado, principalmente, de *commodities*, pode levar a respostas políticas equivocadas e de difícil reversão (CHAVAS et al., 2014).

A relevância do tema se destaca diante dos conhecidos benefícios esperados de uma redução da inflação, relacionados à melhoria das condições para investimentos, do poder de compra da população e, também, ao efeito adverso da elevada inflação sobre a distribuição de renda (HOFFMANN, 2001; FONSECA-NETO, 2010). Desde o Plano Real em 1994, o controle da inflação e a recuperação das taxas de crescimento, bem como melhorias em indicadores sociais são um ponto de atenção para a economia brasileira. Por problemas estruturais, a citar a baixa inclusão produtiva da maior parte de sua população, Barros (2016) coloca que, reconhecendo a dificuldade de reduzir pobreza e desigualdade por meio da inclusão produtiva da população mais pobre, a estratégia governamental desde 1990 baseou-se em garantir aumentos reais ao salário mínimo e estabelecer mecanismos de transferência de renda, medidas cujo resultado positivo teria se devido, em grande parte, à redução dos preços dos produtos mais consumidos por essa parcela da população, com destaque para os alimentos.

Desde o final da década de 1970, o país tem apresentado um baixo crescimento médio, com exceção do período que se estende de 2004 a 2011, conhecido pela literatura como *bonança externa*, no qual foi possível manter uma taxa média de crescimento de 4,5% a.a. Esse efeito tem sido atribuído ao chamado *boom* das *commodities*: crescimento da exportação de matérias prima agropecuárias que levou a um aumento dos termos de troca do país devido ao cenário internacional favorável. (BARROS, 2016)

Como resultado, face à entrada volumosa de divisas, houve uma valorização do real ao longo deste período, o que garantiu uma maior disponibilidade de divisas a um custo menor aos agentes econômicos. A possibilidade de importação a preços baixos contribuiria, segundo Barros (2016), com o efeito de descolamento entre o índice de custo de vida (inflação ao consumidor) e os demais índices de preços nacionais e, assim, viabilizou um aumento dos salários reais e, conseqüentemente, pelo impacto positivo no bem-estar da população. O autor defende, portanto, o fato de que os preços relativos da agropecuária demonstraram-se essenciais para o comportamento da inflação, geração de divisas e, também, para a redução da desigualdade e da pobreza no Brasil.

O ponto que mais chama atenção, além do impacto sobre o bem-estar da população, é o crescimento expressivo da produção agrícola durante as últimas décadas sem que, para isso, tenha ocorrido um estímulo de preços. Nem mesmo durante o chamado *boom* de *commodities* – entre elas, as agrícolas – verificaram-se estímulos de preços aos produtores rurais e ao agronegócio¹ como um todo. (BARROS, 2013). Ao contrário, o Brasil passava por

¹ O agronegócio inclui, além da agropecuária, os segmentos a montante da agropecuária nas cadeias produtivas (indústria de insumos), a jusante (indústria processadora) e as atividades de serviços (logística, comércio, finanças, etc). Para uma conceituação de agronegócio, ver Barros (2013).

um período de juros muito elevados e câmbio bastante valorizado, o que obstruía a transmissão das altas de preços externos para o mercado interno: os setores exportadores – com destaque para o agronegócio e a mineração – contribuía com a geração de divisas, enquanto recebiam valores reais menores. Mesmo assim a produção agropecuária cresceu, segundo o autor, graças ao binômio produtividade e exportação, ambas crescendo a taxas elevadas: enquanto a produtividade proporcionava maiores produções a menores custos, as exportações evitavam uma deterioração de preços relativos que comprometesse a rentabilidade da atividade. (BARROS, 2018)

Nesse contexto, o setor da agropecuária merece especial atenção, por ter tornado possível a elevação da renda dos trabalhadores em geral. Para caracterizar adequadamente o crescimento total do setor, Barros (2016) afirma ser necessário não apenas a compreensão da evolução das suas quantidades de recursos e da produtividade, mas também do comportamento de seus preços relativos. A importância relativa da agropecuária depende, dessa forma, tanto do crescimento relativo do volume do setor, quanto do comportamento de seu preço relativo ao total da economia.

1.1. Objetivo

Este trabalho tem como objeto compreender os determinantes do preço relativo da agropecuária. Busca-se o entendimento das principais causas das variações em sua trajetória por meio da aplicação de metodologias de análise conjunta (multivariada) de séries temporais. Por ser medido pela relação entre o deflator do PIB da agropecuária e do PIB total brasileiro, o entendimento de sua dinâmica depende da compreensão da sensibilidade de cada qual a alterações no cenário macroeconômico.

O restante do trabalho está dividido em quatro capítulos. O Capítulo 2 apresenta uma breve revisão da literatura para a análise da evolução econômica brasileira nas últimas décadas, bem como as teorias que explicam o comportamento da variável preço relativo e os seus determinantes. O terceiro contém a descrição da base de dados e metodologia utilizada. Os resultados são apresentados no Capítulo 4 e as conclusões no Capítulo 5.

2. REVISÃO DE LITERATURA

O objetivo desta seção é, na Subseção 2.1, contextualizar o cenário econômico brasileiro no período de 1996 a 2019, para o qual se desenvolve a análise. A construção da perspectiva histórica destacando os principais acontecimentos irá auxiliar na compreensão da trajetória de cada variável e suas possíveis relações, tendo em vista que, grande parte da base de dados se comunica diretamente por meio das políticas adotadas pelo governo. Na subseção 2.2, explora-se a forma como a teoria econômica explica a relação entre as variáveis, de forma a fundamentar os acontecimentos previamente destacados e as análises de resultado.

2.1. Uma perspectiva histórica da economia brasileira e da agropecuária

Nos anos 1980 a economia brasileira sofreu com forte descontrolado inflacionário; tal situação só foi revertida com a introdução do Plano Real em 1994, que ancorou a macroeconomia com o uso de elevadas taxas de juros e regime cambial administrado em nível bastante valorizado. Ainda que o Plano tenha sido um sucesso quanto ao combate da inflação, não se podia afirmar que a nova moeda era consolidada. A manutenção do regime de câmbio sobrevalorizado levou o país, ao final da década de 1990, a um aumento expressivo da dívida externa, pois a economia brasileira era cronicamente dependente de capital estrangeiro. O período de sobrevalorização cambial, 1994 a 1998, representou um enfraquecimento das indústrias de bens e serviços exportáveis ou substitutivos de importação e apenas com a mudança do regime cambial em 1999, estes setores voltaram a reagir, mesmo que de forma não expressiva. (BATISTA JR., 2002)

Com o desdobramento da crise cambial e financeira de 1999, similar às vividas pelo México, leste asiático e Rússia nos anos de 1994, 1997 e 1998, respectivamente, ficou claro que a perda de flexibilidade da política monetária decorrente do regime de câmbio administrado, não mais atendia às necessidades de um país emergente que buscava melhor se posicionar no mercado internacional. Assim, passou-se a adotar uma importante orientação estratégica voltada à política externa. (FERRARI FILHO E PAULA, 2005; LESSA, COUTO E FARIAS, 2009)

A partir de 1999, o Brasil passou a adotar o regime de câmbio flutuante. Dentre suas vantagens é destacada a sua contribuição para o equilíbrio das contas externas ao ser um mecanismo autorregulador, bem como a absorção, por parte do câmbio, de parte dos ajustes que mudanças nas condições econômicas internas e externas exigem, o que, em um regime de câmbio fixo, deve ser absorvido por outras variáveis (inflação, por exemplo). Por outro lado, o regime de câmbio flutuante representa aumento da volatilidade, trazendo certa instabilidade para a economia. (BASTOS E FONTES, 2014)

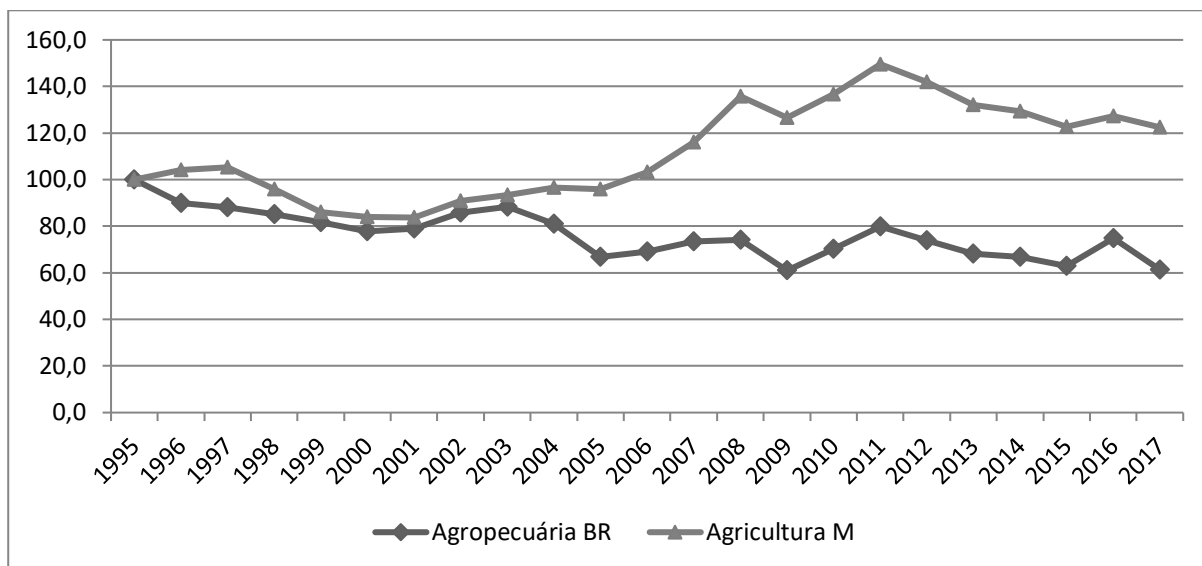
[...] De um lado, quando a moeda nacional se desvaloriza, provoca pressões inflacionárias; de outro, quando a valorização ocorre, considera-se que prejudica as exportações e a indústria nacional. Assim, surgem demandas pela intervenção governamental no mercado cambial. (BASTOS E FONTES 2014, p. 7)

Também a partir de 1999, o Brasil passou a adotar o regime de metas para inflação fixadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Neste regime, o principal instrumento de política

monetária é a fixação da taxa básica de juros (Sistema Especial de Liquidação e Custódia – Selic). (ANTONIO E CINTRA, 2005) (BASTOS E FONTES, 2014)

No mesmo período, final da década de noventa, Prates (2007) afirma que os preços das *commodities* mundiais apresentaram deflação, como pode ser observado na Figura 1. Sua justificativa para este fato é a de que havia excesso de oferta em vários mercados decorrente de avanços tecnológicos na agricultura e na extração de minerais e metais.

Figura 1. Índices de Preços Internacionais Agrícolas USD Reais (M) e Índices de Preços Agropecuários Brasileiros R\$ (BR).



Fonte: World Bank- *Pink Sheet*, 2010=100 e CEPEA – Séries Brasileiras, 1995=100.

Entre 1999 a 2000, a inflação brasileira permaneceu dentro do limite de tolerância estipulado, sendo que em 2002 e 2003, dado o choque de oferta representado pela desvalorização cambial, houve uma aceleração da inflação. Este período coincide com as eleições do presidente Lula e exigiu que se aumentasse a taxa de juros para o controle da inflação medidos pelo IPCA e também para conter uma intensa fuga de capitais pela perspectiva de eleição do candidato que já havia defendido a moratória da dívida. Tendo em vista os efeitos deste episódio, bem como o das crises experimentadas pelo país ao final da década de noventa, o governo brasileiro passou a se preocupar com a vulnerabilidade externa, buscando incentivar a formação de um mercado consumidor interno forte. (ANTONIO E CINTRA, 2005) (BASTOS E FONTES, 2014)

Quanto ao valor das *commodities*, após o ano de 2002, os preços mundiais relacionados à agricultura voltaram a crescer devido a choques de demanda e de oferta (de origem climática) e ao efeito *spill over* – que ocorre quando o preço de um bem afeta o preço de outro. Por um lado, secas e enchentes foram responsáveis pela redução de estoques de várias *commodities*; por outro, verificaram-se aumentos inéditos da demanda por parte de países emergentes como a China. O aumento da demanda não só afetou de forma direta o valor das *commodities* agrícolas como de forma indireta pelo aumento da demanda por petróleo e outras fontes energéticas: a busca intensa por estes tipos de bens leva ao aumento de seus preços que, por sua vez, tem impacto sobre o processo produtivo das demais *commodities*, além de exigir uma intensificação da produção de biocombustíveis. A soma dessas três forças

resultou em uma tendência de preços internacionais crescentes, como pode ser observado na Figura 1. (IMF, 2006; TROSTLE, 2008a; AKRAM, 2009)

Em 2004, a economia nacional (assim como a mundial) apresentou uma retomada do crescimento – o PIB brasileiro cresceu 5,8% quando comparado a 2003 – sendo apontada a valorização das *commodities* agrícolas e industriais como de extrema importância para que isso acontecesse. O agronegócio foi, no caso do Brasil, um dos setores que mais contribuiu para o *boom* das exportações que alcançaram, neste ano, um alto patamar estimulado por um cenário internacional favorável – baixas taxas de juros nos países desenvolvidos e forte expansão das economias emergentes, com grande destaque para a China. A melhoria dos resultados da balança de pagamentos levou o Banco Central a atuar de forma mais neutra sobre a volatilidade da taxa de câmbio. (BASTOS E FONTES, 2014)

Tendo a economia brasileira apresentado um baixo crescimento médio desde 1995, o período de 2004 a 2011 pode ser destacado por apresentar um crescimento médio de 4,5% ao ano do PIB nacional, ficando conhecido na literatura como *bonança externa*. Esse crescimento teria se devido ao *boom* das *commodities* caracterizado pelo aumento intenso nos termos de troca dos países devido, principalmente, pela expansão do comércio mundial que, por sua vez, deveu-se em grande parte pelo aumento da importação chinesa de minérios e matéria-prima agropecuária (BARROS, 2016).

Note que, a partir do início da *bonança externa*, há um descolamento entre os preços internacionais das *commodities* agrícolas e os preços da agropecuária brasileira. Esse comportamento dos preços brasileiros se deveu, segundo Barros (2011), principalmente à valorização real do câmbio. Como o crescimento das exportações do agronegócio não foi afetado pela falta de crescimento dos preços internalizados, ocorreu um forte ingresso de dólares baratos. Essa valorização teria contribuído fortemente para uma redução do IPCA em relação ao deflator do PIB devido ao crescimento das importações de bens e serviços, tanto de consumo como capital, possibilitada pela expansão do volume de exportações do agronegócio e das indústrias de base mineral. É importante notar que a redução do IPCA não depende da importação efetiva – que de fato ocorreu intensamente – bastando a possibilidade potencial de importar caso os preços domésticos tornem interessante economicamente a importação. Esse distanciamento dos dois índices teria contribuído para o aumento real de salários (em relação ao IPCA) ao reduzir em quase 20% (em relação ao deflator do PIB) a pressão sobre os custos do empregador. Note que os índices são diferentes uma vez que o IPCA computa a inflação sobre o consumo e o deflator sobre toda a economia/PIB).

Segundo Trostle (2008), o custo da produção agrícola internacional cresceu a partir de 2004, uma vez que os insumos (agroquímicos) relacionados à energia tiveram aumentos em seus preços. Ademais, como alternativa energética, intensificou-se a produção de biocombustível, e, assim, o aumento dos preços internacionais (puxados pelos do açúcar e do milho) foi reforçado. Esse fator teria contribuído para a intensificação do descolamento entre os preços internacionais e nacionais.

Ressalta-se que a elevação de preços nos anos denominados *bonança externa*, foi interrompida temporariamente pela crise financeira internacional. A redução do crescimento da economia mundial amenizou o comportamento de elevação dos preços das *commodities* que pode ser observado na Figura 1. Por volta de dezembro de 2008, o preço do petróleo se reduziu a 70% do valor que havia alcançado em julho do mesmo ano, enquanto produtos não

energéticos, como alimentos, reduziram em quase 40%, segundo o The World Bank (2009). Assim, ao final do ano, a melhoria da oferta resultante de colheitas favoráveis impulsionou os estoques globais da maioria das *commodities* agrícolas que, conjugada à demanda mais fraca, permitiu que os preços caíssem e retornassem ao patamar (relativamente elevado) de 2007. No geral, as preocupações quanto ao fornecimento de alimentos diminuíram e grande parte das proibições à exportação adotadas no período do pico dos preços dos alimentos foram revogadas.

Além de medidas na esfera cambial, o governo brasileiro adotou medidas de expansão de liquidez – via crédito – e políticas fiscais expansionistas (com redução dos superávits primários), como resposta ao cenário econômico mundial desfavorável. O governo ampliou os gastos e passou a reduzir a taxa de juros básica e, mesmo sendo instável entre os anos de 2009 e 2011, sua trajetória apresenta uma redução contínua. (LIMA E DEUS, 2013)

Pode-se notar que as políticas adotadas pelo governo brasileiro foram exitosas no que tange a mitigação dos efeitos da crise mundial de 2008, uma vez que em 2010 verifica-se uma recuperação no crescimento e nos fluxos financeiros para o país.

A política fiscal de estímulo econômico, entretanto, prosseguiu mesmo após a recuperação de 2010. Do lado da política monetária, uma redução dos juros básicos foi vista por muitos analistas como inadequada uma vez que a taxa de inflação se encontrava acima da meta. Essa estratégia dava continuidade ao conjunto de políticas conhecidas por Nova Matriz Econômica (NME), com agravamento do quadro fiscal brasileiro que se tornaria nítido a partir de 2013. (BARBOSA FILHO, 2017; JORGE E MARTINS, 2013)

Quanto aos preços das *commodities* no período, os fatos que justificam sua elevação em 2011 são tanto a recuperação da economia mundial que estimulou a demanda por *commodities*, quanto questões climáticas adversas. Secas e enchentes em diversas regiões afetaram significativamente o mercado agrícola, assim como a extração de metal e carvão. Tensões políticas, principalmente no norte da África e no Oriente Médio, resultaram na redução da oferta de petróleo e o medo de interrupções mais graves em seu fornecimento levou a um aumento intenso em seu preço. Ainda, o valor das *commodities* energéticas, principalmente o petróleo, intensifica o efeito de aumento dos preços das demais – *spill-over* – uma vez que são utilizados em seu processo produtivo, além de levar a alteração da estrutura produtiva agrícola ao destinar maior parcela de recursos à produção de biocombustível. De forma geral, os preços agrícolas (em dólares) se elevaram cerca de 45% entre junho de 2010 e fevereiro de 2011 sendo que em maio de 2011 ultrapassou-se o seu pico de 2008. (The World Bank, 2011)

A partir do início do ano de 2012, os preços dos grupos das *commodities* agrícolas divergiram. Enquanto os preços dos alimentos seguiram, a princípio, uma tendência de crescimento, os preços das bebidas continuaram o processo de queda atingindo um valor 30% mais baixo que no ano anterior. Isso deveu-se, principalmente, à notícia de superprodução brasileira de café. No entanto, quando considerado o valor como um todo, o preço das *commodities* agrícolas apresentou queda de aproximadamente 7%. De forma geral, os preços tornaram a estabilizar em meados de 2014. (BAFFES E COSIC, 2013)

A intervenção governamental mais profunda na economia brasileira a partir de 2012, por um lado, com estímulos fiscais descontrolados levaram à deterioração das contas públicas. Por outro, no setor energético, a intervenção contribuiu para ampliar os efeitos da forte seca de 2012 e 2013. O governo reduziu as tarifas de energia neste período elevando seu consumo, fazendo com que as empresas distribuidoras tivessem de arcar com a diferença no preço da

energia e os custos. Os resultados de tais medidas, além de desorganizarem a economia, frustraram as expectativas daqueles que esperavam que elas pudessem estimular o crescimento. Nesse período, ainda, ocorreu um aumento substancial nos preços dos alimentos bem como uma forte depreciação cambial. (BARBOSA FILHO, 2017; ROSSI E MELLO, 2017)

Em seguida ao conjunto das políticas adotadas no período de 2010 a 2013, houve um período de recessão a partir de 2014. Essa desaceleração ocorreu devido a uma expressiva queda na taxa de investimento, que chegou a apresentar valores negativos. Além de falhas na condução da política econômica, outros fatores como a instabilidade política (manifestações e incerteza eleitoral de 2014), a queda nos preços internacionais das *commodities* bem como fatores institucionais e jurídicos teriam contribuído para os resultados econômicos negativos do período. (ROSSI E MELLO, 2017)

A partir de 2015, o governo passou a adotar um conjunto de políticas de austeridade econômica. Reduziu-se a demanda pública a fim de diminuir as despesas primárias do governo e liberaram-se os preços do setor energético contribuindo diretamente para o aumento da inflação, além disso, houve desvalorização cambial por conta do aumento dos riscos domésticos. A persistência deste choque de oferta levou o Banco Central a elevar a taxa de juros. Ainda, a adoção de uma política monetária contracionista se deu, segundo alguns autores, após a perda de credibilidade do Banco Central brasileiro que havia, em 2012, reduzido a taxa de juros em um período de alta na inflação contribuindo para a aceleração inflacionária. (BARBOSA FILHO, 2017; ROSSI E MELLO, 2017)

Segundo Rossi e Mello (2017), em 2016, a mudança de governo alterou também a estratégia econômica que passou a dar mais importância a reformas estruturais, entretanto, mantendo a mesma lógica de austeridade, desregulamentação econômica, liberação financeira e redução dos gastos públicos. Ainda, a flexibilização da política monetária no ano de 2017 permitiu que a taxa de juros voltasse a se reduzir. Entretanto, para que a recuperação econômica fosse, de fato, viável seria necessário que o país utilizasse de sua capacidade ociosa e, findada sua exploração, as políticas devem voltar-se à recuperação do crescimento da produtividade do país. (BARBOSA FILHO, 2017)

2.2. Dinâmica dos preços da agropecuária

O comportamento dos preços das *commodities* ao longo do tempo pode ser associado a fatores macro e microeconômicos. De acordo com Barros (2011), existe, no período de suas análises, uma tendência comum entre os preços de diversas *commodities*, com destaque para os fundos de *commodities*. A co-movimentação observada entre seus preços evidencia o fato destes bens estarem sujeitos à oferta e demanda, sendo percebidos como ativos nos quais se pode vir a aplicar poupança a depender, entre outras coisas, da expectativa de valorização. Quanto aos fatores macroeconômicos, o crescimento econômico, bem como a taxa de juros e o câmbio afetam diretamente seu comportamento. A tendência das séries, por sua vez, sugere a existência de alterações de oferta advindas do avanço tecnológico e seu impacto sobre a produtividade.

Nas últimas duas décadas, os preços internacionais em dólares dos alimentos e minerais apresentaram crescimento acelerado e permaneceram voláteis. Segundo Almendra *et al.*

(2016), por ser um país no qual a exportação de *commodities* tem um grande peso em sua exportação total, o Brasil possui uma *commodity currency* – suas taxas reais de câmbio são influenciadas pelo comportamento dos preços internacionais das principais *commodities* que exporta. Quando os preços internacionais se elevam, o valor das exportações aumenta o que leva a um incremento de divisas estrangeiras e, com isso, a uma queda da taxa de câmbio.

Em termos gerais, entradas de divisas, não somente pela balança comercial, podem ser vistas como positivas à medida que contribuem para a mitigação do risco soberano – eventualmente, um país pode ver-se com escassez de divisas para cumprir suas obrigações internacionais – mas, por meio de seu efeito sobre a taxa de câmbio, são fontes de variações nos preços. Uma valorização cambial tende a reduzir o preço dos bens transacionados externamente em moeda nacional. Dessa forma torna mais atrativas as importações e a desestimular as exportações. (KORNHER E KALKUHL, 2013). É claro que a intensidade desse efeito depende da evolução da produtividade e dos custos de produção dos produtos envolvidos.

De forma mais específica, o comportamento do câmbio e dos preços internacionais possuem influência diferenciada entre os segmentos dos agentes econômicos. Produtores brasileiros de produtos exportáveis se beneficiam quando os preços internacionais (em dólares) convertidos em reais (descontada a inflação) aumentam em razão do comportamento combinado das variáveis preços externos, taxa nominal de câmbio e inflação. Nesse caso, as importações tornam-se mais caras prejudicando aqueles que delas dependem, sejam produtores ou consumidores. Como preços de *commodities* e taxas de câmbio caracterizam-se por maior volatilidade, seus mercados tendem a operar sob maior incerteza. Especialmente sensível é o impacto dessas variações de preços sobre os consumidores – que vão depender da correlação (em geral negativa) entre preços em dólares e a taxa de câmbio, principalmente os de menor renda. Em 2008, segundo informações da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE (2008), a alimentação representou 19,8% das despesas familiares de consumo no Brasil; para as famílias com rendimento de até R\$ 830, essa parcela foi de 30%.

Frankel e Rose (2010), analisaram as três principais teorias que surgiram entre os anos de 2003 e 2008 utilizadas para explicar o comportamento dos preços das *commodities*, que tendem a seguir o mesmo padrão, e no período apresentaram um crescimento expressivo. A primeira foi denominada de “*explicação pelo crescimento econômico*” e tem como principal argumento a entrada de países emergentes como a China e a Índia no mercado internacional, o que levou a um aumento significativo da demanda por esses produtos. Prates (2007) denomina “*efeito-China*” o impacto causado sobre os preços das *commodities* pelo aumento da demanda do país emergente sobre o mercado internacional, com reflexos sobre os preços das *commodities* assim como de seus insumos importados.

A segunda, conhecida como “*especulação desestabilizadora*” aborda os estoques de *commodities* e sua negociação no mercado de futuros, guiada pela busca de ganhos por especulação à semelhança do que se passa com ativos negociados em bolsa de valores. Prates (2007) reforça a ideia proposta pela teoria à medida que afirma que com as taxas de juros historicamente baixas nos Estados Unidos e outros países centrais, desde o final de 2002, houve maior demanda por *hedgefunds* e aplicações especulativas sobre os fundos de *commodities*, o que poderia ter levado a uma bolha no mercado de futuro de *commodities*. A discussão sobre ocorrência ou não de bolhas no mercado de *commodities* tem sido intensa na literatura. (IRWIN E SANDERS, 2011)

No entanto, a especulação não necessariamente tem como fruto maiores preços: a busca do ganho em mercado futuro pode levar a preços abaixo do valor *spot* (pré-determinado na negociação). Frankel e Rose (2010) argumentam que *commodities* que não são negociadas em mercados futuros apresentaram volatilidade similar àquelas negociadas e, além disso, o comportamento dos estoques durante períodos de crise não correspondem aos determinados pela teoria, motivos suficientes para erguer resistência quanto a sua validade.

A terceira e última teoria abordada por Frankel e Rose (2010) trata-se da *frouxidão da política monetária*, ou seja, quando a autoridade monetária está disposta a permitir uma maior inflação de forma a garantir uma taxa de juros menor e incentivar o consumo e o investimento. A principal implicação desta teoria é a de que variações nos juros, a depender da política monetária adotada, possui efeito inverso sobre os preços das *commodities*: uma elevação nos juros aumenta o preço da estocagem e, portanto, afeta o preço corrente de forma negativa; esse preço, por sua vez, passará a crescer mais rapidamente a partir do novo nível (menor) em conformidade à taxa maior de juros. Tendo como base a crise recente, a teoria que relaciona a taxa de juros aos estoques e conseqüentemente aos preços vem sendo alvo de críticas, uma vez que neste período os juros baixos coexistiram com estoques reduzidos e, de modo geral, com inflação baixa.

Tendo em vista os fatores levantados pela literatura como influenciadores do comportamento dos preços relativos das *commodities*: desde as teorias estudadas por Frankel e Rose (2016), Irwin e Sanders (2011), Almendra *et al.* (2016) e Barros (2011) e (2016), este trabalho busca, à luz dos principais acontecimentos das últimas décadas, evidenciar os impactos de choques nas variáveis que afetam os preços relativos da agropecuária brasileira. Serão considerados, portanto, fatores micro e macroeconômicos como variação da produção doméstica, alterações de preços nacionais e internacionais, variações cambiais e na taxa de juros, como possíveis choques. Embora se possa tratar especificamente dos fatores que levaram ao comportamento dos preços das *commodities* no mercado internacional – como a expansão da demanda internacional, a evolução da produtividade e choques climáticos – dado o escopo desta análise, toma-se como dado o resultado desses fatores sobre os preços das *commodities* e como os mesmos são internalizados no Brasil impactando o preço relativo da agricultura brasileira.

A partir da decomposição do preço relativo nos deflatores, foram avaliados tanto os seus efeitos cruzados, o quanto um deflator influencia na trajetória doutro, quanto a sensibilidade do preço relativo e de seus componentes frente a choques externos e internos. Dessa forma, buscou-se compreender os determinantes da trajetória do preço relativo.

Espera-se, de forma adicional, que alguns efeitos descritos anteriormente sejam evidenciados, tais como a noção de *commodity currency* (influência do preço internacional das *commodities* sobre a taxa de câmbio).

3. METODOLOGIA

Este capítulo tem por objetivo evidenciar o processo de construção da base de dados bem como apresentar a metodologia utilizada para a obtenção dos resultados deste trabalho. A Seção 3.1 apresenta, portanto, as principais fontes das séries temporais de interesse e os procedimentos para a construção da base de dados. A metodologia utilizada é apresentada em sequência na Seção 3.2.

3.1. Dados

Tendo em vista o estudo da dinâmica do preço relativo (PR) da agropecuária – variável que captura a intensidade do estímulo recebido pelo setor no contexto da economia brasileira – torna-se necessário o entendimento não só do seu comportamento frente a choques, como de seus componentes: os preços da agropecuária e os preços da economia brasileira, representados pelos seus respectivos deflatores de PIB: DEF_{agrop} e DEF_{PIB} . Define-se então $PR = DEF_{agrop}/DEF_{PIB}$. Para isso, foram construídas duas bases de dados distintas que incluem variáveis que afetam diretamente os preços da economia (BARROS, 2016).

A primeira inclui tanto os deflatores do PIB e da agropecuária como variáveis endógenas, quanto os respectivos volumes dos PIBs, o preço internacional das *commodities* agrícolas, o câmbio e o juros; na segunda, substituem-se os deflatores pelo preço relativo da agropecuária. Ambas abrangem desde o primeiro trimestre de 1996 até o primeiro trimestre de 2019, totalizando 93 observações.

Para a construção dos deflatores do PIB brasileiro e da agropecuária, que são uma medida da inflação dos preços dos componentes de valor adicionado da economia como um todo e do setor da agropecuária, respectivamente, foram utilizadas as séries provenientes da tabela de Contas Nacionais Trimestrais do IBGE, a qual apresenta os valores correntes – nominais – e os índices de volume (1995=100) trimestrais para ambas as variáveis. O volume do PIB, por exemplo, é uma medida (índice) do valor adicionado pelo seu setor produtivo, na forma de bens e serviços produzidos internamente na economia. A divisão do índice do PIB nominal pelo índice de volume resulta no deflator implícito do PIB, bem como a divisão do índice do PIB nominal da agropecuária pelo seu volume resulta em seu deflator. (BARROS, 2016)

A série de câmbio nominal é disponibilizada pelo Ipeadata e tem como fonte o Boletim de Balanço de Pagamento do Banco Central do Brasil (Bacen). Para a construção da série de câmbio nominal, considerou-se, portanto, a série de taxa de câmbio comercial para venda: real (R\$) / dólar (US\$) média, de caráter mensal que, para ficar compatível com a periodicidade das demais variáveis, foi trimestralizada por média aritmética. Para a série de juros nominal, considerou-se a série de juros mensal disponibilizada pelo Ipeadata (Taxa de juros nominal – *Overnight* / Selic) que, assim como as demais variáveis foi trimestralizada.

O *World Bank* considera para a construção da série de índice de preços de *commodities* internacionais em dólares – *World Bank Commodity Price Data (The Pink Sheet)* – algumas categorias: energéticos, não energéticos e metais preciosos. Os não energéticos são subdivididos em agricultura, fertilizantes e minerais/metals, sendo que o primeiro grupo

engloba o preço das bebidas, dos alimentos, matérias-primas e madeira. Para este trabalho, portanto, de forma que se assemelhe à medida de preço da agropecuária do IBGE o índice considerado é o índice de preços da agricultura mundial. Os dados são disponibilizados de forma mensal e, assim, foram trimestralizados.

3.2. Procedimentos econométricos

As séries temporais das variáveis de interesse serão avaliadas com base no cenário apresentado e em suas principais características econométricas. Segundo Morettin e Toloí (2006):

“Uma das suposições mais frequentes que se faz a respeito de uma série temporal é a de que ela é estacionária, ou seja, ela se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável. Todavia, a maior parte das séries que encontramos na prática apresentam alguma forma de não-estacionariedade.” (MORETTIN E TOLOI 2006, p. 4)

A forma de se realizar exercícios econométricos depende da classificação das séries principalmente quanto a sua estacionariedade, uma vez que essa propriedade é análoga à convergência matemática e, portanto, permite análise de equilíbrio. Choques sobre variáveis estacionárias tendem a ser temporários, permitindo que a variável retorne a sua trajetória de longo prazo e, assim sendo, a previsão tenderá a sua média. Já séries não estacionárias não possuem uma média de longo prazo e sua variância depende diretamente do tempo, o que dificulta a previsão. A literatura descreve métodos para classificar as séries, bem como procedimentos para trabalhar uma série para que esta se torne estacionária. (MORETTIN E TOLOI, 2006; ENDERS, 2009)

A primeira forma de identificar o tipo de série é por meio da inspeção visual de sua evolução em nível e de suas funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP): um processo não estacionário tem sua autocorrelação tendendo a zero apenas em grandes defasagens. (BUENO, 2011)

Ademais, a inspeção visual não é suficiente para distinguir uma tendência estocástica de uma determinística e, em razão disto, deve-se fazer uso de testes estatísticos para refinar o processo e identificar possíveis raízes unitárias: característica das séries estocásticas.

3.2.1. Teste de raiz unitária

Para este trabalho faremos uso do procedimento de teste de raiz unitária descrito por Enders (2009), conforme a metodologia de teste Dickey-Fuller aumentado. Assim, serão consideradas três tipos de regressões:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

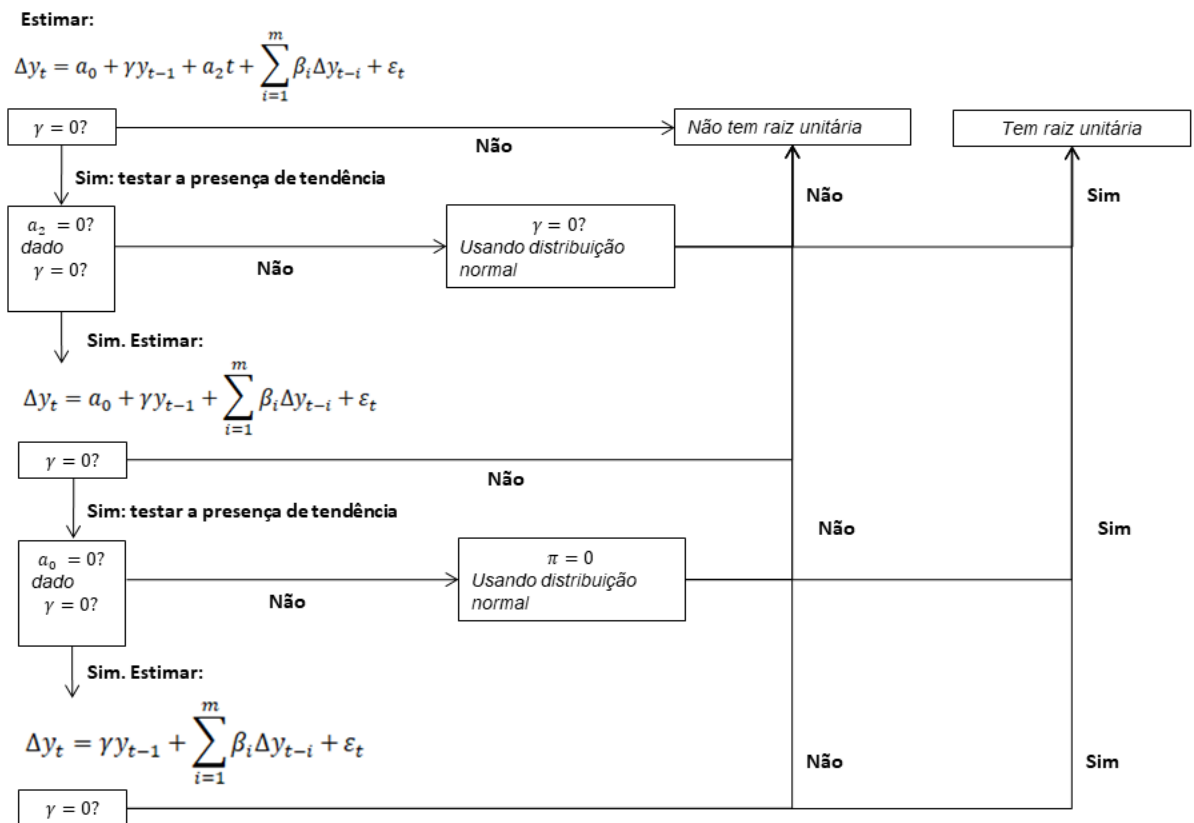
$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2}$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{3}$$

Considerando que $\{y_t\}$ é uma série temporal, γ e β_i são vetores de parâmetros e ε_t é um vetor de erros do tipo ruído branco. A diferença entre as três diz respeito à presença de elementos determinísticos a_0 e $a_2 t$. Sobre a hipótese nula, $\gamma = 0$, o primeiro modelo pode ser considerado um passeio aleatório; o segundo adiciona um intercepto ou termo de impulso, a_0 , enquanto o terceiro inclui tanto um impulso quanto uma tendência linear no tempo, $a_2 t$. O parâmetro de interesse não é alterado: para todos os casos testa-se $H_0: \gamma = 0$. Caso a hipótese não possa ser rejeitada (estatística calculada for maior que o valor crítico da distribuição de Dickey-Fuller), então a série $\{y_t\}$ possui raiz unitária e é não estacionária. Além disso, é possível verificar a existência dos termos determinísticos com hipóteses adicionais. (ENDERS, 2009)

Será realizado, portanto, o seguinte procedimento:

Figura 2. Procedimento para teste de raiz unitária.



Fonte: Adaptação de Enders (2009) p. 257.

Ademais, a fim de confirmar os resultados obtidos pelo teste de ADF, será realizado o teste AD-GLS proposto em 1996 por Elliott, Rothenberg e Stock. A diferença entre os dois testes é que o segundo realiza a transformação da série temporal via mínimos quadrados generalizados (GLS) antes de sua realização o que, por sua vez, garante uma maior robustez em relação ao ADF.

A partir da classificação das séries em estacionárias ou não estacionárias, é possível determinar o melhor modelo para análise do problema em questão. Sendo o principal interesse o entendimento do comportamento do preço relativo da agropecuária frente a choques de oferta e demanda, torna-se necessária a adoção de metodologias de análise conjunta (multivariada) das séries. A principal diferença entre estes modelos e os univariados é que, por serem uma generalização, permitem que a trajetória temporal de uma variável dependente seja influenciada pela trajetória de uma variável independente ou exógena. (ENDERS, 2009)

3.2.2. Vetor autorregressivo

Quando tratando de dados econômicos, Enders (2009) afirma que nem sempre é claro qual variável é dependente e qual é independente e, portanto, indica que seja utilizado o Vetor Auto Regressivo (VAR), que trata todas as variáveis de forma endógena simultaneamente: toda variável pode depender tanto de suas realizações passadas quanto da realizações passadas e contemporâneas de outras variáveis.

O modelo em sua forma estrutural pode ser representado pela seguinte equação, considerando n variáveis endógenas:

$$A\mathbf{y}_t = C + \sum_{i=1}^p B_i\mathbf{y}_{t-i} + B\boldsymbol{\epsilon}_t \quad (4)$$

Na qual \mathbf{y}_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, A é uma matriz de dimensão $n \times n$ que captura as relações contemporâneas entre as variáveis, C é um vetor $n \times 1$ de constantes, B_i são matrizes de dimensão $n \times n$ e B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios padrões que acompanha o vetor de erros não correlacionados $\boldsymbol{\epsilon}_t$. Por afetarem de forma individual cada uma das variáveis endógenas, os erros são denominados choques estruturais. (BUENO, 2011)

Antes de se estimar o modelo deve-se determinar o número de defasagens (p) que deverão ser incluídas de forma a garantir resíduos estacionários. Para isso, recomenda-se o uso de critérios de seleção AIC², BIC³ e HQ⁴ generalizados para o caso multivariado. (BUENO 2011)

O sistema representado pela equação 4 apresenta endogeneidade: as variáveis são correlacionadas ao termo de erro e, dessa forma, para que seja possível estimá-lo, faz-se uso de sua forma reduzida.

² Critério de Seleção de Akaike.

³ Critério de Seleção Bayesiana.

⁴ Critério de Seleção Hannan & Quinn.

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{C} + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}_i\mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\boldsymbol{\epsilon}_t = \mathbf{C}^* + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_i^*\mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\eta}_t \quad (5)$$

De forma a recuperar os parâmetros do modelo estrutural a partir dos valores estimados da forma reduzida são necessárias restrições sobre a matriz \mathbf{A} desde que \mathbf{B} seja equivalente à identidade, segundo Pfaff (2008). Para que o sistema seja exatamente identificado são necessárias $K(K - 1)/2$ restrições. A decomposição mais comum é a de Choleski – formato triangular inferior que, além de garantir que o sistema seja exatamente identificado, impõe uma forte hipótese de exogeneidade levando o resultado a depender da ordem das variáveis. No entanto, esse formato de restrição não carrega consigo significado econômico, sendo, portanto, proposto por Sims (1981) que, além de se tentar várias configurações triangulares e checar sua robustez, seria necessário que a imposição de restrições fosse feita com base em argumentos econômicos de modo que o modelo gere resultados condizentes a partir da estimação pelo método recursivo.

Observe-se que os resultados desta metodologia podem não ser robustos a algumas alterações nas especificações do modelo: adição de tendências temporais, defasagem, exclusão de variáveis ou alteração na periodicidade podem alterar seus resultados. Além disso, é uma premissa fundamental deste modelo que as variáveis sejam estacionárias uma vez que o VAR é estimado linha a linha por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e a não estacionariedade das variáveis implica em estimadores inconsistentes e, conseqüentemente, seus resultados não são confiáveis. (LIMA, 2012)

No caso de modelos univariados, uma tendência estocástica pode ser removida pela diferenciação da série e seu resultado, agora estacionário, pode ser estimado por técnicas convencionais. No caso multivariado, entretanto, não é trivial. Quando mais de uma variável é integrada, é possível que exista uma combinação linear entre elas que seja estacionária. Este é o caso em que há cointegração, e torna-se, portanto, necessária outra metodologia: o VEC – Vetor de Correção de Erros, que será apresentado na continuidade do texto (PFAFF, 2008a; ENDERS, 2009)

Segundo Pfaff (2008b), a ideia por trás da cointegração é encontrar combinações lineares entre as variáveis integradas de mesma ordem, $I(d)$, que gerem uma variável com ordem de integração menor $I(d - i)$. A importância desta definição está na possibilidade de se detectar relações estáveis de longo prazo entre variáveis não estacionárias.

3.2.3. Teste de cointegração e VEC

A fim de se determinar o número de vetores de cointegração e estimá-los, será utilizada a metodologia de Johansen. Para isso, o modelo VAR deve ser escrito em sua primeira diferença:

$$\Delta\mathbf{y}_t = \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\pi}_i\mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\pi}_p\mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\eta}_t \quad (6)$$

Na qual $\pi = (I - \sum_{i=1}^p B_i^*)$ e $\pi_i = (I - \sum_{j=1}^i B_j^*)$.

A metodologia depende, segundo Enders (2009), diretamente da relação entre o *rank* (posto) da matriz π (número de linhas linearmente independentes) e suas raízes características, uma vez que πy_{t-p} é o termo que incorpora a noção de correção de erros:

- Se o $\text{rank}(\pi) = 0$, então não há relação de cointegração e o modelo poderá ser estimado em sua primeira diferença.
- Caso $\text{rank}(\pi) = n$ então o processo é estacionário e poderá ser aplicada a metodologia VAR sem a necessidade da primeira diferença.
- Para o caso $1 \leq \text{rank}(\pi) < n$, existem um ou múltiplos vetores de cointegração que serão adicionados como variáveis exógenas ao VAR em diferenças, representados por πy_{t-p} . Essa especificação é o que determina o VEC que, assim como o VAR, poderá ser estimado e, a partir da aplicação de restrições, recuperar os parâmetros de sua forma estrutural.

A quantidade de vetores de cointegração pode ser determinada a partir da análise de significância das raízes características de π e, para tanto, Enders (2009) aponta que devem ser realizados dois tipos de teste, segundo a metodologia de Johansen: teste sobre o traço e sobre o maior autovalor.

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (8)$$

em que $\hat{\lambda}_i$ é o valor estimado das raízes características (autovalores) obtidos durante a estimação da matriz π , e T é o número de observações. A primeira estatística tem como hipótese nula que o número de vetores de cointegração distintos não ultrapassa r contra uma alternativa geral, enquanto a segunda testa que o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese de ser $r+1$.

Após estimado, seja pela metodologia VAR ou VEC, é possível analisar o comportamento empírico do modelo por meio de funções de impulso e resposta e da decomposição da variância do erro.

3.2.4. Função de impulso e resposta

A função de impulso e resposta parte da representação do modelo VAR ou VEC em média móvel e permite visualizar o comportamento da trajetória das variáveis dados choques (impulsos): quantos períodos são necessários para que uma variável torne a convergir para sua média inicial ou outro patamar estável. Assim, esse resultado será utilizado para averiguar como os choques nas variáveis macroeconômicas afetam os deflatores do PIB e da agropecuária.

A título de ilustração, a representação de um VAR bivariado (y_t e z_t) em formato de média móvel é a que segue:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_t \epsilon_{t-i} \quad (9)$$

$$\text{Na qual: } x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \mu_t = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix}; \Phi_t = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(i) & \Phi_{12}(i) \\ \Phi_{21}(i) & \Phi_{22}(i) \end{bmatrix} \text{ e } \epsilon_{t-i} = \begin{bmatrix} \epsilon_{y_{t-i}} \\ \epsilon_{z_{t-i}} \end{bmatrix}.$$

Os coeficientes que compõe a matriz Φ_t são denominados função de impulso e resposta e, traçando seu gráfico contra o período i , é possível visualizar o comportamento das sequências das variáveis dados choques. Os erros são representados pelo componente ϵ_{t-i} .

3.2.5. Decomposição da variância dos erros de previsão

Também é de extrema importância o entendimento das propriedades dos erros de previsão a partir de sua decomposição. Isto contribui para o entendimento de inter-relações entre as variáveis: a proporção dos movimentos em uma sequência que dependem de seu próprio choque ou do de outra variável. (ENDERS, 2009)

Considere que conhecemos todos os valores dos coeficientes de um modelo VAR bivariado (y_t e z_t). Podemos escrever a previsão de uma variável de forma condicional ao seu valor observado. Sendo $x_t = [y_t, z_t]'$:

$$E_t x_{t+1} = A_0 + A_1 x_t \quad (10)$$

O erro de previsão, para este caso, pode ser escrito como sendo: $\epsilon_{t+1} = x_{t+1} - E_t x_{t+1}$, ou seja, o quanto o valor observado em $t + 1$ ficou distante do esperado dada a observação da variável em t .

De forma geral, a previsão a n períodos a frente pode ser descrita como $E_t x_{t+n} = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^n) A_0 + A_1^n x_t$ com seu erro de previsão associado $\epsilon_{t+n} + A_1 \epsilon_{t+n-1} + \dots + A_1^{n-1} \epsilon_{t+1}$.

Considerando a representação em média móvel, podemos escrever a previsão do vetor x_t , x_{t+1} , um período a frente de seu erro de previsão $\Phi_0 \epsilon_{t+1}$:

$$x_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \epsilon_{t+n-i} \quad (11)$$

Tal que o erro de previsão, $x_{t+n} - E_t x_{t+n}$, é dado por:

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \epsilon_{t+n-i} \quad (12)$$

Considerando apenas na sequência $\{y_t\}$, sabemos que o erro de previsão n -passos a frente será:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \Phi_{11}(0) \epsilon_{y_{t+n}} + \Phi_{11}(1) \epsilon_{y_{t+n-1}} + \dots + \Phi_{11}(n-1) \epsilon_{y_{t+1}} \\ + \Phi_{12}(0) \epsilon_{y_{t+n}} + \Phi_{12}(1) \epsilon_{y_{t+n-1}} + \dots + \Phi_{12}(n-1) \epsilon_{y_{t+1}} \quad (13)$$

Denote a variância como y_{t+n} como $\sigma_y(n)^2$:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2[\Phi_{11}(0)^2 + \Phi_{11}(1)^2 + \dots + \Phi_{11}(n-1)^2] + \sigma_z^2[\Phi_{12}(0)^2 + \Phi_{12}(1)^2 + \dots + \Phi_{12}(n-1)^2] \quad (14)$$

Como, necessariamente todos os valores $\Phi_{jk}(i)^2$ são não negativos, a variância do erro de previsão cresce à medida que o horizonte n aumenta. Ainda, é possível decompor a variância do erro para cada um dos choques. Respectivamente, as proporções de $\sigma_y(n)^2$ correspondente aos choques $\{\epsilon_{yt}\}$ e $\{\epsilon_{zt}\}$ são:

$$\frac{\sigma_y^2[\Phi_{11}(0)^2 + \Phi_{11}(1)^2 + \dots + \Phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (15)$$

$$\frac{\sigma_z^2[\Phi_{12}(0)^2 + \Phi_{12}(1)^2 + \dots + \Phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (16)$$

Para a aplicação da metodologia descrita, desde os testes de raiz unitária até os mecanismos de análise preditiva, foram utilizados dois softwares estatísticos: o *R*, plataforma gratuita para análise computacional e estatística disponível em <https://www.r-project.org/>; e o *RATS* (Regression Analysis of Time Series), programa desenvolvido e distribuído pela *Estima Inc.*

4. RESULTADOS

O Capítulo de resultados é segregada em três Seções. Na Seção 4.1 é realizada uma análise gráfica descritiva das séries relacionando suas trajetórias aos principais acontecimentos do período, que poderiam afetá-las. Em seguida, na Seção 4.2, são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração que levaram a optar pelo modelo de Correção de Erros Vetorial. Por fim, a Seção 4.3 apresenta os principais resultados obtidos na estimação do modelo – coeficientes estimados da matriz A , decomposição da variância dos erros de previsão e funções de impulso e resposta.

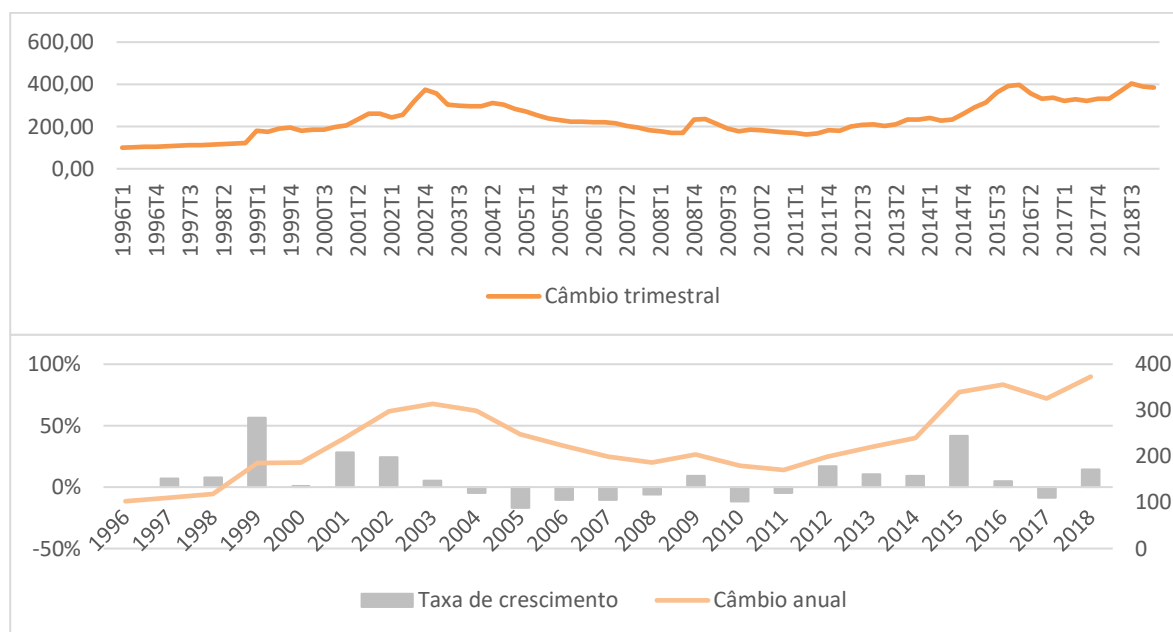
4.1. Análise descritiva da trajetória das variáveis

Além da aplicação da metodologia para obtenção de resultados baseados nas séries, faz-se necessário compreender a trajetória histórica das variáveis, uma vez que isto contribui para o entendimento e análise de resultados.

4.1.1. Câmbio nominal

Observando-se a Figura 3, que descreve a trajetória da variável câmbio em índice trimestral e anual, é possível verificar que logo no início a série caminha de forma suave, face à política de câmbio administrado, até que, em 1999, há a flexibilização e ocorre um salto em seu valor: esse foi o ano da adoção do regime de câmbio flutuante, em que houve intensa desvalorização, um aumento de 56%. A partir deste ponto, o Banco Central passa a intervir em seu valor somente buscando estabilizá-la. Entretanto, em 2002, com a incerteza das eleições houve mais um episódio de forte desvalorização cambial e, novamente, a série apresenta um salto para um valor 24,3% superior ao ano de 2001.

Figura 3. Índices trimestral e anual da taxa de câmbio nominal (Índice Real/Dólar) e taxa de crescimento anual.



Fonte: Ipeadata 1996=100

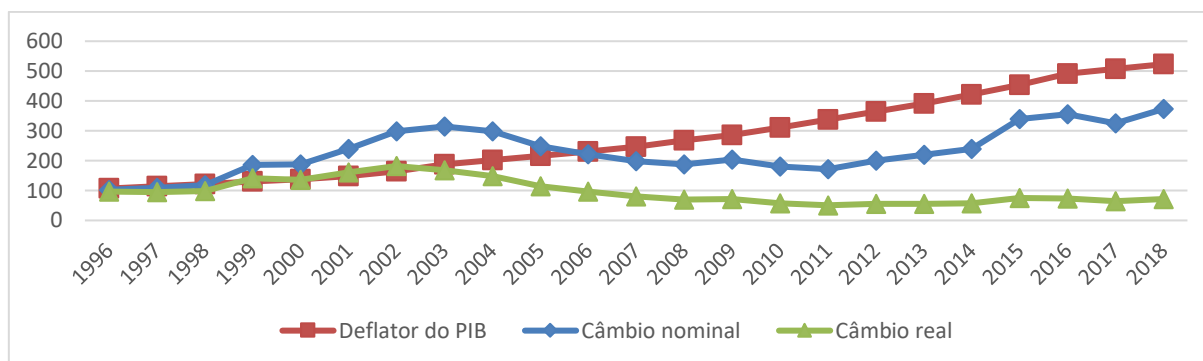
*A taxa de crescimento varia de -50% a 100%, enquanto o índice do câmbio anual varia de 0 a 400.

O bom resultado do balanço de pagamentos dos anos seguintes, principalmente devido ao bom desempenho da agropecuária frente à expansão do comércio mundial, ao lado da elevada taxa de juros, favoreceu a recomposição das reservas internacionais e a concomitante valorização do câmbio nacional (taxas de crescimento negativas). Durante esse período, o Brasil obteve grau de investimento nas principais agências internacionais de risco, incentivando a entrada de divisas também pela conta de capital.

Já em 2010, havia sinais de recuperação dos impactos da crise financeira mundial de 2008 e, a partir de 2011, dado o conjunto de políticas macroeconômicas expansionistas adotadas, o câmbio passou, novamente, a se desvalorizar, apresentando tendência de crescimento. Quando analisado o período a luz do comportamento dos preços internacionais das *commodities* agrícolas, Figura 8, percebe-se uma relação inversa entre as variáveis que corrobora a hipótese de existência da *commodity currency*. Em 2015, diante da crise política interna, a moeda nacional volta a sofrer forte desvalorização. A volatilidade da taxa de câmbio se reduz após 2016.

Deve-se enfatizar que essas movimentações cambiais nominais predominantemente no sentido da desvalorização, por serem em menor intensidade do que a taxa de inflação, não significavam desvalorização real, mas, sim, ao contrário levaram a significativa valorização real, que é a variável fundamental para determinar a competitividade da produção nacional nos mercados internacionais. Na Figura 4, apresenta-se para o período pós-Plano Real, o comportamento anual dos índices do câmbio nominal, do deflator do PIB e da razão entre ambos, uma medida do câmbio real mais relevante do ponto de vista do setor produtivo. Verifica-se uma valorização real do câmbio brasileiro depois de 2002 de forma que em 2018, o câmbio real havia se valorizado cerca de 25% em relação a seu valor de 1996 e 61% em relação a 2002. Do ponto de vista dos setores exportadores essa movimentação não tem sido favorável. Pois trata-se da taxa de conversão dos preços internacionais em dólares para valores reais em moeda nacional.

Figura 4. Evolução da Taxa Nominal e Real de Câmbio e o Deflator do PIB (1966=100)

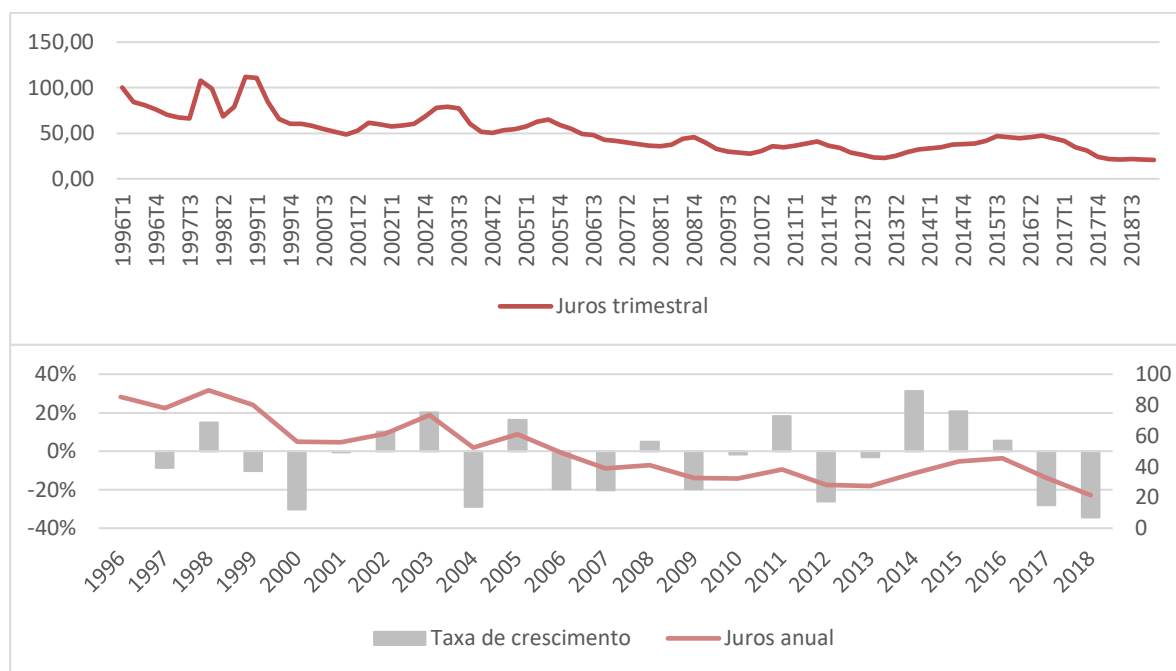


Fontes: Banco Central, IBGE, Ipeadata

4.1.2. Juros

Ao analisar o gráfico que explicita a trajetória da taxa de juros, Figura 5, podemos identificar a mudança na forma como a política monetária era feita no Brasil. No período anterior a 1999 a taxa de juros oscilava em torno um patamar que chegou a ser bastante elevado. A taxa de juros elevada fazia-se necessária como parte da estratégia de contenção da inflação após o Plano Real. Juros altos continham a demanda e tendiam a valorizar o câmbio, duas maneiras de atingir o objetivo pretendido. Índices trimestral e anual da taxa do juros e taxa de crescimento anual.

Figura 5. Índices trimestral e anual da taxa de juros nominal (*Overnight / Selic*) e taxa de crescimento anual.



Fonte: Ipeadata 1996=100

*A taxa de crescimento varia de -40% a 40%, enquanto o índice do juros anual varia de 0 a 100.

A partir do final da década de noventa, a taxa de juros passou a variar de forma mais suave. Em 2002, contudo, com a crise de confiança, a taxa de juros foi elevada de forma a contornar tanto o aumento abrupto da inflação, que atingiu 12,53% (sua meta era de 3,5%), quanto a auxiliar na retenção de capitais. A partir de 2003 a série passou a exibir uma tendência de redução com flutuações contra cíclicas (requeridas pelo regime de metas para inflação). O uso da taxa de juros como instrumento contra cíclico se tornou possível pelo amadurecimento da economia brasileira: as contas externas estavam saudáveis devido à exportação de *commodities* havendo um acúmulo de reservas cambiais, simultaneamente a um período de estabilidade na esfera política. (GARCIA, 2014).

É possível notar que a crise de 2008 não afetou a economia da mesma forma que as crises anteriores, principalmente quanto à taxa de juros. Isso se deveu ao fato de que o Banco Central pode variar seu valor: reduziu-se a Selic no momento de falência do Banco Lehman Brothers de forma simultânea ao aumento dos gastos públicos. A partir de 2010, o governo passa a tomar medidas para desaquecer a economia aumentando os juros em busca de uma redução da inflação que havia atingido cerca de 5,9%. Essas medidas ficaram conhecidas como “macroprudenciais”, e perderam força a partir do final de 2011 sendo que, em 2014, a taxa de juros tornou a se elevar para controle da inflação que só foi alcançado no final de 2017 e que permitiu uma redução em seu valor.

4.1.3. Volume do PIB

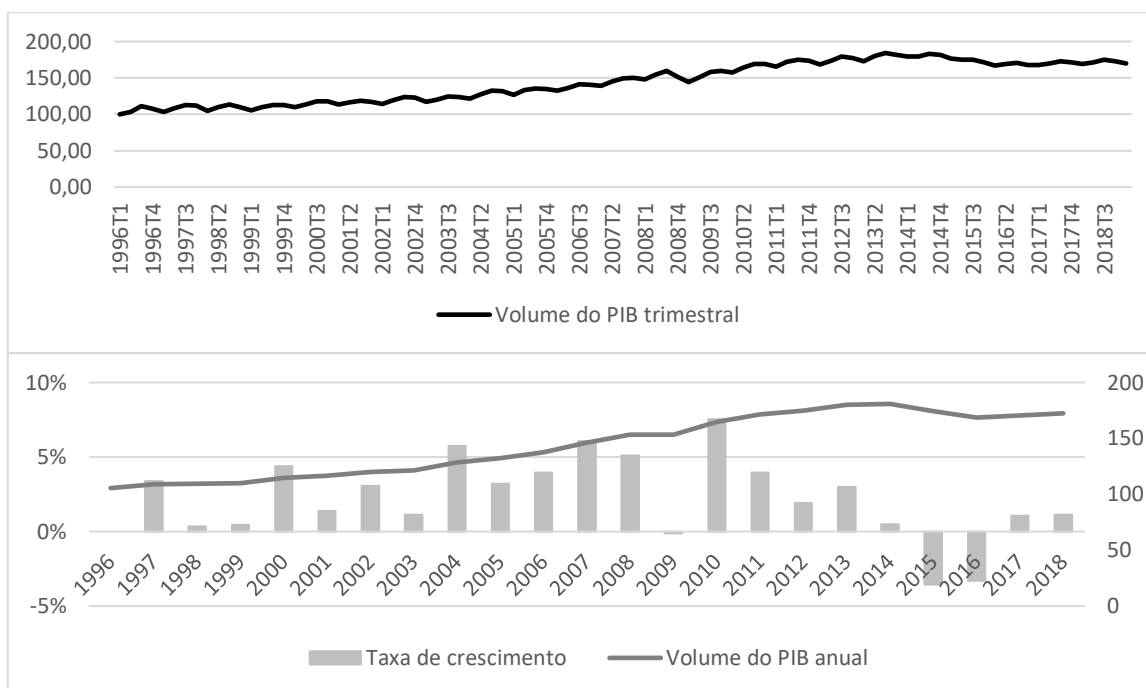
A série do volume do PIB, Figura 6, apresenta, no geral, uma tendência de crescimento. É fato que os anos de 1998 e 1999 marcados pela crise cambial, representaram uma redução expressiva na produção nacional: os juros foram elevados de forma a conter o excesso de

desvalorização cambial e conseqüente impacto inflacionário. Em 2001, há desaceleração devido à crise energética, um choque de oferta.

Apesar da contração sofrida em 2009, resultante da desaceleração econômica mundial de 2008, o período que envolve os anos de 2003 à 2014 foi marcado por um crescimento positivo médio de 3,5%, sendo os anos de 2004 e 2010 os de maior crescimento do volume do PIB, com taxas de crescimento de 5,7% e 7,5% respectivamente. Este intervalo corresponde ao período denominado na literatura como *boom das commodities* e, assim, atribui-se seu resultado ao bom desempenho da agropecuária que, considerando toda a sua cadeia produtiva (agronegócio), teve uma participação no contexto da economia brasileira de 22,5% em 2014. (BARROS, 2016). É importante ressaltar, também, a importância das exportações de origem mineral no período, componente do grupo conhecido como *commodities*.

A tendência de crescimento perdura até meados de 2014, ponto no qual passa a decair acentuadamente. Essa queda pode ser interpretada como fruto de falhas na condução da política econômica, com a crise fiscal afetando a confiança dos agentes econômicos, levando a conseqüente redução da taxa de investimento. A queda dos preços das *commodities* no mercado internacional comprometeu, em parte, o desempenho da economia brasileira à medida que teria tanto um efeito direto proporcional à participação do setor na economia, como o indireto afetando os termos de troca do Brasil e, portanto, o potencial das exportações como financiadoras das importações.

Figura 6. Índices trimestral e anual do volume do PIB e taxa de crescimento anual.



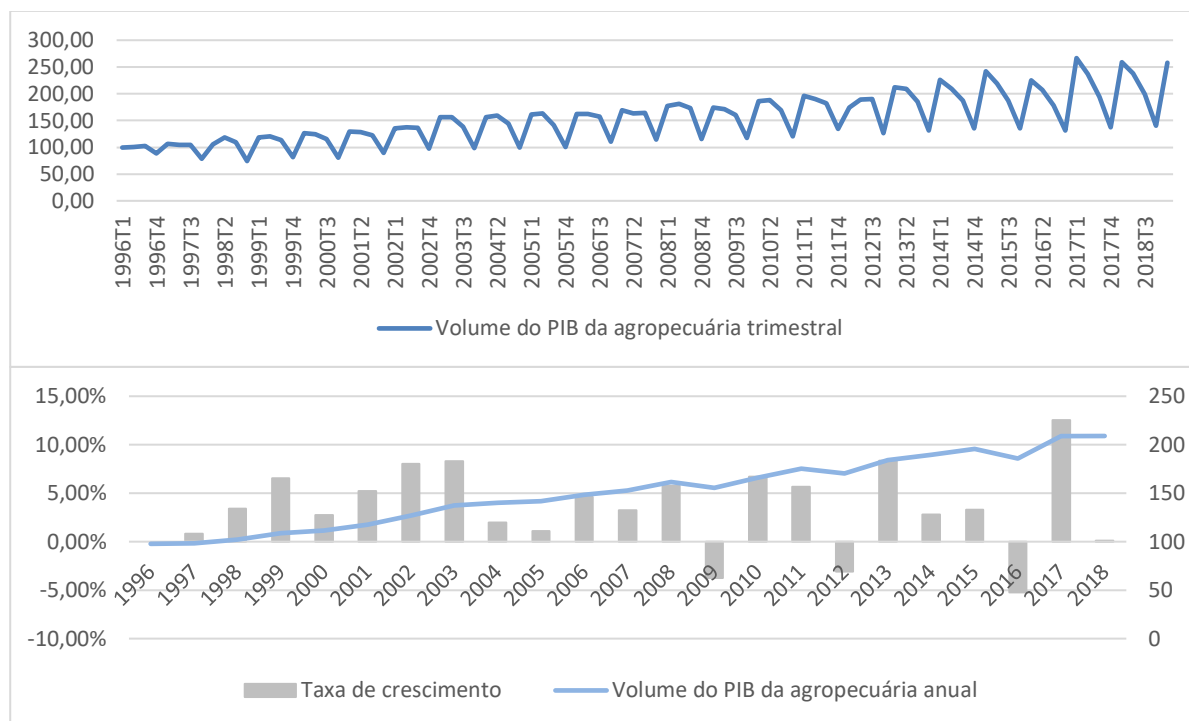
Fonte: IBGE, 1996=100

*A taxa de crescimento varia de -5% a 10%, enquanto o índice do volume do PIB anual varia de 0 a 200.

4.1.4. do PIB da agropecuária

O volume agropecuário tem crescido de maneira expressiva desde meados da década de 1970. A Figura 7 apresenta tanto o índice trimestral da variável, quanto o anual associado à taxa de crescimento. Grande parte de seu resultado se deu pelo aumento da produtividade do setor agrícola, o que posicionou o país entre os mais competitivos do mundo no setor. Bacchi, Gasques e Bastos (2018) demonstram que o produto agropecuário cresceu mais de quatro vezes no período de 1975 a 2016, sendo que a Produtividade Total dos Fatores (PTF) – relação entre o produto agregado e os insumos usados na produção – tem sido a principal fonte que impulsionou tal crescimento. Responsável por 80,6% do crescimento do produto agropecuário, a PTF registrou um crescimento anual médio de 3,08% no período. Os autores defendem que esse valor se deve, principalmente, pela melhor utilização dos insumos. Para o período de 2000 a 2016, a produtividade correspondeu a 76,4% do crescimento do produto, sendo a década de 2000 a de maior crescimento da PTF (3,20%).

Figura 7. Índices trimestral e anual do volume do PIB da agropecuária e taxa de crescimento anual.



Fonte: IBGE, 1996=100

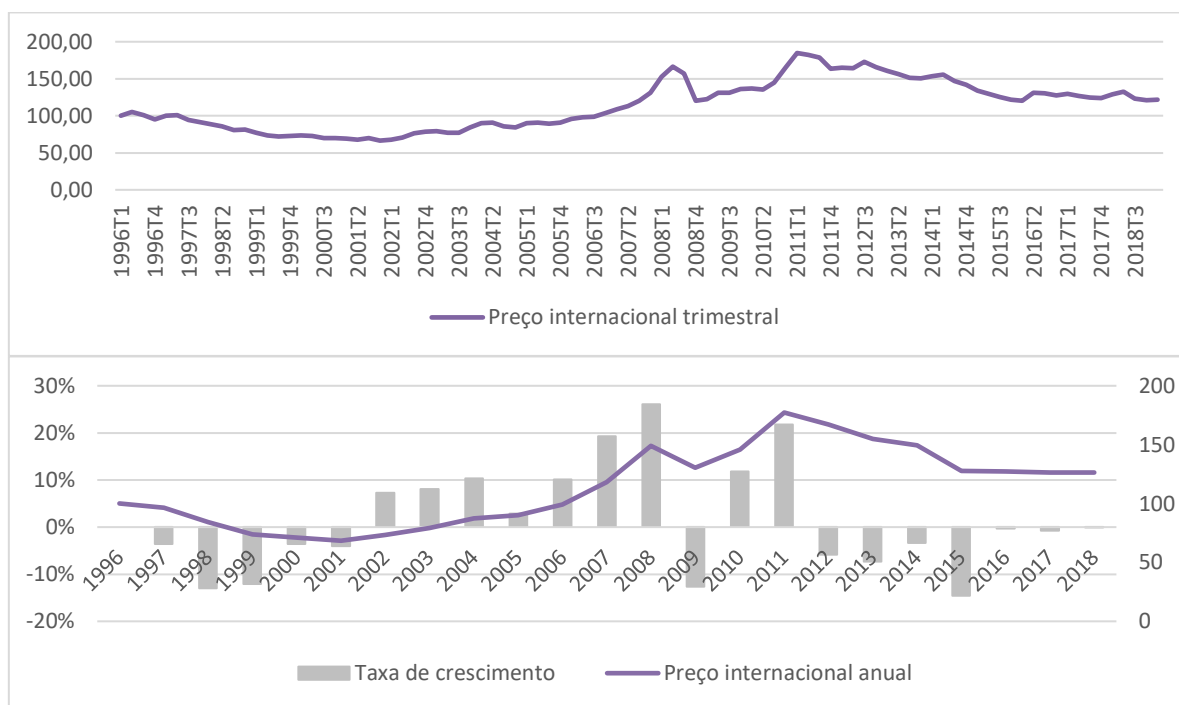
*A taxa de crescimento varia de -10% a 15%, enquanto o índice do volume do PIB da agropecuária anual varia de 0 a 250.

A trajetória de crescimento apresenta três anos de interrupção: 2009, 2012 e 2016. Os seguintes fatores podem explicar o acontecido. Para o primeiro ano, o resultado negativo pode ser atribuído aos efeitos da recessão mundial fruto da crise *subprime*. Já 2012 foi um ano marcado por intensa seca que prejudicou a produção. Problemas climáticos também explicariam o ocorrido em 2016. Pelo volume produzido pela agropecuária estar sujeito à fatores climáticos, é de se esperar, tanto padrões intra-anuais como interanuais.

4.1.5. Preço internacional das *commodities* agrícolas

A trajetória do preço internacional das *commodities* agrícolas, Figura 8, diferentemente dos volumes, não apresenta um aspecto visual de sazonalidade. Conforme apresentado anteriormente, houve um período de deflação no final da década de noventa devidos, principalmente, ao excesso de oferta de *commodities* no mercado internacional. A partir de 2002, o crescimento acelerado ocorre devido principalmente à demanda mundial, predominantemente da China, que inaugura uma fase de intenso crescimento econômico e substancial avanço na demanda por bens e serviços, inclusive as *commodities* importadas. Registra-se também contribuição de choques de origem climática e de custos de produção. Com a crise de 2008, o ritmo de crescimento da economia mundial foi reduzido. Novamente, ao final de 2011, seu valor tornou a aumentar devido a fatores climáticos e tensões políticas em países fornecedores de insumos energéticos. A partir desse ano, os preços agrícolas internacionais passaram a se recuperar, estabilizando seu valor por volta do final de 2014.

Figura 8. Índices trimestral e anual do preço internacional das *commodities* agrícolas e taxa de crescimento anual.



Fonte: World Bank, 1996=100

*A taxa de crescimento varia de -20% a 30%, enquanto o índice do preço internacional anual varia de 0 a 200.

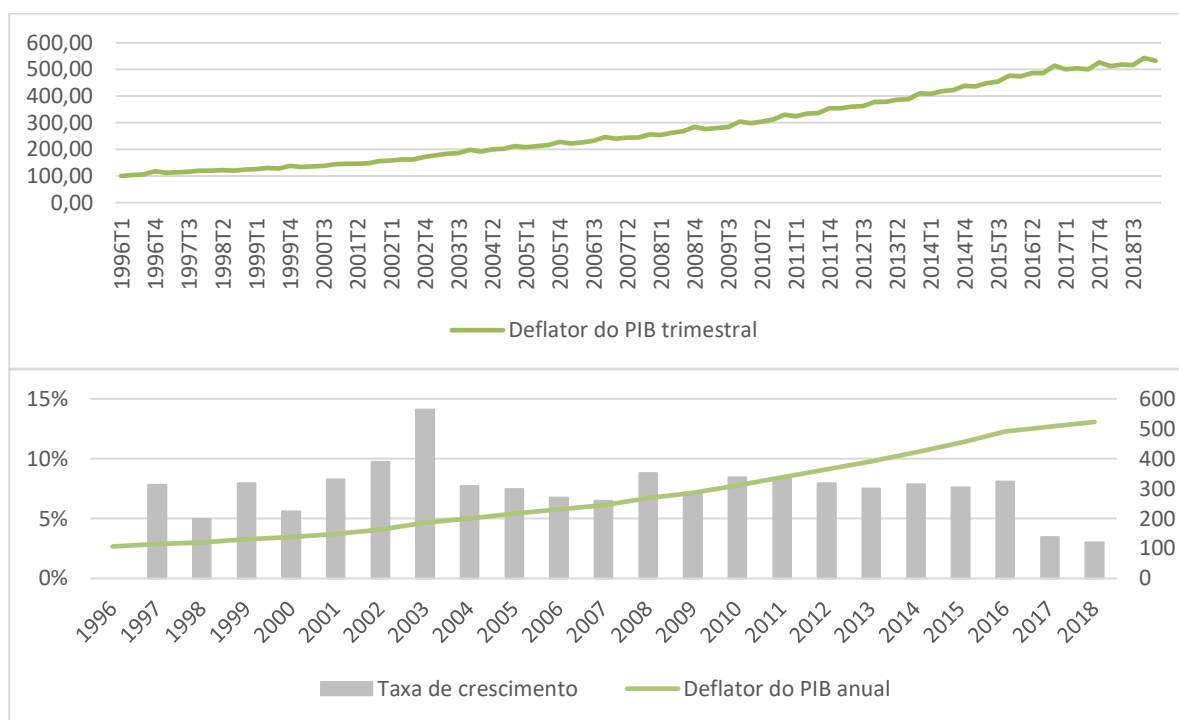
4.1.6. Deflator do PIB

Na evolução do deflator do PIB, Figura 9, é possível notar uma certa tendência estável de alta em sua trajetória. Por medir a variação dos preços a partir da perspectiva de produção

nacional, não se restringindo a uma cesta específica de bens, diferencia-se dos índices de preços tradicionais por sua abrangência. (Banco Central do Brasil, 2001)

Segundo Bacciotti (2018), a variação do deflator do PIB é impactada tanto pela variação dos deflatores dos diversos componentes (efeito preço) quanto pela mudança de peso relativo desses componentes no produto (efeito composição). Em termos de preço relativo, Barros (2016) demonstra que houve um aumento da importância dos setores de indústria e serviços durante o período de *bonança externa*, sendo o crescimento dos seus preços relativos de 2,6% e 3% respectivamente, enquanto o da agropecuária caiu em -2%. Assim, espera-se que o deflator do PIB seja afetado, em menor parte, pelo setor da agropecuária.

Figura 9. Índices trimestral e anual do deflator do PIB e taxa de crescimento anual.



Fonte: IBGE, 1996=100

*A taxa de crescimento varia de 0% a 15%, enquanto o índice do deflator do PIB anual varia de 0 a 600.

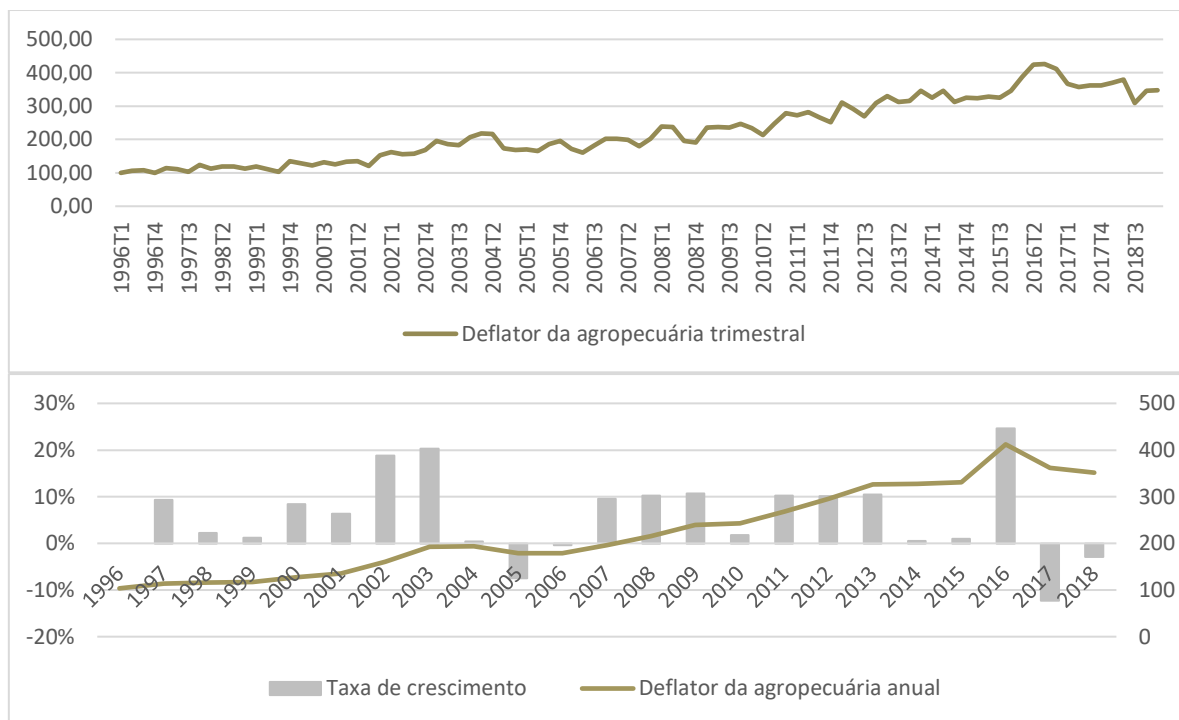
O deflator do PIB apresentou uma tendência clara de crescimento ao longo das últimas duas décadas, registrando um aumento de aproximadamente cinco vezes o seu valor durante o período analisado (primeiro trimestre de 1996 ao primeiro trimestre de 2019). Nota-se, também, certa alteração na tendência a partir de 2016, ano a partir do qual seu ritmo de crescimento se reduziu de forma significativa: de 8% em 2016 para 3,5% em 2017 e 3% em 2018, Figura 9.

4.1.7. Deflator da agropecuária

O deflator da agropecuária, por sua vez, captura a evolução dos preços implícitos deste setor. É possível notar, com base em sua trajetória apresentada na Figura 10, que este segue uma tendência de crescimento com algumas oscilações que podem ser interpretadas como

sazonalidade, uma vez que a produção agrícola baseia-se em safras além de ser dependente de fatores climáticos.

Figura 10. Índices trimestral e anual do deflator da agropecuária e taxa de crescimento anual.



Fonte: IBGE, 1996=100

*A taxa de crescimento varia de -20% a 30%, enquanto o índice do deflator da agropecuária anual varia de 0 a 500.

Ainda, é possível notar que a partir de 2004, com o *boom das commodities* seu valor apresentou uma oscilação retornando a um patamar mais elevado que antes. O crescimento contínuo dos preços no período está associado ao cenário internacional favorável: baixas taxas de juros nos países desenvolvidos e expansão das economias emergentes.

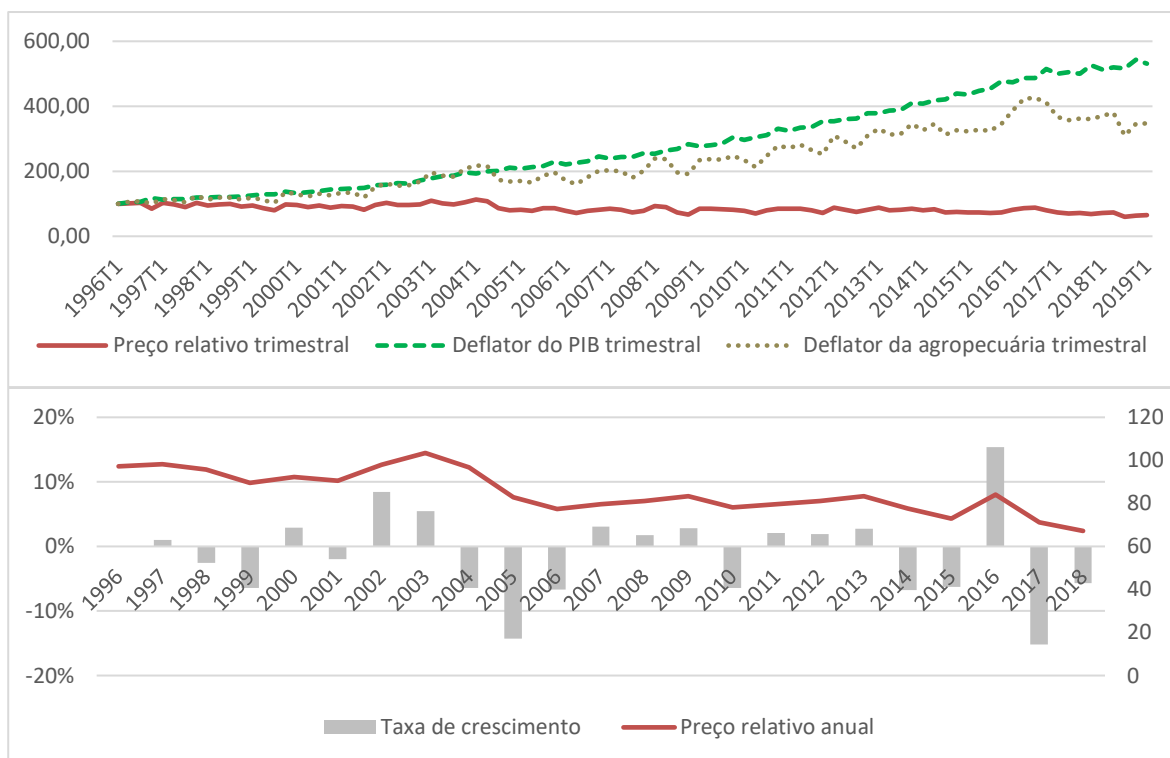
Ainda, seus valores se mantiveram crescentes a partir de 2010 devido, principalmente, a recuperação da economia mundial em um momento que se sofria por condições climáticas severas e, portanto, a oferta era reduzida. Ao longo de 2014, a economia brasileira entrou em recessão que, em partes, se deveu a queda mundial dos preços das *commodities*. A partir de 2015 o governo passou a adotar medidas de austeridade reduzindo sua demanda e liberando os preços do setor energético. Essas medidas contribuíram diretamente para um aumento da inflação que, conjugada a uma desvalorização cambial, contribuiu para um aumento nos preços da agropecuária em 2016.

4.1.8. Preço relativo da agropecuária

Pelo preço relativo da agropecuária ser derivado da relação entre o deflator da agropecuária e do PIB, é natural que sua trajetória siga a tendência destas variáveis, Figura 11. Quando há um descolamento entre os deflatores, sendo o do PIB superior ao da agropecuária, há uma

queda no preço relativo. Assim, a partir de 2004, com a intensificação da diferença entre as variáveis, o preço relativo vem sofrendo uma queda suave.

Figura 11. Índice trimestral do deflator do PIB, do deflator da agropecuária e do preço relativo da agropecuária e anual do preço relativo com sua respectiva taxa de crescimento.



Fonte: IBGE, 1996=100 e resultados da pesquisa.

*A taxa de crescimento varia de -20% a 20%, enquanto o índice do preço relativo anual varia de 0 a 120.

Sendo o preço relativo de um setor uma das medidas da importância relativa dos preços de seus produtos e insumos no sentido de incentivar sua lucratividade, é possível verificar que durante os últimos anos a movimentação de preços agrícolas e não agrícolas não tem sido favoráveis à agricultura. Não tem havido um incentivo do mercado para o seu crescimento. Mesmo assim, como foi observado, seu PIB volume tem crescido, ou seja, a importância da agropecuária vem diminuindo porque o seu volume produzido cresce enquanto seu preço relativo cai. Esse comportamento pode ser considerado estranho quando analisado a luz dos benefícios esperados à exportação do período de *boom das commodities*, no qual o setor foi responsável por uma melhora de bem estar, além de contribuir para o resultado da economia como um todo. (BARROS, 2016)

Para melhor compreender a sua trajetória, faz-se necessário o entendimento da dinâmica de seus componentes e os choques a que estão sujeitos.

4.2. Testes estatísticos: raiz unitária, seleção de defasagem e cointegração

Para mais informações quanto à tendência, determinar se esta é determinística ou estocástica, apenas a inspeção visual não é suficiente. Sendo assim, foram realizados testes de raiz unitária sobre as séries seguindo os procedimentos descritos por Enders (2009). Para a

seleção ideal de defasagens a serem incluídas no teste pode-se partir tanto da metodologia geral para específico que consiste em começar com um número elevado de defasagens e ir reduzindo ao se realizar testes subsequentes, quanto de modelos formais de critério de informação tais como AIC, SBC⁵ ou BIC. Para este trabalho, optou-se pelo modelo de seleção Baeyiano que apontou a inclusão de quatro defasagens para o teste. (ENDERS, 2009)

Assim, deve-se testar a existência de raiz unitária partindo do modelo mais complexo, que comporta a existência de tendência determinística e constante (*drift*) e, se necessário, testar a hipótese sobre modelos mais simples: apenas com constante ou apenas estocástico. Os resultados para o teste ADF são apresentados na Tabela 1.

Considere o câmbio e os valores críticos a 5% como exemplo. Primeiramente testou-se a hipótese nula de que a variável possui raiz unitária para o modelo completo. Esse teste requer a comparação do valor da estatística estimada com o valor crítico *tau3*. Observe que, por se tratar da distribuição de Dickey-Fuller, se o valor de teste for maior que o crítico não se rejeita a hipótese nula. Assim, como $-2,01 > -4,04$, então, há evidências da existência de raiz unitária. Para aumentar o poder do teste, é necessário verificar se a presença da tendência é significativa e, portanto, testou-se a hipótese nula de que o coeficiente de tendência é nulo dado que existe raiz unitária, confrontando o valor estimado com *phi3*. No caso, $2,34 < 8,73$ e, por se tratar de um teste F, não se rejeita a hipótese nula. Como a tendência não é significativa estimou-se o modelo apenas com constante. De forma análoga, testou-se a hipótese nula de existência de raiz unitária comparando o valor estimado a *tau2* e de significância da constante com *phi1*, nesse caso não se pode rejeitar nenhuma das hipóteses nulas. Por fim, estimou-se o modelo sem tendência e sem constante testando o valor crítico contra *tau1* para existência de raiz unitária. Como resultado, o câmbio apresenta comportamento puramente estocástico sendo estacionário na primeira diferença.

⁵ Critério de Seleção de Schwarz,

Tabela 1. Resultados do teste ADF sobre as séries em nível.

Modelo	Com tendência e constante			Com constante		Sem tendência e sem constante	Primeira diferença
	tau3 ⁶	phi2 ⁷	phi3 ⁸	tau2 ⁹	phi1 ¹⁰	tau1 ¹¹	tau1
Valor crítico a 1%	-4,04	6,50	8,73	-3,51	6,70	-2,60	-2,60
Valor crítico a 5%	-3,45	4,88	6,49	-2,89	4,71	-1,95	-1,95
Valor crítico a 10%	-3,15	4,16	5,47	-2,58	3,86	-1,61	-1,61
Cambio	-2,01	2,09	2,34	-1,98	2,75	1,19	-6,01
Juros	-3,14	3,66	5,04	-0,93	1,06	-1,20	-7,90
Volume do PIB	-1,28	1,73	1,29	-1,27	2,11	1,55	-2,48
Volume da Agropecuária	-2,20	5,64	2,65	-0,98	6,06	3,28	-5,61
Preço da Agricultura Internacional	-2,07	1,44	2,14	-0,93	0,48	0,23	-6,80
Deflator do PIB	-0,65	5,44	0,72	-1,04	8,05	3,42	-1,14
Deflator da Agropecuária	-2,67	4,17	3,79	-1,13	2,96	2,05	-10,15
Preço Relativo Agropecuária	-5,25	9,37	13,84	-1,66	1,84	-1,37	-8,20

Fonte: Dados da pesquisa.

Estendendo a metodologia às demais variáveis, encontrou-se que, assim como o câmbio, o juros, o volume do PIB, o preço internacional das *commodities* agrícolas (preço da agricultura internacional) e o deflator da agropecuária são séries que apresentam apenas raiz unitária. Já para o volume da agropecuária e para o deflator do PIB, rejeita-se a hipótese nula de inexistência de constante, enquanto o preço relativo da agropecuária apresentou comportamento estacionário, uma vez que a hipótese nula de existência de raiz unitária sobre o modelo completo foi rejeitada. Quando considerada a primeira diferença, as variáveis são estacionárias, com exceção do deflator do PIB.

Adicionalmente, realizou-se o teste DF-GLS (cauda esquerda da distribuição) apresentado na Tabela 2. Neste caso, tem-se como resultado que todas as variáveis são integradas de primeiro grau, $I(1)$, para 5 e 10%, uma vez que não se rejeita a hipótese nula de que existe raiz unitária quando em nível e rejeita-se na primeira diferença. De forma mais específica, o

⁶ Tau3 corresponde ao teste da hipótese nula sobre o termo defasado: existe raiz unitária. Como a distribuição do teste é a Dickey-Fuller, se o valor estimado for maior que o crítico, não se rejeita H0.

⁷ Phi2 corresponde ao teste conjunto sobre os coeficientes da tendência e da constante: ambos equivalem a zero. Para o procedimento em questão, não se faz uso desta estatística.

⁸ Phi3 testa de forma conjunta os termos da tendência e da defasagem: ambos equivalem a zero. Como a distribuição do teste é a F, se o valor estimado for menor que o crítico, não se rejeita H0.

⁹ Tau2 corresponde ao teste da hipótese nula sobre o termo defasado: existe raiz unitária. Como a distribuição do teste é a Dickey-Fuller, se o valor estimado for maior que o crítico, não se rejeita H0.

¹⁰ Phi1 testa conjuntamente o termo defasado e a constante: ambos equivalem a zero. Como a distribuição do teste é a F, se o valor estimado for menor que o crítico, não se rejeita H0.

¹¹ Tau1 corresponde ao teste da hipótese nula sobre o termo defasado: existe raiz unitária. Como a distribuição do teste é a Dickey-Fuller, se o valor estimado for maior que o crítico, não se rejeita H0.

teste sugere que as variáveis volume da agropecuária e preço relativo possuem apenas constante a 5% e, para o deflator do PIB, esse comportamento é observado a 10%. Para as demais variáveis, não se pode rejeitar a existência de raiz unitária em ambos os casos. (HANCK *et al.*, 2019)

Tabela 2. Resultado do teste DF-GLS sobre as variáveis em nível.

Modelo	Com tendência	Com constante
Valor crítico a 1%	-3,58	-2,59
Valor crítico a 5%	-3,03	-1,94
Valor crítico a 10%	-2,74	-1,62
Câmbio	-1,52	0,01
ΔCâmbio	-5,74	-5,72
Juros	-2,60	-0,16
ΔJuros	-4,20	-2,96
Volume do PIB	-0,29	1,96
ΔVolume do PIB	-5,91	-3,50
Volume Agropecuária	-14,36	-1,52
ΔVolume Agropecuária	-14,38	-32,26
Preço Agricultura Internacional	-1,25	-0,87
Δ Preço Agricultura Internacional	-5,15	-4,18
Deflator do PIB	-1,57	2,39
ΔDeflator do PIB	-6,54	-4,38
Deflator da Agropecuária	-2,80	0,74
ΔDeflator da Agropecuária	-7,03	-5,45
Preço Relativo da Agropecuária	-3,60	-0,72
ΔPreço Relativo da Agropecuária	-7,84	-7,15

Fonte: Dados da pesquisa.

Dado os resultados obtidos, as séries de interesse apresentam comportamento não estacionário e, portanto, são necessárias a inclusão das variáveis em diferença no modelo e de constante.

Para definir a quantidade de defasagens a serem utilizadas no processo de estimação do modelo, realizou-se o teste de seleção para os dois casos: incluindo os deflatores como variáveis endógenas (total de sete variáveis) e incluindo o preço relativo como variável endógena (total de seis variáveis). Para o primeiro caso, o critério AIC indicou que fossem utilizadas quatro defasagens, enquanto HQ e SC tiveram como resultado três defasagens, conforme a Tabela 3 (resultados indicados pelo uso de *).

Tabela 3. Definição de defasagens para o conjunto de dados que inclui os deflatores.

Critério	Número de defasagens			
	1	2	3	4
AIC	-40,60	-41,61	-43,56	-43,87*
HQ	-39,96	-40,42	-41,81*	-41,57
SC	-39,02	-38,65	-39,22*	-38,16

Fonte: Dados da pesquisa.

O mesmo resultado pode ser observado, Tabela 4, para o caso em que se inclui o preço relativo da agropecuária como variável endógena de forma a substituir os deflatores.

Tabela 4. Definição de defasagens para o conjunto de dados que inclui o preço relativo da agropecuária

Critério	Número de Defasagens			
	1	2	3	4
AIC	-31,88	-32,39	-34,66	-34,91*
HQ	-31,40	-31,51	-33,37*	-33,21
SC	-30,69	-30,20	-31,45*	-30,69

Fonte: Dados da pesquisa.

Assim, para a estimação dos modelos, considerou-se até três defasagens em ambos os casos. Pelas variáveis serem integradas de mesma ordem, $I(1)$, para definir se o melhor modelo a ser utilizado é o VAR estrutural em primeira diferença ou o VEC (VAR estrutural com a adição de termo de correção de erros), é necessário avaliar a possível existência de relações de cointegração. Para isso, foi realizado o teste de cointegração de Johansen. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5. Resultado do teste de cointegração entre dois conjuntos de variáveis: com os deflatores e com o preço relativo da agropecuária.

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Com os deflatores		Com o preço relativo da agropecuária	
		λ traço	Valor Crítico	λ traço	Valor Crítico
$r = 0$	$r > 0$	247,82	134,543	248,52	103,679
$r \leq 1$	$r > 1$	132,83	103,679	94,29	76,813
$r \leq 2$	$r > 2$	25,26	76,813	31,02	53,945
$r \leq 3$	$r > 3$	14,36	53,945	18,46	35,07
$r \leq 4$	$r > 4$	7,93	35,07	6,57	20,164
$r \leq 5$	$r > 5$	2,02	20,164	2,93	9,142

Fonte: Dados da pesquisa.

Para ambos os casos, rejeita-se a hipótese nula de não existência de vetores de cointegração ao nível de significância de 5%, uma vez que a estatística de traço possui valor superior ao crítico. A hipótese de que existem $r \leq 2$ vetores de cointegração não pode ser rejeitada para os dois modelos e, dessa forma, deve-se incluir dois vetores de cointegração.

4.3. Modelo de Correção de Erros Vetorial

Uma vez incorporados no VAR em primeira diferenças os vetores de cointegração, são necessárias restrições para recuperar os parâmetros estruturais. Assim, partindo da decomposição de Choleski – matriz triangular inferior que leva em consideração a exogeneidade das variáveis – e restrições a ela adicionadas conforme a significância dos parâmetros estimados foi possível estimar a matriz de relações contemporâneas para ambas as estruturas de dados que são descritas em detalhes na sequência.

Partindo-se do pressuposto de que o preço internacional das *commodities* agrícolas é formado no mercado mundial e, portanto, o Brasil é tomador de preços, esta variável é tida como a mais exógena do modelo, seguida pelas duas variáveis macroeconômicas sujeitas a decisões de política – câmbio nominal e taxa de juros – e duas puramente endógenas: PIB total e seu deflator. Sendo a agropecuária o setor de maior interesse desta pesquisa, manteve-se suas variáveis como as mais endógenas: volume da agropecuária e deflator da agropecuária ou volume da agropecuária e preço relativo da agropecuária. São considerados, portanto, os modelos:

- Modelo 1: Preço internacional das *commodities* agrícolas, câmbio, juros, volume do PIB, deflator do PIB, volume da agropecuária e deflator da agropecuária.
- Modelo 2: Preço internacional das *commodities* agrícolas, câmbio, juros, volume do PIB, volume da agropecuária e preço relativo da agropecuária.

Estimadas as matrizes de relações contemporâneas, os resultados são os que seguem.

Tabela 6. Coeficientes da matriz de relações contemporâneas considerando o Modelo 1.

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Significância
a_{21}	-0,671	0,156	-4,299	0,000
a_{42}	-0,055	0,015	-3,757	0,000
a_{62}	0,153	0,035	4,362	0,000
a_{64}	0,647	0,247	2,624	0,009
a_{71}	0,678	0,139	4,889	0,000
a_{74}	-1,476	0,632	-2,334	0,020
a_{75}	2,814	0,647	4,352	0,000
a_{76}	-0,917	0,286	-3,205	0,001

Fonte: Dados da pesquisa.

Observando a Tabela 6 é possível verificar que, contemporaneamente, o preço internacional das *commodities* agrícolas possui efeito negativo sobre o câmbio nominal, a_{21} , e positivo sobre o deflator da agropecuária, a_{71} . O primeiro efeito evidencia que quando os preços internacionais se elevam, há um estímulo às exportações, uma vez que seu valor é maior e, assim, aumentam-se as divisas estrangeiras no país e a taxa de câmbio se reduz. Quanto ao segundo efeito, pelo país ser tomador de preços de *commodities* (formados no mercado internacional), alterações em seu valor possui impacto direto sobre os preços nacionais destes bens.

Por sua vez, o câmbio nominal afeta ambos os volumes, sendo seu efeito negativo sobre o volume total (PIB), a_{42} , e positivo sobre o da agropecuária, a_{62} . Quanto ao segundo efeito, um aumento da taxa de câmbio significa que o valor da moeda nacional desvaloriza-se, o que desestimula as importações e estimula as exportações o que, por sua vez, justifica o aumento do seu volume uma vez que o setor da agropecuária destina grande parte da produção à exportação e apresentou uma produtividade crescente nos últimos anos – menor uso de insumos para produção. Já o primeiro efeito, entretanto, evidencia o fato de que, diferentemente do setor da agropecuária especificamente, a economia como um todo é afetada negativamente provavelmente tanto pelo encarecimento dos bens de capital e insumos importados como pela baixa competitividade dos demais setores (que não a agropecuária) e consequente baixa inserção internacional, o que faz com que não se beneficiem da desvalorização do câmbio.

O coeficiente a_{64} representa o efeito contemporâneo do volume do PIB sobre o volume da agropecuária. Seu valor estimado sugere uma relação positiva entre as variáveis. Um aumento da produção nacional, em resposta a um estímulo qualquer, tem efeito positivo sobre a produção do setor agropecuário. Isso pode estar relacionado a tanto um barateamento dos insumos, pelo aumento de sua oferta, como quanto a um estímulo generalizado de demanda.

O deflator da agropecuária, por sua vez, é influenciado positivamente pelo preço internacional das *commodities* agrícolas, a_{71} , negativamente por aumentos no volume do total e do setor, a_{74} e a_{76} , e positivamente pelo deflator do PIB, a_{75} . Como descrito anteriormente, o primeiro efeito evidencia o comportamento de tomador de preços do mercado internacional. Em relação aos efeitos do volume agropecuário, a_{76} , parece que a queda simultânea do deflator do setor se deve ao fato de que aumentos no volume decorrem de elevações na produtividade (choque de oferta para a direita). Aumentos no volume total também deslocariam contemporaneamente a oferta agrícola para a direita, possivelmente

em razão da interdependência entre o comportamento dos diferentes setores da economia (aumentos na oferta de insumos agrícolas e de serviços para a agricultura – logística e comércio e outros componentes do PIB total, por exemplo, tenderiam estimular a produção agrícola). Seria esperado, como se observou, que um aumento no deflator geral produzisse efeito no mesmo sentido no deflator agrícola: seria um efeito de levar para a esquerda a oferta agregada em razão dos custos da agricultura se elevarem.

De maneira geral, as variáveis relacionadas ao setor da agropecuária se mostram mais endógenas em relação às que representam a economia como um todo uma vez que, para o período observado, tanto o deflator quanto o volume da agropecuária sofreram algum efeito contemporâneo de alterações nas demais variáveis, enquanto não foi possível identificar efeitos contemporâneos sobre o deflator do PIB, um dos componentes do preço relativo.

Tabela 7. Coeficientes da matriz de relações contemporâneas considerando o Modelo 2.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Significância
a_{21}	-0,596	0,163	-3,656	0,000
a_{43}	0,024	0,012	2,016	0,044
a_{52}	0,216	0,034	6,343	0,000
a_{54}	1,008	0,229	4,406	0,000
a_{61}	0,771	0,128	6,012	0,000
a_{62}	0,201	0,099	2,032	0,042
a_{63}	0,169	0,061	2,756	0,006
a_{64}	-1,562	0,612	-2,552	0,011
a_{65}	-1,164	0,260	-4,477	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.

Quando se altera a configuração da base de dados para o Modelo 2, encontra-se que os choques em todas as variáveis possuem efeito contemporâneo significativo sobre o preço relativo da agropecuária, como pode ser observado na Tabela 7. O preço internacional das *commodities* agrícolas, bem como o câmbio e o juros, afetam de forma positiva a variável de interesse (a_{61} , a_{62} e a_{63} respectivamente) enquanto os volumes do PIB e da agropecuária de maneira negativa (a_{64} e a_{65}).

Os efeitos do preço internacional das *commodities* agrícolas, do volume do PIB e da agropecuária sobre o preço relativo se comportam, contemporaneamente, conforme o esperado. Uma alta nos preços internacionais tem efeito direto sobre os preços da agropecuária impactando o seu preço relativo positivamente, a_{61} . O aumento da produção, tanto da economia como um todo quanto do setor, gera pressão sobre os preços para que estes se reduzam, configuração de um deslocamento para a direita da curva de oferta, como descrito anteriormente, a_{64} e a_{65} . Entretanto, o sinal observado para o juros, a_{63} , não condiz com o esperado, uma vez que, este influencia diretamente o custo de estoque e, assim, esperava-se que o efeito fosse inverso: quanto mais altos os juros, maior o custo de estoque e, conseqüentemente, menor o preço.

Em relação ao câmbio, uma valorização leva a uma redução da exportação e aumento da importação e, conseqüentemente, do incentivo à produção gerando uma pressão sobre os preços. Essa pressão afeta o preço relativo a depender de sua magnitude sobre seus

componentes: se o efeito for maior sobre a economia como um todo (deflator do PIB) do que sobre a agropecuária (deflator da agropecuária) o preço relativo do setor irá diminuir e a relação entre o câmbio e o preço relativo será, de fato, positiva. Entretanto, se o setor da agropecuária for o mais afetado, o preço relativo irá aumentar. Durante o *boom das commodities* essa relação foi positiva: ao mesmo tempo em que o câmbio sofreu valorização o preço relativo da agropecuária diminuiu, uma vez que a taxa de crescimento do deflator do PIB (8%) superou a do deflator da agropecuária (6%).

Assim, para melhor compreender a dinâmica entre as variáveis e o possível efeito de longo prazo, são analisadas as decomposições da variância do erro, bem como construídas as funções de impulso e resposta e impulso e resposta acumulada.

4.3.1. Dinâmica do preço relativo da agropecuária

As tabelas 8, 9 e 10 apresentam os resultados da decomposição da variância do erro de previsão para as variáveis: preço relativo da agropecuária, deflator da agropecuária e deflator do PIB respectivamente, para até 12 períodos (trimestres).

Tabela 8. Decomposição da variância do erro de previsão do preço relativo da agropecuária.

<i>t</i>	Erro Padrão	Preço da Agricultura Internacional	Câmbio	Juros	Volume do PIB	Volume da Agropecuária	Preço Relativo da Agropecuária
1	0,069	25,146	0,065	1,851	14,486	12,350	46,102
2	0,073	23,332	0,494	1,677	13,231	12,729	48,536
3	0,077	22,355	0,790	1,825	17,659	12,100	45,271
4	0,079	22,157	2,147	2,369	17,286	11,618	44,423
5	0,080	21,912	2,335	3,002	17,305	11,575	43,870
6	0,080	21,686	2,309	3,890	17,318	11,455	43,342
7	0,081	21,744	2,388	4,175	17,189	11,358	43,145
8	0,081	21,686	2,382	4,282	17,291	11,322	43,037
9	0,081	21,757	2,423	4,331	17,253	11,294	42,941
10	0,081	21,759	2,429	4,333	17,286	11,282	42,913
11	0,081	21,767	2,443	4,331	17,279	11,280	42,901
12	0,081	21,773	2,441	4,329	17,299	11,274	42,883

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 9. Decomposição da variância do erro de previsão do deflator da agropecuária.

t	Erro Padrão	Preço da Agricultura Internacional	Câmbio	Juros	Volume do PIB	Deflator do PIB	Volume da Agropecuária	Deflator da Agropecuária
1	0,072	17,551	0,049	0,244	6,231	13,175	5,767	56,984
2	0,075	16,324	0,096	2,888	6,585	12,874	5,758	55,474
3	0,079	15,123	0,107	3,163	9,327	12,993	5,403	53,885
4	0,084	17,069	2,451	4,446	8,618	13,216	4,762	49,438
5	0,085	16,869	2,523	4,931	9,313	13,315	4,667	48,382
6	0,085	17,036	2,503	5,047	9,347	13,306	4,635	48,125
7	0,086	16,817	3,064	5,402	9,177	13,278	4,551	47,710
8	0,086	16,826	3,127	5,392	9,182	13,256	4,542	47,675
9	0,087	16,870	3,281	5,454	9,134	13,238	4,545	47,477
10	0,087	16,862	3,293	5,449	9,121	13,250	4,543	47,482
11	0,087	16,862	3,330	5,452	9,121	13,240	4,542	47,452
12	0,087	16,873	3,331	5,451	9,120	13,241	4,541	47,444

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 10. Decomposição da variância do erro de previsão do deflator do PIB.

t	Erro Padrão	Preço da Agricultura Internacional	Câmbio	Juros	Volume do PIB	Deflator do PIB	Volume da Agropecuária	Deflator da Agropecuária
1	0,009	0,000	0,000	0,000	0,000	100,000	0,000	0,000
2	0,010	0,702	0,000	6,409	0,695	90,885	0,021	1,287
3	0,011	4,925	0,249	9,431	0,830	83,132	0,056	1,376
4	0,012	4,248	13,708	8,078	0,776	70,668	0,190	2,332
5	0,012	4,499	14,738	7,897	0,760	68,509	0,774	2,821
6	0,012	5,332	15,321	8,041	0,780	66,873	0,894	2,759
7	0,012	5,330	15,173	8,000	1,043	66,262	0,898	3,294
8	0,012	5,335	15,437	7,960	1,038	65,795	0,893	3,542
9	0,012	5,326	15,442	7,948	1,138	65,699	0,894	3,553
10	0,012	5,355	15,490	7,940	1,136	65,574	0,893	3,612
11	0,012	5,348	15,489	7,930	1,185	65,547	0,893	3,608
12	0,012	5,355	15,504	7,931	1,184	65,513	0,895	3,617

Fonte: Dados da pesquisa.

Como se pode observar, a variável de preços relativos da agropecuária apresenta um comportamento relativamente endógeno, uma vez que o seu erro de previsão depende cerca de 40% de sua própria variância (menos da metade) e o restante é distribuído entre as demais variáveis com uma dependência mais significativa dos preços internacionais das *commodities* agrícolas e dos volumes do PIB e da agropecuária.

A variância do erro de previsão do deflator da agropecuária, de forma semelhante ao preço relativo, pode ser explicada predominantemente por outras variáveis como pelos preços internacionais das *commodities* agrícolas e o deflator do PIB desde o período inicial. Já o deflator do PIB possui comportamento essencialmente exógeno em um primeiro momento,

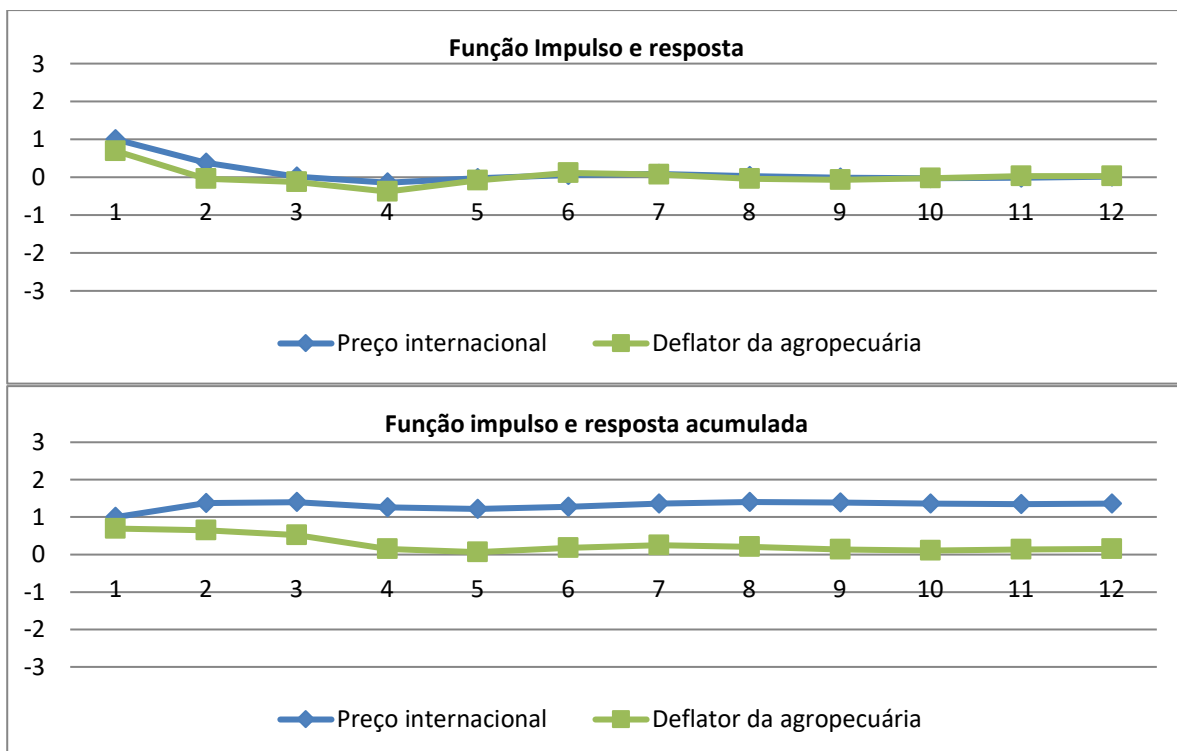
sendo que a partir do terceiro e quarto períodos sua variância passa a depender, ainda que timidamente, do câmbio.

Dados os resultados e, considerando a definição do preço relativo da agropecuária, pode-se concluir que a variação dos erros de previsão sobre esta variável é fruto, essencialmente, das variações no deflator da agropecuária. Assim sendo, a trajetória dos preços relativos tende a seguir, em grande parte, a desse deflator.

A seguir apresentam-se, de forma específica, os impactos de choques nas variáveis que compõem o modelo sobre a trajetória das variáveis de interesse (preço relativo e deflatores) a fim de melhor compreender a sua persistência e magnitude. Isto é feito a partir da construção das funções impulso resposta e impulso resposta acumuladas em termos de elasticidade. Para isso, basta dividir os impactos pelo desvio padrão da variável que sofre o choque. Foca-se naquelas relações que se mostram mais relevantes em termos da decomposição de variância. Assim são apresentados os efeitos dinâmicos (momentâneos e acumulados) de:

- (a) um choque nos preços de *commodities* internacionais sobre o preço relativo e sobre o deflator da agropecuária;
- (b) um choque no volume do PIB sobre o preço relativo;
- (c) um choque no volume da agropecuária sobre o preço relativo; e
- (d) um choque no deflator do PIB sobre o deflator agrícola.

Figura 12. Função impulso e resposta e função impulso e resposta acumulada de um choque no preço internacional das *commodities* agrícolas sobre o deflator da agropecuária.



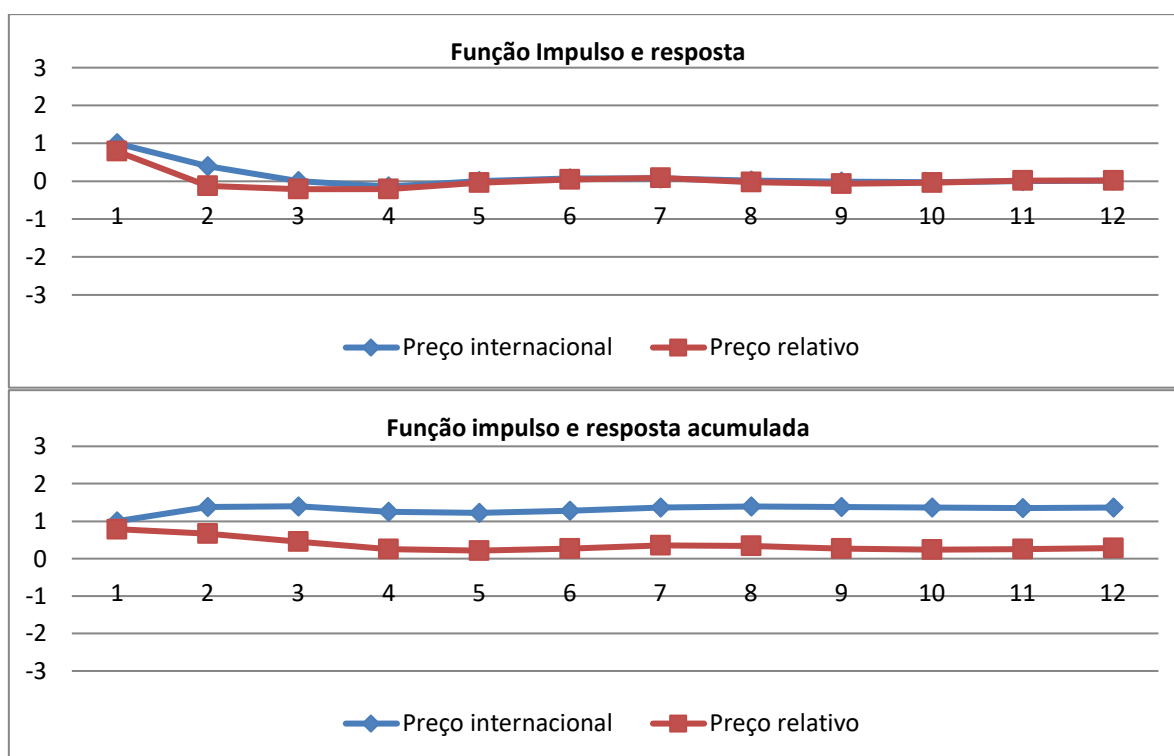
Fonte: Dados da pesquisa.

Para o primeiro caso, choque de 10% nos preços de *commodities* internacionais sobre o deflator da agropecuária, conforme o Modelo 1, nota-se que, em um primeiro momento, o deflator tende a aumentar em cerca de 7%, no entanto, este impacto não se mostrou persistente: já no segundo período ambas as variáveis tendem a estabilizar-se, Figura 12. A estabilização, entretanto, se dá em um patamar acumulado mais elevado tanto para o preço internacional das *commodities* agrícolas, 13,6%, quanto para o deflator da agropecuária, 1,5%.

Considerando o mesmo choque sobre o preço relativo, Modelo 2, observa-se o mesmo comportamento: no primeiro período há uma elevação em seu valor que atinge aproximadamente 9%, as variáveis se estabilizam após dois períodos e o patamar de estabilização acumulado é mais elevado para ambas, sendo de 2,8% superior ao inicial para o preço relativo, Figura 13.

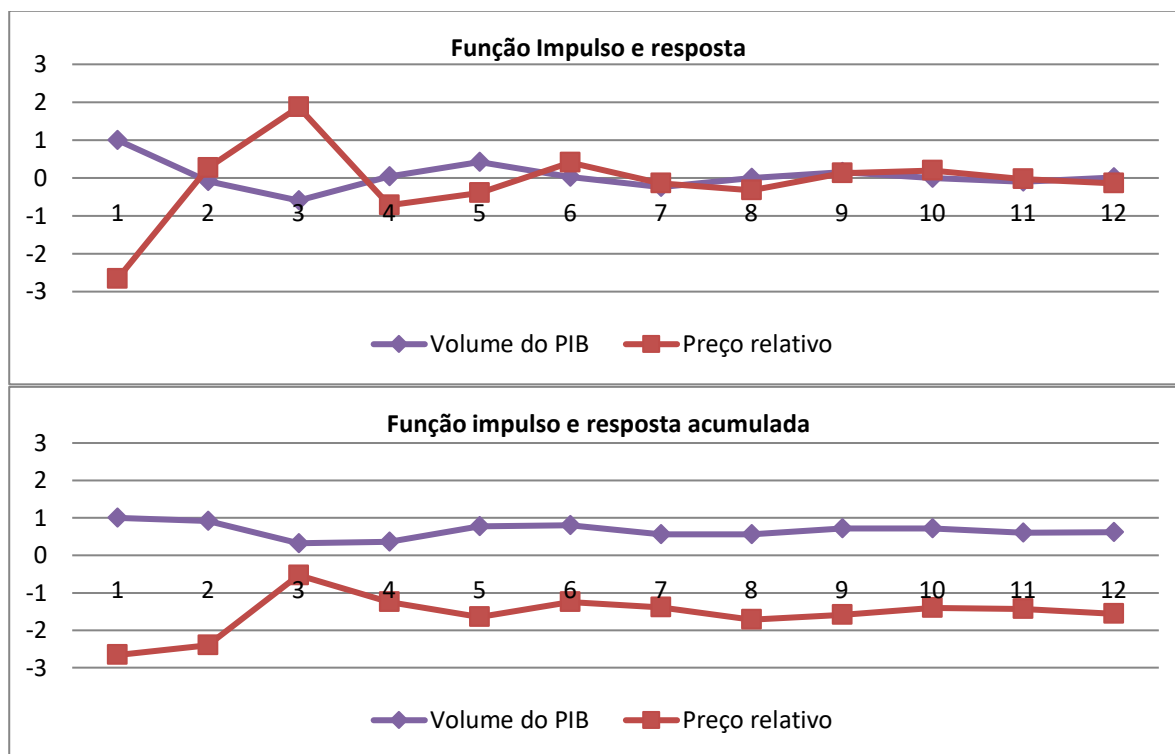
Nota-se que, neste caso, a trajetória do preço relativo acompanha a do deflator da agropecuária. Pela decomposição da variância do erro do deflator do PIB evidenciar o comportamento essencialmente exógeno da variável quanto a um choque no preço internacional das *commodities* agrícolas, pode-se concluir que, de fato, a transmissão deste choque em termos dos componentes do preço relativo ocorre por alterações no deflator da agropecuária. Este resultado corrobora os efeitos contemporâneos (representado por a_{71} no Modelo 1 e a_{61} no Modelo 2) e explicita o comportamento de tomador de preços por parte do setor agropecuário brasileiro quanto às *commodities* agrícolas.

Figura 13. Função impulso e resposta e função impulso e resposta acumulada de um choque no preço internacional das *commodities* agrícolas sobre o preço relativo da agropecuária.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 14. Função impulso resposta e função impulso resposta acumulada de um choque no volume do PIB sobre o preço relativo da agropecuária.

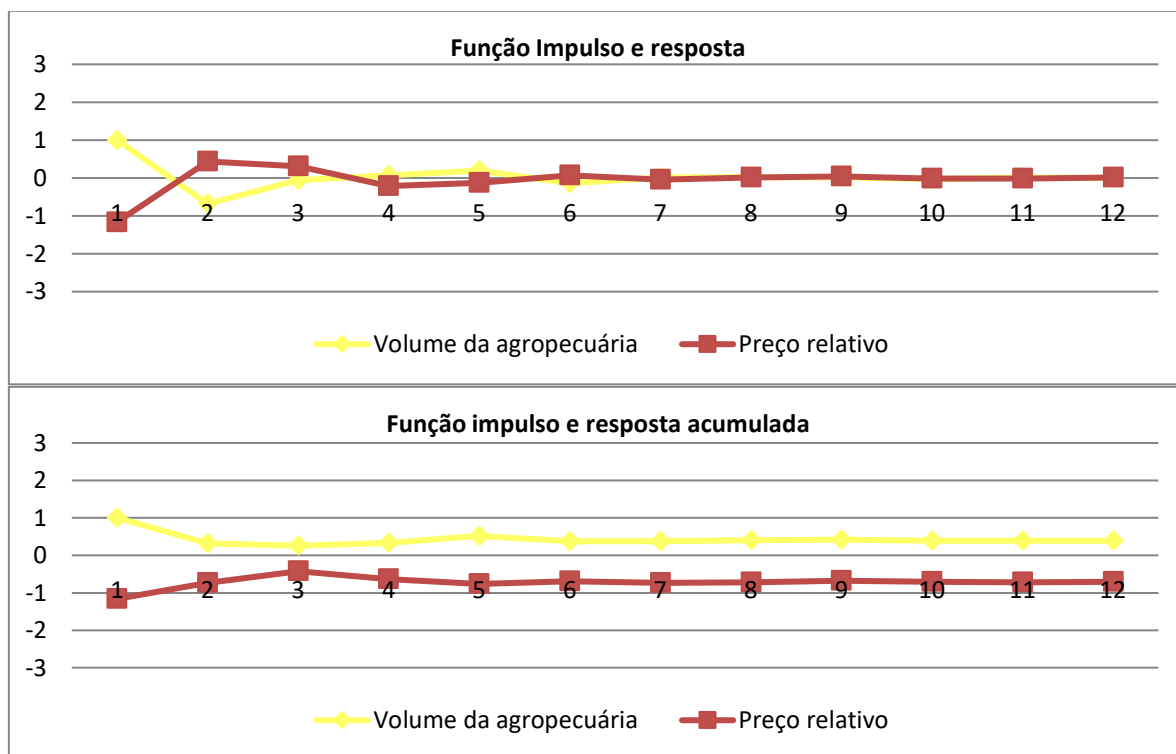


Fonte: Dados da pesquisa.

No segundo caso, um choque de 10% sobre no volume do PIB sobre o preço relativo, é possível notar uma maior persistência, Figura 14. Em um primeiro momento, o preço relativo atinge -26,6%, estabilizando-se apenas a partir do sexto período e em patamar acumulado inferior ao inicial, cerca de -15,5%.

Este efeito condiz com o resultado contemporâneo, a_{64} , e, assim como ele, pode estar relacionado a interdependência dos setores da economia brasileira: um aumento na oferta total significa que há uma maior disponibilidade de insumos agrícolas para a agricultura e, assim sendo, tende a tornar sua produção mais vantajosa. Este estímulo a sua produção pressiona os preços do setor para que se reduzam. Assim, o efeito seria transmitido por meio do deflator da agropecuária. Em termos de decomposição da variância do erro de previsão, observa-se que o efeito de um choque no volume do PIB é sentido de forma mais expressiva pelo deflator da agropecuária do que pelo deflator do PIB, ainda que seja pequeno.

Figura 15. Função impulso e resposta e função impulso e resposta acumulada de um choque no volume da agropecuária sobre o preço relativo da agropecuária.

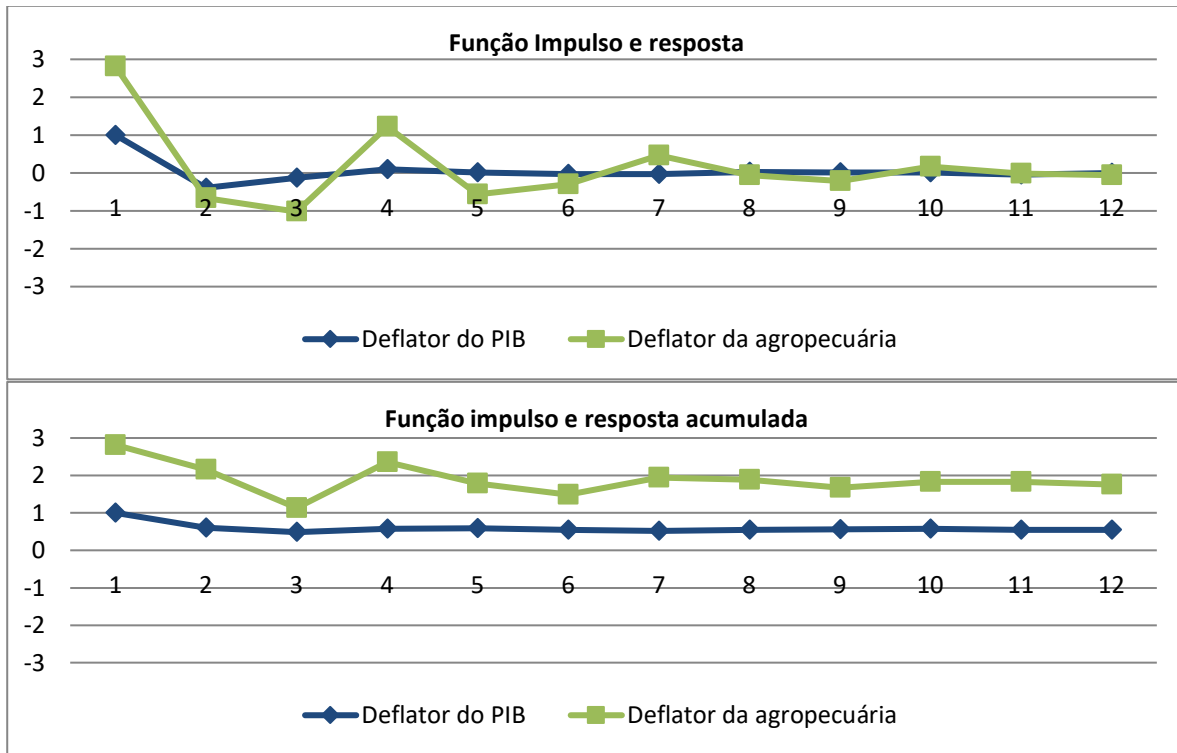


Fonte: Dados da pesquisa.

Da mesma forma que um choque no volume do PIB leva a redução dos preços relativos, um choque de 10% no volume do PIB da agropecuária sobre o preço relativo terá o mesmo efeito, Figura 15. Entretanto, a magnitude e persistência diferem: a estabilização ocorre a partir do quarto período em um novo patamar acumulado inferior ao inicial em -7,1%.

Assim como o anterior, esse efeito reforça o contemporâneo, a_{65} , e pode ser explicado por aumentos de produtividade que deslocam a curva de oferta para a direita. A produção mais eficiente – menores custos por fazer-se uso de menos insumos – incentiva a oferta de produtos agrícolas e, portanto, pressiona seu preço para que este se reduza. De fato, até 2016, houve um crescimento médio de 3,8% da PTF que, por sua vez, foi responsável pela maior parte do crescimento do produto agropecuário, segundo Bacchi, Gasques e Bastos (2018).

Figura 16. Função impulso e resposta e função impulso e resposta acumulada de um choque no deflator do PIB sobre deflator da agropecuária.



Fonte: Dados da pesquisa.

Pelos resultados da decomposição de variância, sabemos que o deflator do PIB contribui de forma relevante para a trajetória de longo prazo do deflator da agropecuária e a Figura 16 explicita esse efeito. Um choque de 10% sobre o deflator do PIB leva, em um primeiro momento, o deflator da agropecuária a atingir um patamar de 28,2%. Esse choque apenas estabiliza a partir do nono período a um valor acumulado de, aproximadamente, 17%. Dessa forma, qualquer choque que afete o deflator do PIB causa, além de seu efeito direto, um efeito indireto sobre o preço relativo por meio do deflator da agropecuária. Pelo valor acumulado sobre o deflator da agropecuária ser maior do que o seu próprio, é de se esperar que um aumento do deflator do PIB leve a um aumento do preço relativo.

Assim como para seu efeito contemporâneo, a_{75} , esse resultado era esperado, uma vez que um aumento no deflator geral significa um incremento dos custos da agricultura e, portanto, configura um choque de oferta que tende a reduzir seu valor e pressionar os preços do setor para cima.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho estudou as principais causas das variações na trajetória do preço relativo da agropecuária considerando as variáveis que o compõe. Para isso, foi utilizado o método econométrico de Correção de Erros Vetorial, uma vez que as variáveis apresentaram comportamento não estacionário e cointegração.

Pela decomposição da variância do erro de previsão encontrou-se que, dentre as variáveis que compõe o preço relativo, o deflator do PIB é mais exógeno e, assim sendo, variações na trajetória da variável de interesse seriam fruto, em maior parte, do efeito sofrido pelo deflator da agropecuária frente a choques. Adicionalmente, esse efeito sobre o deflator da agropecuária acaba por incorporar variações do deflator do PIB, uma vez que não somente a decomposição da variância da primeira depende da segunda, como seu efeito contemporâneo é significativo.

De forma específica, a decomposição da variância do erro de previsão nos mostra que o preço relativo da agropecuária depende principalmente de variações no preço internacional das *commodities* agrícolas, nos volumes do PIB e da agropecuária e no seu próprio valor, dependendo pouco de alterações no câmbio e no juros.

Em termos do primeiro efeito, fica evidente o fato de o Brasil ser tomador de preços: um aumento do preço internacional das *commodities* agrícolas tem efeito positivo sobre a variável tanto contemporaneamente, quanto em sua previsão, sendo que corresponde a grande parte da explicação da variância de seu erro de previsão. Considerando os valores acumulados do choque positivo, seu impacto é sentido de forma importante levando a estabilização em patamar superior ao inicial. Ainda, é possível identificar que o principal componente responsável pela transmissão deste efeito é o deflator da agropecuária: tanto sua decomposição da variância do erro demonstra uma dependência do preço internacional das *commodities* agrícolas, quanto sua trajetória e seu valor acumulado são significativos e em mesmo sentido que dos preços relativos, como era de se esperar. Já o outro componente, o deflator do PIB, mostra-se essencialmente exógeno ao choque.

Quanto às variações no volume do PIB e da agropecuária, estas são fruto direto da noção de oferta e demanda. Uma maior disponibilidade de bens na economia, aumento do volume do PIB, de forma geral, implica no aumento da oferta de insumos agrícolas e, conseqüentemente torna sua produção mais vantajosa levando a uma queda em seus preços pelo excesso de disponibilidade. Uma elevação da produtividade do setor agropecuário também configura um choque de oferta e estimula a maior produção do setor o que, por sua vez, pressiona os preços para que estes se reduzam. Da mesma forma que para o preço internacional das *commodities* agrícolas, a transmissão do choque se dá, em maior parte pelo efeito sobre o deflator da agropecuária.

Vale ressaltar que o deflator do PIB possui efeito positivo sobre o deflator da agropecuária. De maneira geral, um aumento dos preços da economia impacta diretamente nos insumos utilizados na produção agrícola e, conseqüentemente, seus custos. Esse efeito se traduz em um aumento do deflator da agropecuária em maior proporção o que, por sua vez, se reflete em um aumento do preço relativo.

Conforme discutido anteriormente, tomou-se como dado os fatores que podem influenciar diretamente os preços das *commodities* agrícolas no mercado internacional, tais como a demanda externa e fatores climáticos, conhecidos por serem significativos quando analisado o setor agropecuário. Acredita-se, portanto, que ainda há um grande espaço de pesquisa para a compreensão mais efetiva dos determinantes do preço relativo.

REFERÊNCIAS

- AKRAM, Q. F. Commodity prices, interest rates and the dollar. **Energy Economics**, v. 31, n. 6, p. 838–851, 2009.
- ALMENDRA, P. N. V.; PORTUGAL, M. S.; MACÊDO, G. R. PASS-THROUGH DA TAXA DE CÂMBIO PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO UTILIZANDO O FILTRO DE KALMAN. **Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia**, 2016.
- ANTONIO, M.; CINTRA, M. Suave fracasso. 2005.
- BACCHI, M. R. P.; GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T. Crescimento e Produtividade da Agricultura Brasileira de 1975 a 2016. p. 1–9, 2018.
- BACCIOTTI, R. R. M. Discussões sobre a evolução do deflator do PIB. NOTA TÉCNICA Nº 18. **Instituição Fiscal Independente**, 2018.
- BAFFES, J.; COSIC, D. Commodity Markets. n. October, 2013.
- BARBOSA FILHO, F. D. H. crise econômica de 2014/2017. v. 31, n. 89, p. 51–60, 2017.
- BARROS, G. S. DE C. Economia da comercialização agrícola. **CEPEA/LES-ESALQ/USP**, p. 221, 2011.
- _____. Medindo o crescimento do agronegócio: bonança externa e preços relativos. **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**, 2016.
- _____. G.S.A.C. 2018. “Produtividade e Exportação: as alavancas do crescimento do agronegócio brasileiro”. EMBRAPA, Intensificação e sustentabilidade dos sistemas de produção agrícolas disponível em https://www.embrapa.br/olhares-para-2030/intensificacao-e-sustentabilidade-dos-sistemas-de-producao-agricolas/-/asset_publisher/MpEPEYHn8qxt/content/geraldo-barros?redirect=%2Folhares-para-2030%2Fintensificacao-e-sustentabilidade-dos-sistemas-de-producao-agricolas&inheritRedirect=true.
- BASTOS, E. K. X.; FONTES, P. V. DA S. Mercado de câmbio Brasileiro, intervenções do Banco Central e controles de capitais de 1999 a 2012. **IPEA**, Texto para discussão, 2014.
- BATISTA JR., P. N. Vulnerabilidade externa da economia brasileira. **ESTUDOS AVANÇADOS**, v. 16, n. 45, 2002.
- BRASIL, B. C. DO. Deflator do PIB e IGP-DI médio. **Relatório de Inflação.**, p. 1999–2002, 2001.
- BUENO, R. D. L. DA S. **Econometria de Séries Temporais**. Second ed. [s.l.] Cengage Learning, 2011.
- CHAVAS, J.-P. *et al.* Introduction to " The Economics of Food Price Volatility ", p. 1–11, 2014.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Third ed. [s.l.] Wiley, 2009.

FERRARI FILHO, F.; PAULA, L. F. DE. Regime cambial, conversibilidade da conta de capital e performance econômica: a experiência recente de Brasil, Rússia, Índia e China. p. 1–36, 2005.

FONSECA-NETO, F. DE A. Persistência inflacionária e curva de Phillips novo-keynesiana para o Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 118, p. 310–328, 2010.

FRANKEL, J.; ROSE, A. K. Determinants of Agricultural and Mineral Commodity Prices. **John F. Kennedy School of Government, Harvard University**, v. Research W, 2010.

GARCIA, M. Juros e Câmbio no Brasil: Avanços e Desafios. **PUC-RIO**, p. 1–21, 2014.

HANCK, C. *et al.* **Introduction to Econometrics with R**. 1. ed. Essen, Germany: University of Duisburg-Essen, 2019.

HOFFMANN, R. Distribuição de renda e crescimento econômico. **Estudos Avançados**, v. 15, n. 41, p. 67–76, 2001.

International Monetary Fund (IMF). **World Economic Outlook**, April 2006.

IRWIN, S.; SANDERS, D. R. Index Funds, Financialization, and Commodity Futures Markets. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 33, n. 1, p. 1–31, 2011.

JORGE, C. T.; MARTINS, N. M. Política fiscal e a desaceleração da economia brasileira no governo Dilma (2010-2012). **Instituto de Economia UFRJ**, Texto para Discussão, n. TD01, 2013.

KORNHER, L.; KALKUHL, M. Food price volatility in developing countries and its determinants. **53rd Annual Conference, Berlin, Germany, September 25-27, 2013**, v. 52, p. 30, 2013.

LESSA, A. C.; COUTO, L. F.; FARIAS, R. DE S. Política externa planejada: os planos plurianuais e a ação internacional do Brasil, de Cardoso a Lula (1995-2008) Planned Foreign Policy: Plurianual plans and Brazil' s international action, from Cardoso to Lula (1995-2008). **Revista Brasileira de Política Internacional**, 2009.

LIMA, R. Séries Temporais em R. p. 105, 2012.

LIMA, T. D.; DEUS, L. N. A crise de 2008 e seus efeitos na economia brasileira. p. 52–65, 2013.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de Séries Temporais**. 2ª ed. ed. São Paulo: [s.n.].

PFAFF, B. VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars. **Journal of Statistical Software**, v. 27, n. 4, 2008a.

_____. **Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R**. [s.l.] Springer, 2008b.

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

PRATES, D.; MARÇAL, E. F. O Papel do Ciclo de Preços das Commodities no Desempenho Recente das Exportações Brasileiras. p. 163–192, 2007.

ROSSI, P.; MELLO, G. Choque recessivo e a maior crise da história: A economia brasileira em marcha à ré. 2017.

SIMS, C. A. Discussion. **Journal of Finance**, v. 36, n. 2, p. 515–517, 1981.

TAYLOR, J. B. The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules. v. 91, n. 2, 2013.

THE WORLD BANK. Global Commodity Markets: review and price forecast. n. 93892, 2009.

____. Global Commodity Markets Annex, p. 51–65, 2011.

TROSTLE, R. Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices. **Report from the Economic Research Service**, v. WRS-0801, 2008a.

____. A Report from the Economic Research Service Global Agricultural Supply and Demand : Factors Contributing to the Recent Increase in Food. 2008b.