

UNIVERSIDADE ESTADUAL DO OESTE DO PARANÁ – UNIOESTE
CAMPUS DE TOLEDO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PGE

ERIVELTO SOBCZAK HOC

CÂMBIO, CRÉDITO, JUROS E PREÇOS E SEUS IMPACTOS SOBRE O PIB DA
AGROPECUÁRIA NO BRASIL NO PERÍODO DE 1995 A 2015

TOLEDO, PR
2017

ERIVELTO SOBCZAK HOC

**CÂMBIO, CRÉDITO, JUROS E PREÇOS E SEUS IMPACTOS SOBRE O PIB DA
AGROPECUÁRIA NO BRASIL NO PERÍODO DE 1995 A 2015**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação Stricto Sensu em Economia, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE/Campus de Toledo, como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Luiz Alberto Cypriano

**TOLEDO, PR
2017**

Catálogo na Publicação elaborada pela Biblioteca Universitária
UNIOESTE/Campus de Toledo.
Bibliotecária: Marilene de Fátima Donadel - CRB – 9/924

H685c	Hoc, Erivelto Sobczak Câmbio, crédito, juros e preços e seus impactos sobre o PIB da agropecuária no Brasil no período de 1995 a 2015 / Erivelto Sobczak Hoc. – Toledo, PR : [s. n.], 2017 106 f. : il. [algumas color.], figs., tabs. Orientador: Prof. Dr. Luiz Alberto Cypriano Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná. Campus de Toledo. Centro de Ciências Sociais Aplicadas 1. Economia - Dissertações 2. Agropecuária – Aspectos econômicos 3. Produto interno bruto 4. Crédito agrícola 5. Taxas de juros 6. Índices de preços I. Cypriano, Luiz Alberto, orient. II.T CDD 20. ed. 338.10981
-------	--

ERIVELTO SOBCZAK HOC

**CÂMBIO, CRÉDITO, JUROS E PREÇOS E SEUS IMPACTOS SOBRE O PIB DA
AGROPECUÁRIA NO BRASIL NO PERÍODO DE 1995 A 2015**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação Stricto Sensu em Economia, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE/Campus de Toledo, como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof. Dr. Erly Cardoso Teixeira
Universidade Federal de Viçosa

Prof. Dr. Flávio Braga de Almeida Gabriel
Universidade Estadual do Oeste Paraná

Prof. Dr. Luiz Alberto Cypriano.
Universidade Estadual do Oeste Paraná

Toledo, 06 de junho de 2017

**TOLEDO, PR
2017**

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela vida e por todas as graças a mim concedidas.

A minha família, pelo apoio incondicional em todas os momentos.

A UNIOESTE, em especial ao Programa de Pós-Graduação em Economia, pela oportunidade.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Luiz Alberto Cypriano pela dedicação e o apoio durante a pesquisa.

A todos do colegiado do Programa de Pós-Graduação em Economia, por contribuir com o meu aperfeiçoamento intelectual.

A todos os colegas do mestrado, em especial aos amigos Bruna e Wagner, pela amizade e pelo convívio.

A todas as pessoas que de alguma forma contribuíram para que essa conquista fosse alcançada, de forma especial a Juciani Mudolon, Luci Barbieri e ao Thyago Schio.

HOC, E. S. **Câmbio, crédito, juros e preços e seus impactos sobre o PIB da agropecuária no Brasil no período de 1995 a 2015**. 2017. 105 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo.

RESUMO

A agropecuária é um setor que vem apresentando significativa importância para a economia brasileira, pois tem contribuído expressivamente com a geração de emprego e renda ao país. No entanto, as dificuldades econômicas internas ocasionadas pelas elevadas taxas de juros, pela volatilidade cambial, pelos baixos volumes de crédito além do processo inflacionário e o descontrole fiscal visto em alguns períodos, proporcionaram grandes desafios para a agropecuária brasileira, principalmente durante as décadas de 1980 e 1990. O desempenho deste setor sempre esteve ligado aos mais diversos fatores – como os investimentos em pesquisas, a adoção de novas tecnologias, ao empreendedorismo rural e o apoio governamental por meio de algumas políticas econômicas, tais como políticas fiscais, monetárias/creditícias e cambiais – além das condições específicas do próprio setor. Diante desse cenário, com objetivo de compreender alguns dos fatores macroeconômicos que influenciaram no desempenho da agropecuária brasileira, foram analisadas as relações entre o crédito rural, a taxa de câmbio, a taxa de juros, o índice de preços recebidos pelos produtores rurais e o PIB da agropecuária entre os anos de 1995 a 2015. Visando obter respostas empíricas, utilizou-se um modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR), o qual demonstrou que o crédito rural, o índice de preços e a taxa de juros foram as variáveis que mais influenciaram o desempenho deste setor durante o período analisado.

PALAVRAS CHAVES: Agropecuária, Desempenho, Fatores macroeconômicos.

HOC, E. S. **Exchange, credit, interest and prices and their impacts on agricultural GDP in Brazil from 1995 to 2015.** 2017. 105 f. Dissertation (Master in Economics) - Social Sciences Center, State University of Western Paraná, Toledo.

ABSTRACT

Agriculture is a sector that has been presenting a significant importance for the Brazilian economy, since it has contributed significantly to the generation of employment and income to the country. However, the internal economic difficulties caused by high interest rates, exchange rate volatility, low volumes of credit in addition to the inflationary process and the lack of fiscal control seen in some periods, provided great challenges for Brazilian agriculture, mainly during the 1980s and 1990s. The performance of this sector has always been linked to a wide range of factors, such as investments in research, the adoption of new technologies, rural entrepreneurship and government support through some economic policies, such as fiscal, monetary / credit and exchange policies - in addition to the specific conditions of the sector itself. Before this scenario, in order to understand some of the macroeconomic factors that influenced the performance of Brazilian agriculture, the relations between rural credit, exchange rate, interest rate, price index received by rural producers and agriculture and livestock farming GDP between 1995 and 2015. In order to obtain empirical answers, a Vector Auto Regressive (VAR) model was used, which demonstrated that rural credit, the price index and the interest rate were the variables that influenced the performance of this sector during the analyzed period.

KEYWORDS: Agribusiness, Performance, Macroeconomic Factors.

LISTAS DE FIGURAS

Figura 1 - Índice dos fatores de produção - 1990 a 2015.....	15
Figura 2 - Crescimento real do PIB da agropecuária (em milhões * R\$) – 1995 a 2015.	18
Figura 3 - Evolução do crédito rural no Brasil - 1970 a 2015.	23
Figura 4 - Números de contratos de crédito rural nas modalidades custeio, investimentos e comercialização.....	28
Figura 5 - Crédito para custeio, investimentos e comercialização (em milhões de R\$) - 1995 a 2015.	31
Figura 6 - Taxa Selic - Média anual - 1995 a 2015.	34
Figura 7 - IPCA - Variação anual (% a. a.) - 1995 a 2015.....	35
Figura 8 - Índice da taxa de câmbio efetiva real* - 1995 a 2015.....	39
Figura 9 - Exportações e importações da agropecuária brasileira (em bilhões de U\$) - 1997 a 2015.	42
Figura 10 - Saldo da Balança Comercial da agropecuária brasileira (em bilhões de U\$) - 1997 a 2015.	43
Figura 11 - Principais importadores da agropecuária brasileira.	45
Figura 12 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque no PIB agropecuário.	74
Figura 13 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque no crédito rural. .	75
Figura 14 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque na taxa de juros. 76	
Figura 15 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque na taxa de câmbio.	77
Figura 16 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque no índice de preços.	78

LISTAS DE TABELAS

Tabela 1 – Evolução da Produtividade da mão de obra, da terra, do capital e a Produtividade Total dos Fatores (PTF) – 1990 a 2015.....	16
Tabela 2 - Distribuição percentual de números de contratos de crédito por modalidade - 1995 a 2015	30
Tabela 3 – Resultados para o Teste de Raiz Unitária para as variáveis em nível	65
Tabela 4 – Resultados para o teste de Raiz Unitária em primeira diferença.....	66
Tabela 5 – Teste de Causalidade de Granger	67
Tabela 6 – Teste de cointegração de Johansen	69
Tabela 7 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB da agropecuária no período entre 1995 e 2015	79

SUMÁRIO

RESUMO	v
ABSTRACT	vi
LISTAS DE FIGURAS	vii
LISTAS DE TABELAS.....	viii
1 INTRODUÇÃO	1
1.1 Problema e justificativa	3
1.2 Objetivos.....	6
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	7
2.1 O desempenho da agropecuária após o Plano Real.....	11
2.2 A importância do crédito rural	19
2.2.1 Crédito rural após a implementação do SNCR	21
2.2.2 Modalidades de crédito rural	27
2.3 A importância da taxa de juros para a economia.....	32
2.4 A evolução do sistema cambial brasileiro	37
2.4.1 A influência da taxa de câmbio na agropecuária	40
2.4.2 Definição da taxa de câmbio nominal e taxa de câmbio real.....	46
3 METODOLOGIA	48
3.1 Teste de Raiz Unitária.....	48
3.1.1 Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	49
3.1.2 Teste de Raiz Unitária de KPSS.....	51
3.2 Causalidade de Granger	53
3.3 Teste de Cointegração de Johansen	55
3.4 Modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR).....	57
3.5 Função Impulso Resposta	58
3.6 Decomposição da Variância.....	60
3.7 Fonte de dados.....	62

4	RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	64
4.1	Teste de Raiz Unitária.....	64
4.2	Teste de Causalidade de Granger	66
4.3	Teste de Cointegração de Johansen	69
4.4	Identificação do número ótimo de defasagens.....	70
4.5	Modelo Vetor Auto Regressivo (VAR)	71
4.6	Impactos dos mecanismos endógenos na trajetória do PIB da agropecuária	73
4.7	Efeitos de choques inesperados nos mecanismos endógenos sobre o PIB da agropecuária	79
5	CONCLUSÕES	81
6	REFERÊNCIAS	85
	APÊNDICES	93

1 INTRODUÇÃO

A economia brasileira passou por grandes transformações a partir da década de 1990, com a abertura do comércio ao mercado internacional juntamente com a implantação do Plano Real, o que proporcionou novas oportunidades, atraindo investidores, melhorando o sistema produtivo e aumentando a competitividade dos produtos brasileiros tanto no mercado interno quanto no externo. Na agropecuária, as transformações foram marcantes durante esse período, caracterizadas por cadeias produtivas cada vez mais integradas e por uma crescente profissionalização do setor (FREITAS e SPOLADOR, 2006).

Segundo o *Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA)*, atualmente, a agropecuária brasileira é um setor moderno, eficiente e competitivo, bem como uma atividade próspera, beneficiada por uma vasta área disponível para a produção com terras férteis e um clima favorável. Esses fatores fazem do Brasil um país com vocação natural para a produção de alimentos, ocupando uma posição de destaque mundial na produção de suco de laranja, café, soja, açúcar, carne bovina e carne de frango dentre outros produtos.

Este setor, apresenta uma significativa importância para a economia brasileira, pois é responsável pela geração de emprego e de impostos, além de gerar divisas por meio de suas exportações, contribuindo de forma expressiva para o crescimento e o desenvolvimento do país.

A abertura da economia brasileira e a integração do comércio com o mercado mundial, proporcionou ao setor agropecuário mudanças significativas, acompanhando a nova ordem mundial de globalização das economias. Embora a abertura comercial tenha aumentado a integração da economia brasileira com o resto do mundo, a apreciação da taxa de câmbio nos primeiros anos do Plano Real e os baixos preços das *commodities* (em US\$) limitaram o desempenho da agropecuária até o final da década de 1990.

As crises externas que assolaram a economia internacional nesse período contribuíram para aumentar a instabilidade da economia brasileira, culminando em uma

crise cambial, tornando insustentável a manutenção da taxa de câmbio controlada, forçando o governo a flexibilizar o câmbio no início de 1999. Com a flexibilização cambial, ocorre uma rápida e significativa desvalorização da moeda brasileira, o que, conseqüentemente, colaborou para que ocorresse uma melhora nos preços internos dos produtos agrícolas, principalmente os destinados à exportação.

Com a desvalorização cambial, os produtos brasileiros passaram a ganhar competitividade no mercado internacional, proporcionando à agropecuária um crescimento expressivo nas exportações, principalmente a partir dos anos 2000, quando ocorre o que Bacha (2013) caracterizou como o “boom das *commodities*”, marcando o início de uma fase de crescimento expressivo da demanda mundial por *commodities*, especialmente as agrícolas.

A crescente demanda mundial por *commodities*, associada ao maior grau de abertura da economia brasileira, proporcionaram um aumento significativo nas exportações da agropecuária, que segundo os dados disponibilizados pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), passaram de US\$ 16,78 bilhões em 1997, para US\$ 63,7 bilhões em 2010, atingindo um recorde histórico de US\$ 86,6 bilhões em 2013, chegando em 2016 com US\$ 71,49. O aumento expressivo nas exportações contribuiu para melhorar os resultados da balança comercial do setor, que passou de US\$ 10,5 bilhões em 1997, para o recorde US\$ 71,8 bilhões em 2012 e US\$ 60,28 em 2016.

A medida que o agronegócio brasileiro foi ganhando espaço no mercado internacional, o desempenho da agropecuária brasileira foi melhorando, obtendo crescimentos tanto na produtividade como em áreas cultivadas. Outro indicador que expressa o bom desempenho da agropecuária nas últimas décadas é a Produtividade Total dos Fatores¹ (PTF), que cresceu a uma taxa médias superior aos 4,2% a.a. entre os anos de 1990 a 2015. Esse crescimento, segundo Gasques *et. al.* (2016), se deve principalmente pelos investimentos realizados nos centros de pesquisas e programas de especializações voltadas à agropecuária, além dos investimentos para melhorar a

¹ Relação entre o produto agregado e os insumos usados na produção.

infraestrutura do setor e para aquisição de máquinas e equipamentos utilizados para a produção.

Durante esse período, acompanhando o “boom das *commodities*”, a agropecuária brasileira apresentou anos de crescimento médio satisfatório, conforme aponta os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016). Entre os anos de 1995 e 2000, o crescimento médio foi de 1,3% a.a.. No entanto, entre os anos 2000 a 2015, o crescimento médio ultrapassou os 5% a.a., refletindo o bom momento que o setor passou nesse período.

A relevância desse setor para a economia brasileira pode ser expressa pela representatividade do seu Produto Interno Bruto (PIB) na formação do PIB brasileiro. Segundo dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2016), no ano de 2015, o PIB do agronegócio foi responsável por aproximadamente 21,4% da formação total do PIB brasileiro. Em um momento em que a economia brasileira apresentou forte crise, com retração de 3,85% em 2015, a agropecuária manteve-se com um crescimento de 0,82%.

1.1 Problema e justificativa

Assim como na economia, a agropecuária brasileira obteve um bom desempenho durante a década de 1970. Os bons resultados foram obtidos devido a um conjunto de fatores, como a expansão das fronteiras agrícolas, as inovações tecnológicas e a implementação de novas técnicas de produção, aos ganhos de produtividade, ao empreendedorismo rural, a disponibilidade de crédito subsidiado e a elevação dos preços das *commodities* no mercado internacional dentre outros.

As décadas posteriores foram marcadas por grandes dificuldades econômicas internas, com elevadas taxas de juros, com volatilidade cambial e com o processo inflacionário que aumentavam o descompasso econômico, trazendo dificuldades e incertezas para a agropecuária, assim como para toda a economia brasileira.

As crises fiscais, que iniciaram a partir do final da década de 1980, forçaram o governo brasileiro a reduzir seus gastos, implicando em reduções nos subsídios que eram concedidos ao crédito rural e às políticas de garantia de preços mínimos, além de reduções nos volumes de recursos investidos em pesquisas agropecuárias.

Com a redução nos volumes de crédito disponibilizados para o setor durante a década de 1980 e boa parte da década de 1990, além do aumento das taxas de juros reais, houve uma queda no ritmo dos investimentos realizados. O aumento na taxa de juros provocou um encarecimento do crédito e o aumento da dívida dos agricultores, resultando em uma crescente onda de inadimplência, que ocasionou um desestímulo por parte dos bancos à concederem novos empréstimos à agropecuária (BACHA, 2012).

Para Delgado e Cardoso (2009), é nesses momentos de maior dificuldade que as intervenções do Estado são fundamentais para que a economia possa superar os problemas de forma mais rápida. De acordo com os autores, há duas formas possíveis de intervenções: pelas políticas macroeconômicas e pelas políticas setoriais. As políticas macroeconômicas buscam estimular os agregados da economia, tanto em termos de quantidades, quanto nos chamados preços macroeconômicos básicos, como é o caso da taxa de câmbio, da taxa de juros, dos salários e dos índices gerais de preços.

Já as políticas setoriais são as políticas econômicas formuladas com objetivo de estimular diretamente um setor específico. No caso da agricultura, as políticas setoriais englobam tanto as políticas de mercado (preços e comercialização), como as políticas estruturais (política fiscal, investimento em pesquisa e infraestrutura).

As decisões econômicas devem sempre almejar a estabilidade da economia no longo prazo, estimulando os mais diversos setores, direcionando uma atenção especial aos setores que ao longo do tempo vem demonstrando ser estrategicamente importante para o crescimento e o desenvolvimento do país, como é o caso da agropecuária para a economia brasileira.

Alguns trabalhos foram realizados no sentido de avaliar os impactos que determinadas variáveis econômicas provocam sobre o desempenho da economia brasileira, assim como no desempenho da agropecuária brasileira. Destacam-se como

representativos os trabalhos de SCALCO, CARVALHO e CAMPOS (2012); GASQUES *et al.* (2004); SILVA, FERREIRA e ARAÚJO (2006); e BRIGATTE (2009).

Destaca-se também o trabalho de Spolador (2006) que analisou os efeitos de algumas variáveis micro e macroeconômicas sobre o produto agrícola entre os anos de 1964 a 2004. Em seu estudo, foram utilizadas as seguintes variáveis: variáveis microeconômicas - o valor da produção (Produto agrícola), produtividade agrícola, os preços médios da agricultura em cada ano e a área colhida; e variáveis macroeconômicas - a taxa de câmbio real e o PIB real. De acordo com os resultados da pesquisa, as variáveis macroeconômicas apresentaram participação significativa sobre o desempenho da agricultura, especialmente a variável taxa de câmbio. Com relação as variáveis microeconômicas, a variável que apresentou maior significância foi o ganho de produtividade, que no período que compreende a análise, contribuiu de forma expressiva para o crescimento setorial.

Diante das evidências de que as políticas econômicas afetam direta e indiretamente os mais diversos setores da economia, inclusive a agropecuária, esta pesquisa analisará algumas medidas macroeconômicas voltadas para a agropecuária durante as últimas duas décadas. Portanto, a realização desse trabalho tem como problema de pesquisa a necessidade de compreender como algumas variáveis macroeconômicas impactam sobre o desempenho da agropecuária. Levando em consideração que não existe estudos empíricos que analise em um único modelo como a taxa de câmbio, a taxa de juros, o crédito rural e o índice de preços recebido pelos produtores rurais impactam sobre o desempenho da agropecuária, este estudo analisará através de um modelo econométrico, como essas variáveis influenciaram o PIB da agropecuária brasileira durante os anos de 1995 a 2015.

Embora haja na literatura trabalhos que discorrem sobre esse assunto, não foi encontrado estudos que analisem tais variáveis em um único modelo. Portanto, a presente pesquisa contribui com a literatura ao analisar de forma empírica buscando compreender como a taxa de câmbio, a taxa de juros, o crédito rural e o índice de preço recebido pelos produtores rurais influenciaram o PIB da agropecuária ao longo das últimas duas décadas.

1.2 Objetivos

O objetivo principal desse estudo é analisar o desempenho da agropecuária brasileira após a implementação do Plano Real, verificando os impactos que algumas variáveis macroeconômicas apresentaram sobre a evolução do produto deste setor.

Especificamente, pretende-se:

- a) Apresentar e discutir o padrão de crescimento do produto agropecuário entre os anos de 1995 e 2015.
- b) Descrever e analisar alguns programas de apoio ao setor agropecuário.
- c) Determinar os impactos de algumas variáveis macroeconômicas sobre o produto da agropecuária, especialmente a taxa de câmbio, a taxa de juros, o crédito rural e o índice de preço recebido pelos produtores rurais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A agropecuária brasileira representa uma atividade de impactos econômicos significativos, levando em consideração a potencialidade do país nesse segmento e a representatividade que tem dentro da economia. O Brasil é visto como um dos maiores “celeiros do mundo” com um grande potencial na produção de alimentos, detendo uma posição de destaque na produção de cana de açúcar, laranja, café, feijão, soja, dentre outros. Em 2011, o país foi o maior exportador de carne de frango, de café e de suco de laranja, bem como o segundo maior exportador de soja e carne de soja. Essa posição de destaque foi alcançada nos últimos anos, por meio de medidas que buscaram o crescimento e o fortalecimento do setor, tornando o país mais competitivo no mercado internacional (ABBADE, 2014).

Desde a sua formação, a economia brasileira sempre apresentou características de um país exportador de bens primários, principalmente produtos oriundos da agropecuária. O fraco desempenho da economia brasileira e as dificuldades passadas após a crise da década de 1930, fez com que o país buscasse um novo modelo de crescimento, na tentativa de diminuir sua dependência dos setores exportadores que encontravam-se fragilizados com a crise nas principais economias mundiais e com a retração nos preços dos bens primários, principalmente os agrícolas (BACHA, 2012).

A partir da década de 1950, o Brasil passou a direcionar suas políticas econômicas para um modelo de industrialização, intensificado pelo processo de substituição de importações. De certa forma, essas políticas de incentivo à industrialização foram parcialmente financiadas pela transferência de renda do setor agroexportador para os demais setores da economia. Isso ocorria por intermédio de duas práticas: práticas tarifárias para as exportações de produtos agropecuários e taxas de câmbio sobrevalorizada, o que acabava tirando a competitividade do setor agroexportador e favorecendo o mercado interno brasileiro (ALBUQUERQUE e NICOL, 1987).

No final da década de 1960, a economia brasileira passou por uma nova fase de crescimentos expressivos, atingindo um crescimento de 9,3% no ano 1969. Nesse

período, houve algumas mudanças nas políticas macroeconômicas que visavam equilibrar as contas nacionais. Com a implementação de uma política de minidesvalorização na taxa de câmbio, houve um aumento na base monetária e nas novas linhas de créditos para determinados setores. Os incentivos recebidos, deram a possibilidade de fortalecimento da agricultura, que passou a crescer expressivamente pela expansão da fronteira agrícola como também pelo aumento da produtividade (SAYAD, 1984).

Foi nesse período que a agricultura brasileira iniciou uma nova fase de reestruturação. Além da criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), uma reformulação da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) garantiu que o setor o recebesse subsídios do Governo Federal. Essa reestruturação foi conduzida pela necessidade de modernizar o agronegócio que passou a investir mais em inovações tecnológicas e no aperfeiçoamento do sistema produtivo pela mecanização, que possibilitou o crescimento em extensões de áreas, além de um significativo ganho de produtividade (ALVES e CONTINI, 1988)

A década de 1980 foi marcada pelo fim de um ciclo de crescimento da economia e início de uma fase de profundas instabilidades macroeconômicas, com alguns planos de estabilização econômica e controle da inflação fracassada, como foi o caso do Plano Cruzado, do Plano Bresser e o Plano Verão. A partir desse período, grandes mudanças começaram a ocorrer na estrutura agrária brasileira, mudando os instrumentos e a forma de operacionalizar as políticas agrícolas (DELGADO, 2009).

A grave situação econômica durante as décadas de 1980 e 1990 foi marcada por desequilíbrios internos e externos, principalmente em virtude da hiperinflação brasileira e dos planos macroeconômicos mal sucedidos que foram implementados para o controle da inflação. O problema da dívida interna e externa brasileira no início da década de 1980, e a queda do nível de confiança nas economias emergentes, principalmente após as crises externas enfrentadas pelo México (1994), pelos países asiáticos (1997) e pela Rússia (1998), afetou os índices de investimentos na economia brasileira, o que também ajuda a explicar a estagnação tanto na produtividade média do trabalho quanto no produto brasileiro durante esse período (CYPRIANO, 2004).

A crescente pressão inflacionária durante a década de 1980 e o seu agravamento até 1993, juntamente com a prática de elevadas taxas de juros, proporcionaram ao país uma severa crise nas contas públicas. Esse problema que perdurou toda a década de 1990, forçou a adoção de diferentes medidas econômicas, como a troca de regime cambial e sucessivos cortes nos volumes de créditos disponibilizados aos setores produtivos. Essa instabilidade prejudicou o desempenho de todos os setores da economia, inclusive o da agropecuária.

A economia brasileira ficou estagnada entre os anos de 1990 e 1992, voltando a crescer em 1993, após ter adotado medidas mais conservadoras para ajustar as contas do setor público. O governo passou a direcionar as políticas econômicas criando um ambiente favorável para o lançamento do Plano Real, que ocorreu em março de 1994, com a instituição da Unidade Real de Valor (URV).

Com o alinhamento dos preços na economia entrou em vigor uma nova fase do plano, que era a substituição da URV pela nova moeda. A URV foi substituída pelo Real, a um fator de conversão de 1 URV = 1,00 R\$. Para manter a estabilidade no valor da moeda diante de outras moedas, o Banco Central do Brasil determinou uma política cambial com bandas, estipulando o teto máximo de R\$ 1,00/US\$ 1,00. Com isso, o Plano Real passou a apoiar-se fortemente na “âncora cambial” (BACHA, 1995).

Foi após a implementação do Plano Real que a demanda agregada passou a crescer expressivamente, criando o receio de que processo inflacionário retornasse, levando o governo a tomar medidas que pudessem evitar tal problema. Uma das medidas para evitar este problema foi a elevação da taxa básica de juros, proporcionando um crescimento no déficit público, que passou de um superávit de 1,3% do PIB em 1994, para um déficit de 4,8% do PIB em 1995 (BACHA, 1995).

A partir de 1995, com a elevação da taxa de juros, o aumento do déficit em conta corrente e a perda das reservas cambiais, houve a necessidade do Banco Central intervir para manter a taxa de câmbio nos limites desejados. As consecutivas crises cambiais que ocorreram nesse período (México em 1994, Leste Asiático em 1997 e Rússia 1998) juntamente com a precária situação que se encontrava as contas públicas forçou o

governo a liberar a taxa de câmbio em janeiro de 1999, provocando uma forte desvalorização da moeda brasileira em um curto período de tempo (BARROS e SPOLADOR, 2004).

Ainda nesse sentido, Souza (2014) cita que a paridade cambial, em um dado patamar que não causasse o recrudescimento de uma elevada inflação, contribuiria para aumentar os persistentes déficits correntes no balanço de pagamentos. Os grandes volumes de capital estrangeiro que ingressavam no Brasil, atraídos pelas altas taxas de juros dos títulos da dívida pública, serviam para financiar os déficits correntes, o que tornou insustentável o regime macroeconômico brasileiro que era basicamente atrelado a uma taxa de câmbio administrada, tendo que ser alterada no final da década de 1990.

Com o abandono do regime de metas cambiais e a flexibilização da taxa de cambio em 1999, inicia-se um novo ciclo na economia brasileira, passando a ancorar-se no chamado “tripé macroeconômico”, que era composto pela adoção do regime de metas de inflação, pelo superávit primário e, pela prática de uma taxa de câmbio flutuante (SOUZA, 2014).

De acordo com Souza (2014), a partir dos anos 2000, o saldo positivo da balança comercial contribuiu para a formação de um superávit em transações correntes. Com a entrada de moeda estrangeira no país pela via comercial, devido ao aumento do saldo exportador e o surgimento de superávits em transações correntes, aliviou a dependência do fluxo de capital estrangeiro que era atraído pelas elevadas taxas de juros, o que possibilitou em 2002 a retomada da trajetória de queda na taxa básica de juros com índices de inflação estáveis e até declinante em alguns anos.

Com a redução da taxa de juros houve uma expansão dos investimentos realizados, o que proporcionou ao país um novo ciclo de crescimento na economia brasileira até 2013, que a partir desse momento, passou a dar os primeiros sinais de enfraquecimento, que foram confirmados pelo fraco desempenho do PIB brasileiro, que apresentou uma expansão de apenas 0,10% em 2014 e uma queda expressiva de - 3,85% em 2015 e - 3,59% em 2016, confirmando a grave recessão que a economia brasileira estava enfrentando.

2.1 O desempenho da agropecuária após o Plano Real

A agropecuária brasileira vem passando por importantes transformações desde a década de 1960. A revolução verde que aconteceu no Brasil esteve associada a um conjunto de fatores que foram determinantes para a construção de um ambiente institucional favorável às inovações e à adaptação de novas tecnologias. Por exemplo, a criação dos programas de pós-graduação nas universidades a partir de 1961, os investimentos realizados em instituições voltadas à pesquisa, como a Embrapa na década de 1970, objetivando realizar pesquisas de melhoramento genético, adaptando o sistema produtivo ao clima tropical, com o intuito de melhorar a produtividade tanto na agricultura quanto na pecuária (VIEIRA FILHO e GASQUES, 2016).

A partir de 1970, a expansão da fronteira agrícola observou ondas de crescimento bem específicas, embora períodos acentuados de expansão também tenham ocorrido no passado². Entre elas, foi observado na década de 1980, como os trabalhos de melhoramento genético, variedades adaptadas ao Bioma do Cerrado e com ciclos de produção mais curtos, o que possibilitou, na agricultura, o cultivo de duas safras por ano em muitas regiões do país (VIEIRA FILHO e GASQUES, 2016).

Segundo Brigatte (2009), o setor agropecuário é um dos setores mais importantes para a economia brasileira, pois apresenta um dinamismo responsável por importantes efeitos de encadeamento em atividades com outros setores, além de contribuir na obtenção dos expressivos saldos da balança comercial registrado pelo agronegócio e para a consequente geração de divisas, dando expressiva contribuição para alcançar o equilíbrio macroeconômico.

Embora, o agronegócio seja o setor que apresenta um grande peso dentro da economia brasileira (representando aproximadamente 21,4% do PIB brasileiro em 2015)

² A expansão da fronteira agrícola foi dividida em várias ondas de crescimento no último século, principalmente entre as décadas de 1940 a 1960, quando o número de estabelecimentos cresceu 75%, entre 1970 a 1995 aumentou 18%, e apenas 6,5% entre 1995 a 2006 (VIEIRA FILHO e GASQUES, 2016).

– por incluir a agroindústria de insumos e processamentos e os serviços de distribuição
– a agropecuária tem sido o setor que mais rapidamente cresceu nos últimos anos, tendo como pano de fundo a crescente produção de alimentos, as matérias-primas e a queda nos preços relativos de seus produtos. Com isso, foram criados os fundamentos que dariam sustentação às políticas dirigidas para, de um lado, a redução da pobreza e da desigualdade e, de outro, a geração de divisas internacionais, sendo dois objetivos até pouco tempo considerados incompatíveis entre si (BARROS, 2016).

A agropecuária é uma atividade que apresenta suas especificidades, relacionadas ao ciclo de produção, sujeitas aos problemas climáticos, pragas e doenças, bem como as crises de preços ocasionadas por superproduções e quebra de safras, além das oscilações constantes nos preços dos produtos exportados que são influenciados pela volatilidade cambial, e também, influenciados por outros fatores macroeconômicos, como a disponibilidade de crédito, taxas de juros, investimentos diretos, dentre outros (CEPEA, 2016).

Após enfrentar os problemas macroeconômicos herdados da década de 1980, com um baixo dinamismo no comércio mundial, hiperinflação, baixo volume de crédito, taxas de juros elevadas e crescimento da dívida externa, a década de 1990 foi marcada por significativas transformações para a agropecuária brasileira. Com a abertura comercial e a implementação do Plano Real, logo em seguida, foram dados os primeiros passos para que a economia pudesse se estruturar, criando condições para que, assim como outros setores, a agropecuária pudesse buscar o desenvolvimento.

Porém, nos primeiros anos do Plano Real, a taxa de câmbio permaneceu sobrevalorizada, o que limitou a competitividade dos produtos brasileiros no mercado internacional. De acordo com Campos e Paula (2002), comparativamente com outros setores, o desempenho da agropecuária passou a melhorar de forma significativa a partir do final da década de 1990, com a flexibilização do câmbio, o que impulsionou as exportações do setor.

Após a década de 1990, o agronegócio brasileiro passou por significativas mudanças, sendo que algumas contribuíram para que o setor pudesse se desenvolver,

enquanto outras impactaram de forma negativa sobre ele. Melo (1999) cita alguns pontos positivos e negativos que o país enfrentou nesse período.

Segundo o autor, dentre os pontos negativos, os que mais impactaram a agropecuária foram:

- a) Elevação da taxa de juros, que colocaram o Brasil entre os países com as maiores taxas de juros reais no mundo;
- b) Forte valorização da taxa de câmbio real o que prejudicou o país, tornando-o um grande importador, até mesmo de produtos agrícolas;
- c) Excessiva redução das tarifas de importação de produtos agrícolas, como o algodão, o leite e o trigo;
- d) Ganhos financeiros para às empresas importadoras de produtos agrícolas, resultado do diferencial entre a taxa de juros interna e a externa;
- e) Reduzido crescimento da demanda interna o que limitou o crescimento do produto brasileiro.

Os pontos negativos citados impactaram principalmente sobre a renda da agricultura, tendo em vista que houve queda nos preços internos, redução sobre o valor da produção, acréscimo sobre os custos dos créditos agrícolas e aumento no valor do endividamento acumulado, provocando um aumento no desemprego rural e queda nos preços dos imóveis rurais.

Entretanto, Melo (1999), também ressalta alguns pontos positivos que o setor vivenciou durante esse período, tais como:

- a) Melhora nas cotações internacionais de produtos agrícolas a partir de 1994, beneficiando principalmente os produtos exportáveis. Durante os anos de 1992 e 1997, houve um aumento de 46,6% no índice de preços em dólares de alguns produtos (incluindo a soja, o café, o suco de laranja, o milho e o algodão).
- b) Após a abertura comercial, houve uma redução dos preços reais de insumos agrícolas, principalmente nos casos de fertilizantes, defensivos e

medicamentos. Essa queda foi causada pelas baixas tarifas de importação, e pela valorização da taxa de câmbio.

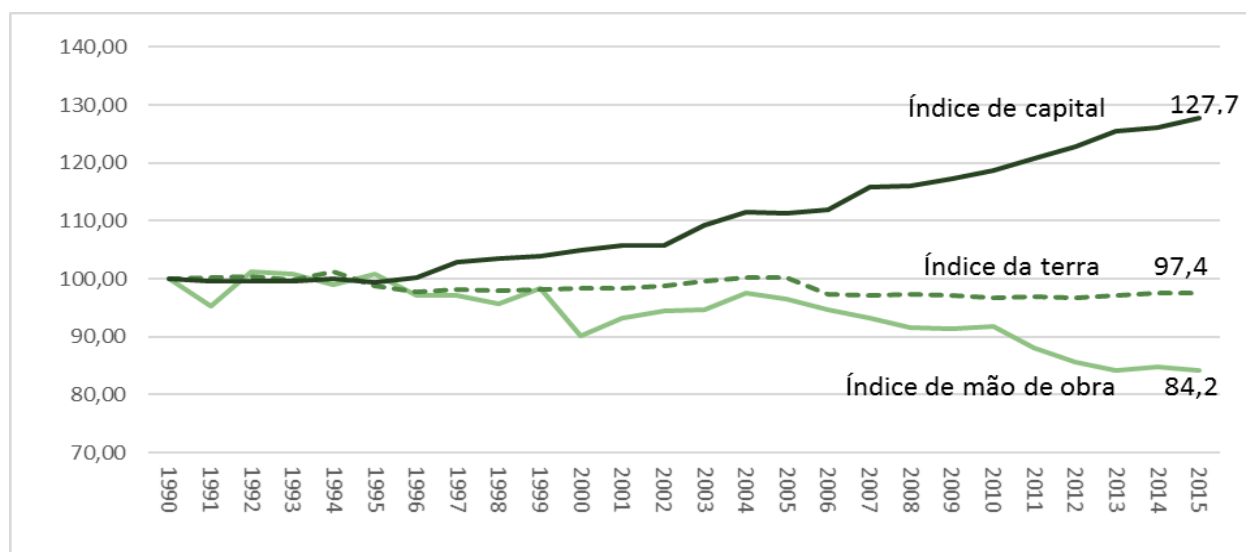
- c) Modificações nas políticas econômicas e agrícolas. Para a agricultura, a principal foi a Lei Kandir³, que tratava da isenção do ICMS nas exportações agrícolas a partir de 1997, corrigindo uma série de distorções do passado. A isenção do ICMS incluía apenas os produtos que eram destinados à exportação, sendo a soja, o café, o cacau, o açúcar, o fumo, a laranja e a carne os produtos que mais se beneficiaram com essa lei.
- d) Um aumento expressivo no índice de produtividade da terra. Boa parte desse aumento se deve ao fato de que houve uma redução nos preços dos insumos e equipamentos utilizados na produção, devido ao cenário mais favorável às importações. Os apoios às inovações no processo produtivo vieram tanto por parte do setor público como pelo setor privado, o que proporcionou maior eficiência e ganho de produtividade;

Investimentos e muitos esforços têm sido canalizados no sentido de aumentar a produtividade da agropecuária brasileira. Gasques *et. al.* (2016) apresentam alguns índices que demonstram a intensificação no uso de tecnologia com o intuito de aumentar a produtividade deste setor. A Figura 1 traz os índices de utilização de mão de obra, de terra e de capital, ficando perceptível que a partir da segunda metade da década de 1990 houve uma redução na utilização de mão de obra e um crescimento relativo na utilização de capital, evidenciando o aumento do uso de tecnologia na produção agropecuária brasileira.

³ Lei Kandir: elaborado pela Lei Complementar número 87 de setembro de 1996. Dispõe sobre o imposto dos Estados e do Distrito Federal sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação, e de outras providências.

Para Gasques *et. al.* (2016), o aumento no uso de capital em relação ao uso de mão de obra foi uma das grandes transformações pela qual a agropecuária passou, contribuindo para intensificar os ganhos na produtividade.

Figura 1 - Índice dos fatores de produção - 1990 a 2015.



Fonte: Gasques *et. al.* (2016). Índice com base 100 em 1990.

Alguns trabalhos têm investigado o crescimento da produtividade da agropecuária brasileira, dentre eles, destaca-se o trabalho de Gasques, *et. al.* (2016), que analisaram a Produtividade Total dos Fatores (PTF) da agropecuária.

O aumento na utilização de capital, está relacionado com os níveis de investimentos realizados tanto em pesquisas quanto no sentido de melhorar a infraestrutura, dando condições para que os índices de produtividade pudessem evoluir. Percebe-se na Tabela 1, que houve avanços expressivos nos índices de produtividade dos fatores de produção da agropecuária (mão de obra, terra e capital), proporcionando a PTF uma taxa média geométrica de crescimento anual superior aos 4,2%.

Tabela 1 – Evolução da Produtividade da mão de obra, da terra, do capital e a Produtividade Total dos Fatores (PTF) – 1990 a 2015.

Ano	Prod. Mão de Obra	Prod. Terra	Prod. Capital	PTF
1990	100,00	100,00	100,00	100,00
1991	108,33	102,87	103,44	108,42
1992	107,97	108,83	109,87	107,94
1993	106,91	108,07	108,14	107,57
1994	117,49	114,91	116,33	116,23
1995	118,08	120,65	119,89	120,41
1996	120,82	119,90	116,91	123,20
1997	124,98	123,82	118,00	123,86
1998	131,07	128,16	121,15	129,26
1999	137,79	137,95	130,53	135,12
2000	156,71	143,47	134,41	151,68
2001	164,04	155,53	144,72	157,71
2002	168,65	161,31	150,80	161,44
2003	183,18	174,20	158,63	168,31
2004	188,71	183,73	165,12	168,86
2005	193,45	186,24	167,80	173,36
2006	207,67	202,23	175,91	190,91
2007	225,06	216,20	181,08	200,03
2008	243,49	229,18	191,99	215,47
2009	239,32	225,19	186,44	210,37
2010	254,16	241,15	196,67	221,23
2011	278,52	252,79	203,02	237,67
2012	284,21	251,69	198,42	239,23
2013	310,32	268,75	208,21	254,47
2014	315,05	273,97	212,18	256,02
2015	324,82	280,59	214,17	260,93

Fonte: Gasques *et. al.* (2016). Índice com base 100 em 1990.

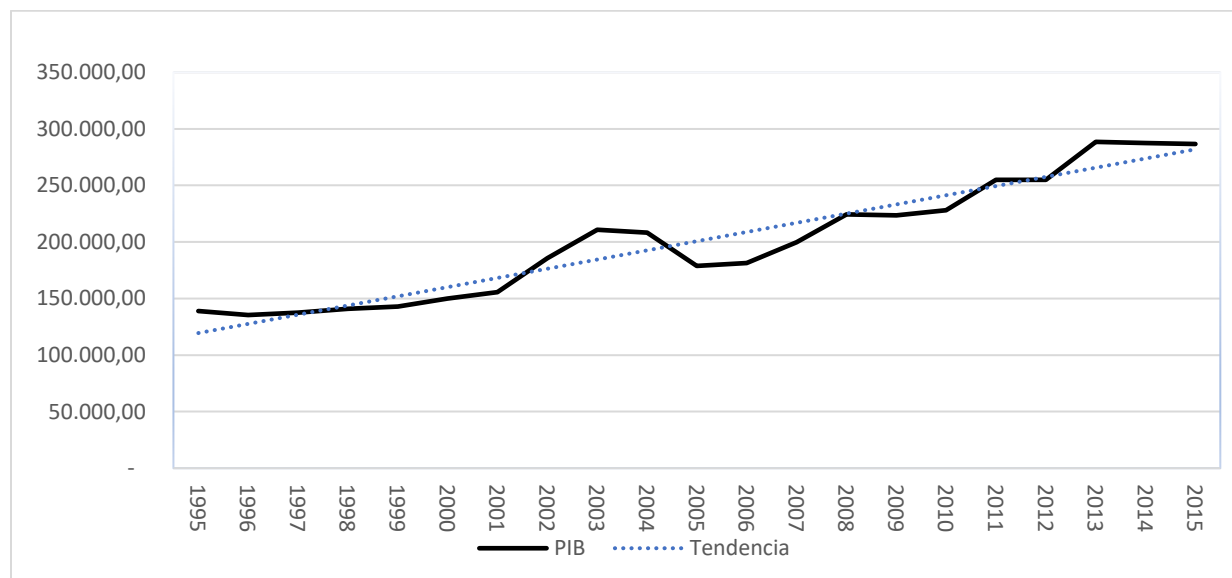
Segundo Gasques *et. al.* (2016), houve uma aceleração nos ganhos da PTF a partir do ano de 1997, movimento esse que pode estar ligado três fatores:

- a) Crescimento global da produtividade mundial pode ter criado um ambiente mais competitivo, exigindo maiores esforços por ganhos de produtividade dos produtores brasileiros;
- b) Mudanças significativas na condução das políticas agrícolas e nas políticas macroeconômicas (Plano Real em 1994 e flexibilização cambial em 1999);
- c) Efeitos acumulados dos gastos com pesquisas e desenvolvimento de novas tecnologias. Estima-se que esses efeitos proporcionam ganhos significativos sobre a PTF.

Os investimentos direcionados para a agropecuária no sentido de aumentar a produtividade possibilitou o aumento expressivo da produção agropecuária brasileira. Os ganhos significativos da produção, juntamente com o aumento da participação do comércio mundial a partir da década de 1990, o produto deste setor passou a crescer consideravelmente a partir dos anos 2000. De acordo com dados o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o setor apresentou uma taxa média geométrica de crescimento anual superior aos 4,9% entre os anos de 1995 a 2015.

Na Figura 2, é possível perceber que o produto agropecuário obteve um crescimento muito pequeno durante os primeiros anos do Plano Real, fato esse que Fuscaldi e Oliveira (2005) atribui a diversas dificuldades que a economia brasileira enfrentou nesse período, mas principalmente ao câmbio sobrevalorizado até 1999, o que tirava a competitividade dos produtos brasileiros no mercado internacional e limitava o desempenho do setor rural.

Figura 2 - Crescimento real do PIB da agropecuária (em milhões * R\$) – 1995 a 2015.



Fonte: IBGE (2016). Elaborado pelo autor.

Nota: * valores reais.

A partir dos anos 2000/2001, o setor agropecuário entra em uma fase de crescimento expressivo. O crescimento significativo pelo qual a agropecuária passou após esse período refletiu algumas mudanças que ocorreram na economia e que favoreceram o setor agrícola. Fuscaldi e Oliveira (2005) citam algumas delas: A Lei Kandir que tinha como objetivo desonerar o pagamento do ICMS de produtos semi-elaborados, produtos primários e serviços; o salto tecnológico permitiu fortes ganhos de produtividade para a agricultura e um aumento expressivo na produção total; o fim da sobrevalorização cambial que contribuiu para que a agricultura aumentasse sua competitividade e sua participação no mercado mundial; o aumento da demanda internacional, principalmente os países asiáticos, que passaram a demandar maiores quantidades a preços crescentes (U\$\$), foram fatores que mais contribuíram para o crescimento da agricultura brasileira.

2.2 A importância do crédito rural

Ao longo do tempo, a teoria econômica vem discutindo amplamente os fatores que podem influenciar o crescimento econômico. Alguns modelos divergem na escolha das variáveis entendidas como as mais importantes. Schumpeter (1997), já ressaltava a importância para o desenvolvimento do setor financeiro, sendo este um elemento capaz de impulsionar diretamente o crescimento da economia. Segundo o autor, o crédito se apresenta como um elemento importante para que a produção seja materializada de forma mais apropriada.

Dessa forma, o sistema financeiro eficiente exerce um papel fundamental em prol do crescimento e do desenvolvimento, garantindo maior eficiência na alocação dos recursos financeiros, direcionando-os para projetos inovadores ou que apresentem maior grau de rentabilidade, ou seja, maiores retornos sobre o capital investido.

O setor rural brasileiro passou por grandes transformações ao longo das últimas décadas, aperfeiçoando o seu sistema produtivo de tal forma a se tornar significativo dentro do cenário agrícola mundial. Para que essa transformação pudesse ter acontecido, foi fundamental o apoio financeiro recebido, que por intermédio das linhas de crédito direcionadas, contribuíram para a modernização do setor, aumentando a produtividade e, por consequência, a produção total.

A condução das políticas agrícolas aconteceu de acordo com os interesses econômicos, políticos e sociais de cada período, direcionando o setor a suprir não apenas a demanda interna, mas também a demanda do mercado mundial.

Existem vários trabalhos que apresentam a evolução e a importância do crédito rural no Brasil, como a pesquisa de Sayad (1984); Bacha, Danelon e Bel filho (2006); Castro e Teixeira (2010); Cardoso *et. al.* (2014); Almeida e Zylbersztajn (2008); Leite (2009); Ramos e Martha Junior (2010) entre outros.

Melo, Marinho e Silva (2013), estudaram a influência do crédito rural para o desempenho do setor entre o período de 1995 a 2009. Analisando a relação entre o

crédito rural e o PIB do setor agropecuário brasileiro, os autores chegaram à conclusão de que há uma relação bidirecional entre o crédito rural total e o PIB real agropecuário. Desagregando o crédito rural por modalidade (custeio, comercialização e investimento), analisaram a causalidade para cada modalidade. Os resultados mostraram que para custeio e comercialização, há uma causalidade bidirecional, enquanto o crédito para investimento e o PIB real agropecuário não apresentaram causalidade significativa entre si.

No mesmo sentido, Cavalcante (2008) procurou identificar o sentido da causalidade entre o crédito rural e o PIB da agropecuária nos municípios brasileiros entre os anos de 1999 a 2004. Estimando um modelo simplificado entre as suas variáveis, os resultados forneceram evidências de *Granger*-causalidade unidirecional no sentido de PIB para o crédito. Em uma segunda análise, o autor testou a causalidade em cada uma das regiões brasileira, comprovando que há uma disparidade nos resultados de cada região. De acordo com os resultados, nas regiões Norte e Sudeste foram observadas causalidades unidirecional de PIB para crédito, enquanto nas regiões Nordeste e Centro-Oeste foram observados causalidade bidirecional, e na região Sul foi observado uma causalidade unidirecional de crédito para PIB agropecuário.

Segundo Ramos e Martha Junior (2010), o processo de modernização do sistema produtivo agrícola brasileiro teve origem nos anos de 1930 com a criação da Carteira de Crédito Agrícola e Industrial do Banco do Brasil (CREAI) e se intensificou a partir dos anos de 1960 com a criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR).

Com a edição da Lei n.º 492 de 1937 foram regulamentados o penhor rural e a cédula pignoratícia⁴, além de dar condições para a criação da Carteira de Crédito Agrícola e Industrial do Banco do Brasil (CREAI), que entrou em vigor em outubro desse mesmo ano. A criação da CREAI tinha finalidade de atender à crescente demanda pela sociedade brasileira por crédito de longo prazo, representando uma ação concreta em

⁴ Cédula pignoratícia é um título de crédito representativo de penhor de mercadorias depositadas em armazéns ou cooperativas. De acordo com a Lei n.º 492 de 1937, constitui-se o penhor rural pelo vínculo real, resultante do registro, por meio do qual os agricultores ou criadores sujeitam suas culturas ou animais a garantia do cumprimento das obrigações.

prol da institucionalização de políticas governamentais de crédito rural, cuja a operacionalização ficou sob responsabilidade do Banco do Brasil. Com a criação dessa carteira, inicia-se uma nova fase de assistência financeira à agricultura, disponibilizando recursos para a aquisição de máquinas e equipamentos, rebanhos e insumos agropecuários (RAMOS e MARTHA JUNIOR, 2010).

Até a década de 1960, o Brasil não possuía uma metodologia que regulamentava o sistema de crédito rural, sendo dada até então pouca importância a determinadas modalidades de investimento, como investimento em infraestrutura, transporte e armazenamento entre outros.

Foi com a Lei 4.829 de 1965, que o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) foi instituído e as políticas governamentais passaram a dar mais apoio ao setor agropecuário, estimulando um crescimento ordenado nos volumes de investimentos, com objetivo de financiar a produção e a comercialização, melhorando a infraestrutura e ampliando a renda do setor, aumentando as condições para que o agronegócio se desenvolvesse (SAYAD, 1984).

Para Ramos e Martha Junior (2010), a política de crédito rural é entendida como um mecanismo de concessão de crédito ao setor agropecuário com condições de pagamentos e taxas de juros diferenciadas, sendo este um instrumento da política agrícola que visava estimular o setor. Esse apoio foi consolidado com o surgimento do SNCR, quando foi instituído as normas operacionais que regulamentava o crédito rural. A criação desse sistema, impulsionou significativamente o grau de cobertura do crédito rural, possibilitando a modernização do agronegócio brasileiro.

2.2.1 Crédito rural após a implementação do SNCR

Com a regulamentação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) em 1965, as concessões de crédito às atividades agropecuárias passaram a ter normas e condições especiais, sendo o grande responsável por modificações no ambiente das

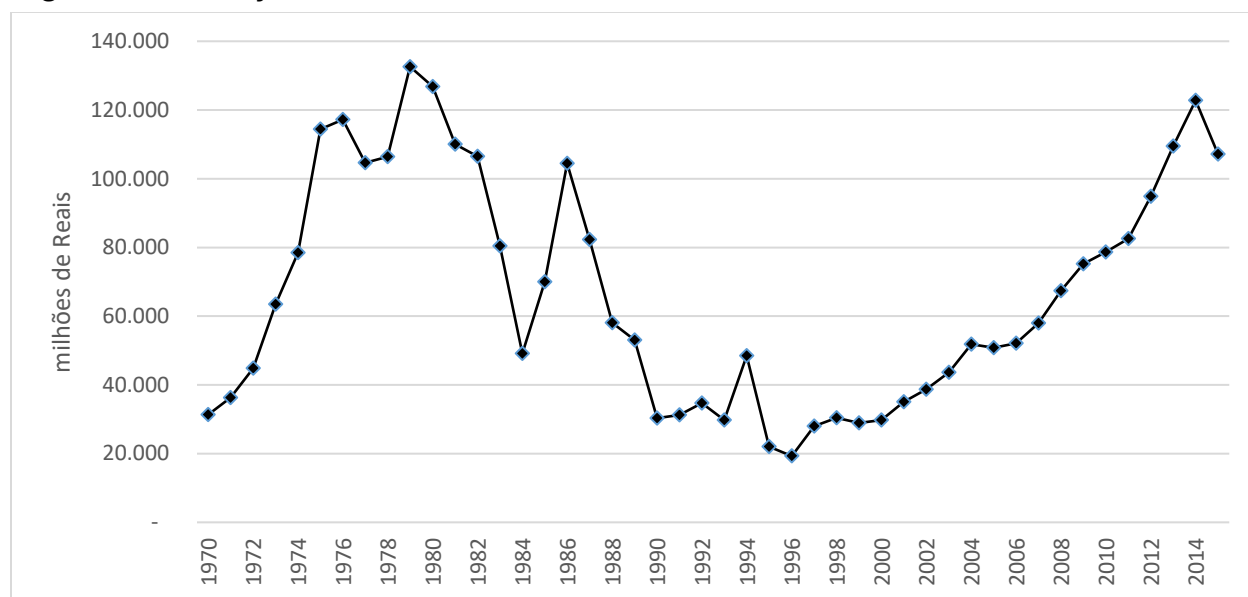
organizações da cadeia agroindustrial, o que trouxe impactos positivos, gerando efeitos na forma como os agentes transacionavam (ALMEIDA e ZYLBERSZTAJN, 2008).

A criação desse sistema possibilitou a regulamentação e a ampliação do crédito rural, aumentando as possibilidades de crescimento do setor agropecuário. Segundo Ramos e Martha Junior (2010), a materialização do SNCR objetivava: a) financiar parte dos custos de produção do setor agropecuário; b) estimular a formação de capital; c) acelerar a adoção de novas tecnologias; e d) fortalecer a posição econômica dos produtores, principalmente os pequenos e os médios.

Após a criação do SNCR, houve uma forte intervenção governamental na atividade agropecuária com o Estado atuando na concessão de subsídios ao crédito rural. A atuação do governo tinha como objetivo implementar políticas públicas que possibilitassem o setor se modernizar, desenvolvendo as indústrias de insumos agrícolas, fortalecendo as indústrias de processamento, contribuindo assim, para a expansão das fronteiras agrícolas, além de aumentar a produtividade por meio de novas técnicas de produção (RAMOS e MARTHA JUNIOR, 2010).

Durante a década de 1970, houve um aumento expressivo nos volumes de recursos direcionado ao setor, transformando o crédito rural no principal instrumento de políticas agrícolas nesse período (BACHA, DANELON e BEL FILHO, 2006). De acordo com os dados do Banco Central do Brasil, os volumes do crédito agrícola aumentaram significativamente durante toda essa década, tendo um aumento real de aproximadamente 323% entre os anos de 1970 a 1979, passando para uma trajetória de queda a partir dos anos de 1980, evidenciando os problemas macroeconômicos pela qual a economia brasileira passava (Figura 3).

Figura 3 - Evolução do crédito rural no Brasil - 1970 a 2015.



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.
Dados deflacionados pelo IGP-DI.

Em decorrência das mudanças no cenário internacional que aconteceram após a segunda metade da década de 1970, a economia brasileira passou a enfrentar problemas no balanço de pagamentos, além de um processo inflacionário que se intensificou no final dessa década. Como a economia brasileira apresentava um desajuste fiscal, o governo foi incapaz de manter a atual política de crédito, o que provocou expressivas reduções nos volumes de créditos destinados ao setor rural durante os anos que se seguiram (BARROS, 1979).

De acordo com Bacha, Danelon e Bel Filho (2006), o modelo de política de crédito agrícola adotado pelo governo durante a década de 1970 esgotou suas potencialidades e passou a receber críticas de que não estaria sendo capaz de aumentar a produtividade, nem a produção e, nem sendo suficiente para a adoção de novas tecnologias por partes de todos os agricultores, deixando para trás, principalmente, os mais pequenos.

Durante a década de 1980, as políticas agrícolas enfrentaram os ajustes impostos pela situação econômica que se deparava com dois grandes problemas: o agravamento do processo inflacionário e a crise fiscal que o país estava enfrentando. De acordo com Bacha, Danelon e Bel Filho (2006), Ramos e Martha Junior (2010), Almeida e

Zylbersztajn (2008), esse conjunto de problemas proporcionou limitações sobre a política de incentivo à agricultura através do crédito. Por um lado, o processo inflacionário fazia com que as pessoas deixassem de manter os saldos em depósitos à vista, preferindo aplicar seus recursos em fundos indexados à inflação, acarretando o esgotamento das fontes de recursos não inflacionários, deixando o sistema de crédito rural cada vez mais dependente das complementações realizadas pelas autoridades monetárias. Por outro lado, a crise fiscal que o país passava nesse período mostrou que o governo era incapaz de continuar sendo o financiador da agropecuária com a mesma intensidade que havia feito na década anterior.

Com o novo cenário econômico, os volumes de recursos repassado ao setor rural foram reduzidos drasticamente, sendo que em 1984 os recursos liberados representavam apenas de 47% do que havia sido liberado em 1979, voltando a ter um leve crescimento nos anos de 1985 e 1986 devido ao que Oliveira e Montezano (1982) e Bacha, Danelon e Bel Filho (2006) caracterizaram como monetarização da economia durante o Plano Cruzado. No entanto, essa fase de recuperação foi curta, e as reduções nos volumes de créditos voltaram a acontecer já em 1987, persistindo até o ano de 1996, quando os volumes de recursos destinado à agropecuária foram inferiores aos volumes do início da década de 1970.

As consecutivas reduções que vinham acontecendo foram agravadas pelos atrasos nos pagamentos das dívidas dos agricultores nos primeiros anos da década de 1990, culminando no Programa de Securitização instituído pela lei n. 9.138, de 29/11/1995, possibilitando aos agricultores que possuíam dívidas nos valores de até R\$ 200 mil que pudessem refinanceiar, com prazos de até sete anos e com juros nominais de 3% a.a. mais as variações dos preços mínimos. Para os agricultores com dívidas acima de R\$ 200 mil, foi dado a possibilidade de renegociar suas dívidas amparadas pela resolução 2.471 do CMN de 26/02/1998 com encargos iguais ao IGP-DI, mais juros que variavam entre 8% a 10% a.a. (BACHA, DANELON E BEL FILHO, 2006)

Com o objetivo de ampliar a oferta de crédito agrícola, o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), que tradicionalmente se ocupava em financiar os investimentos no setor industrial, teve sua carteira de crédito para o setor

agropecuário ampliada, por meio dos programas como o Finame Rural que tinha como objetivo o financiamento de máquinas e equipamentos agrícolas e o Programa de Incentivo ao Uso de Corretivos de Solos (Prosolo) que tinha como objetivo elevar os níveis de produtividade da agricultura, mediante a intensificação de técnicas adequadas destinadas à correção do solo (RAMOS e MARTHA JUNIOR, 2010).

Ao longo da década de 1990, outros programas que fortalecia o crédito rural foram instituídos, como o Programa de Geração de Emprego e Renda Rural (Proger Rural), que foi estabelecido em 1995, tendo como objetivo desenvolver as atividades rurais e fomentar a geração de trabalho, emprego e renda dos micros e pequenos negócios rurais. Em 1996 foi lançado o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), tendo como finalidade financiar as atividades agropecuárias exploradas pelos produtores rurais e suas famílias. Este programa concedia crédito com encargos financeiros menores do que era praticado normalmente pelo SNCR, com taxas de juros que variavam entre 1,5% a 4,5% a.a. para os custeios, e de 1,0% a 5,0% a.a. para os investimentos (RAMOS, e MARTHA JUNIOR, 2010).

A partir de 1996, os volumes de crédito rural passaram a ter ganhos reais, tendo incremento de mais de 3,5% durante o triênio 1997 a 1999. A intensidade dos aumentos dos recursos destinados ao setor agropecuário cresceu a partir dos anos 2000, aumentando a uma taxa média de mais de 15% ao ano até 2009.

De acordo com Bacha, Danelon e Bel Filho (2006), as razões para esses aumentos expressivos de recursos estão principalmente nos maiores gastos do Tesouro Nacional, na equalização da taxa de juros, e nas novas linhas de créditos para investimentos. Enquadram-se neste setor os programas Moderinfra e Moderfrota, os programas de renegociação das dívidas dos produtores amparados pela lei nº. 9.138/95 e pela resolução nº. 2471/98 do CMN que acabava diminuindo a vulnerabilidade do sistema bancário, além da criação da Cédula de Produto Rural (CPR) financeira, que foi instituído pela lei nº. 10.200 de 2001, proporcionando um aumento significativo nos volumes negociados, dando possibilidade do sistema bancário atuar como comprador das CPRs e não apenas ser o seu avalista.

Além dos programas governamentais, a lei nº 11.076 de 2004, instituiu outros instrumentos para que o setor privado pudesse atuar como financiador do agronegócio, por intermédio de mecanismos como os Certificados de Depósitos Agropecuários (CDA), o *Warrant* Agropecuário (WA), o Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio (CDCA), a Letra de Crédito do Agronegócio (LCA) e o Certificado de Recebíveis do Agronegócio (CRA). A ideia de abrir novos instrumentos de financiamento privado para o agronegócio era de incorporar novos investidores de outros setores, para que pudesse contribuir no financiamento do setor rural (BACHA, DANELON e BEL FILHO, 2006).

Segundo Bacha (2012, p.65), os objetivos da criação desses títulos eram:

- a) aumentar a participação do setor privado no financiamento do agronegócio;
- b) aumentar a disponibilidade de capital para o setor;
- c) proporcionar maior capital de giro dentro do próprio sistema;
- d) aliviar os cofres públicos que nem sempre possuem capital suficiente para atender toda a demanda por crédito rural.

Mesmo com a instituição de instrumentos que dava oportunidade ao setor privado para financiar a atividade rural, os Bancos Oficiais Federais e Estaduais sempre foram os responsáveis pelo repasse do maior percentual de recursos destinados ao setor rural. Em 1999, os bancos públicos foram responsáveis por 63,2% dos recursos repassados, ocorrendo uma pequena queda nesse percentual até 2015, quando os repasses dos bancos públicos representava 56,6% do volume total (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2016).

Mesmo com reduções nos números de contratos firmados em algumas modalidades de crédito a partir dos anos 2006, os valores reais dos recursos cresceram significativamente ao longo do tempo, como os recursos destinados a investimentos, que cresceu 477% entre os anos de 1995 a 2015.

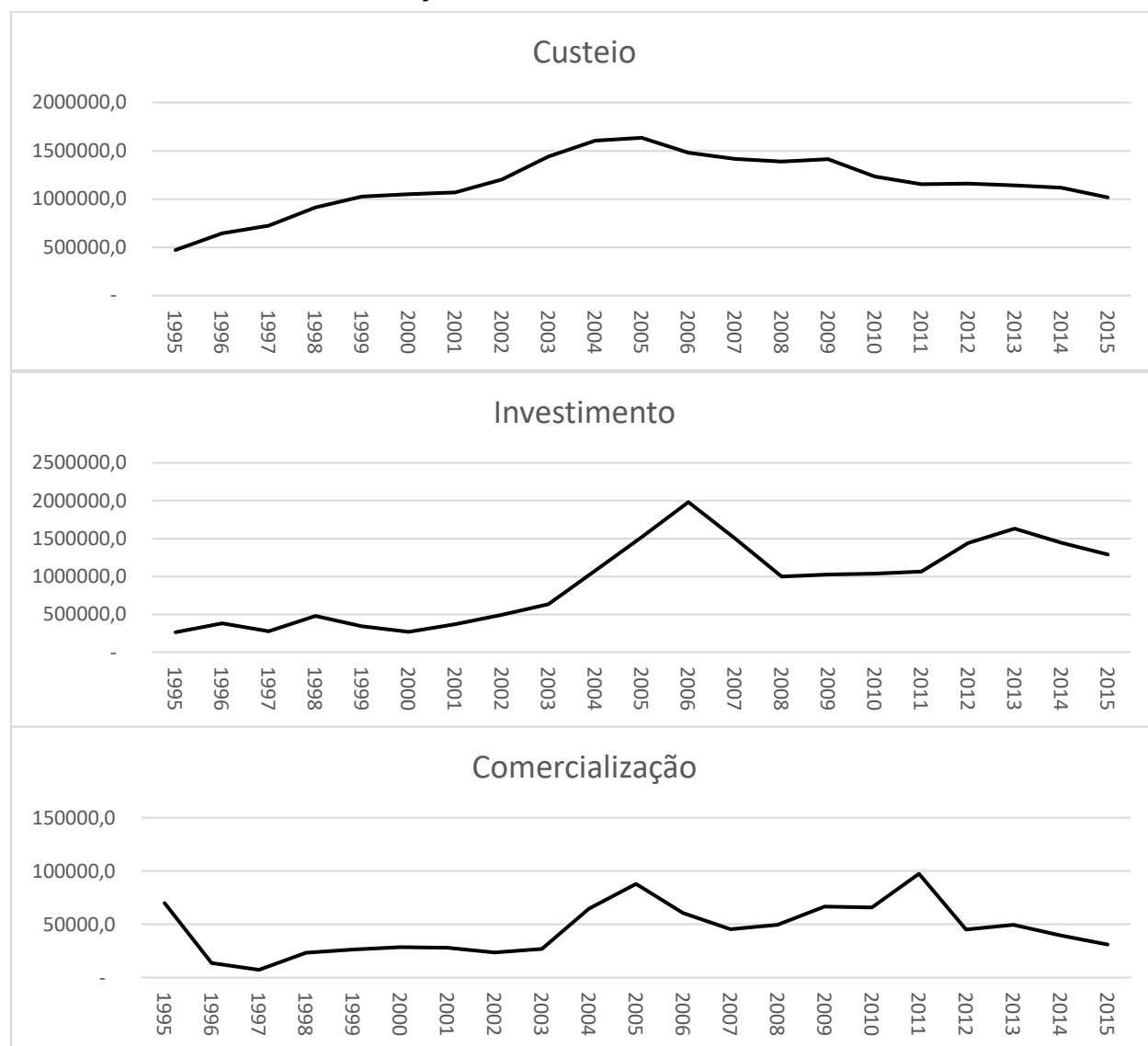
2.2.2 Modalidades de crédito rural

O crédito rural é dividido em três modalidades, sendo elas: crédito para investimento, crédito para custeio e crédito para comercialização, distinguindo-se entre as atividades agrícolas e pecuárias. O crédito para investimento refere-se aos recursos necessários para a aquisição de máquinas e equipamentos que serão utilizados nas atividades, em que os benefícios serão sentidos durante alguns anos. O crédito para custeio está relacionado diretamente com os recursos que é destinado para custear as despesas habituais que ocorrem durante o ciclo de produção, como por exemplo a compra de insumos e o pagamento de toda mão-de-obra do plantio até a colheita. Por fim, o crédito para a comercialização que visa assegurar aos produtores os recursos necessários para a adoção de mecanismos que possam garantir o armazenamento das safras em períodos de preços relativamente baixos, possibilitando que sejam comercializados nos melhores momentos do mercado, e assim, aumentando a rentabilidade do setor (BACHA, 2012).

Durante os primeiros anos do Plano Real houve um aumento significativo no número de contratos registrados de crédito para custeio, passando de 472,3 mil contratos no ano de 1995, para 1,63 milhões de contratos registrados no ano de 2005, quando registrou o maior volume de contratos para essa modalidade, o que representa um aumento de 245% no número de contratos para custeio. A partir de 2005, os volumes de contratos realizados passaram a registrar quedas, sendo que no ano de 2015 foram registrados 1,01 milhões de contratos. (Figura 4).

Os contratos de investimentos apresentaram uma elevação considerável após a implementação do Plano Real, passando de 263,9 mil contratos no ano de 1995, para 1,29 milhões de contratos em 2015, representando uma variação de 389% durante esse período. O maior número de contratos registrados foi no ano de 2006, quando foram registrados 1,98 milhões de contratos para essa modalidade.

Figura 4 - Números de contratos de crédito rural nas modalidades custeio, investimentos e comercialização.



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Para os contratos de comercialização, foram registrados pouco mais de 70 mil contratos no ano de 1995. Porém, nos primeiros anos do Plano Real houve uma queda expressiva no número de contratos registrado para essa modalidade, sendo apenas 7,3 mil contratos no ano de 1997. A partir desse ano, houve uma gradual recuperação até o ano de 2011, quando foram registrados 97,3 mil contratos. Nos anos seguintes novas quedas aconteceram, sendo registrados 31,1 mil contratos no ano de 2015.

Segundo Moura (2016), a trajetória de queda nos números de contratos registrados nos últimos anos é indício de que pode estar ocorrendo um aumento da concentração do crédito rural para um menor número de beneficiários, tendo em vista que os volumes de recursos têm aumentando ao longo do tempo.

Levando em consideração que a evolução nos números de contratos ocorreu de forma diferenciada para cada modalidade, fica evidente que houve uma mudança percentual na composição das modalidades em relação ao número total de contratos firmados.

O número de contratos para custeio que em 1995 representavam 58,58% do total dos contratos, chegou a representar 77,88% no ano de 2000, perdendo representatividade a partir de então, representando 43,44% no ano de 2015 (Tabela 2).

Em relação ao crédito para investimentos, em 1995 representava 32,76% do total de número de contratos, seguindo uma perda de representatividade até o ano de 2000, quando atingiu 20,01% dos contratos. A partir de então, passou a ganhar representatividade, atingindo no ano de 2015 os 55,23% do total de contratos registrados. Já os créditos para comercialização, representavam 8,69% em 1995, tendo uma forte queda logo nos primeiros anos do Plano Real, com uma pequena recuperação nos anos subsequentes, chegando no ano de 2015 com uma representatividade de 1,33%.

Tabela 2 - Distribuição percentual de números de contratos de crédito por modalidade - 1995 a 2015

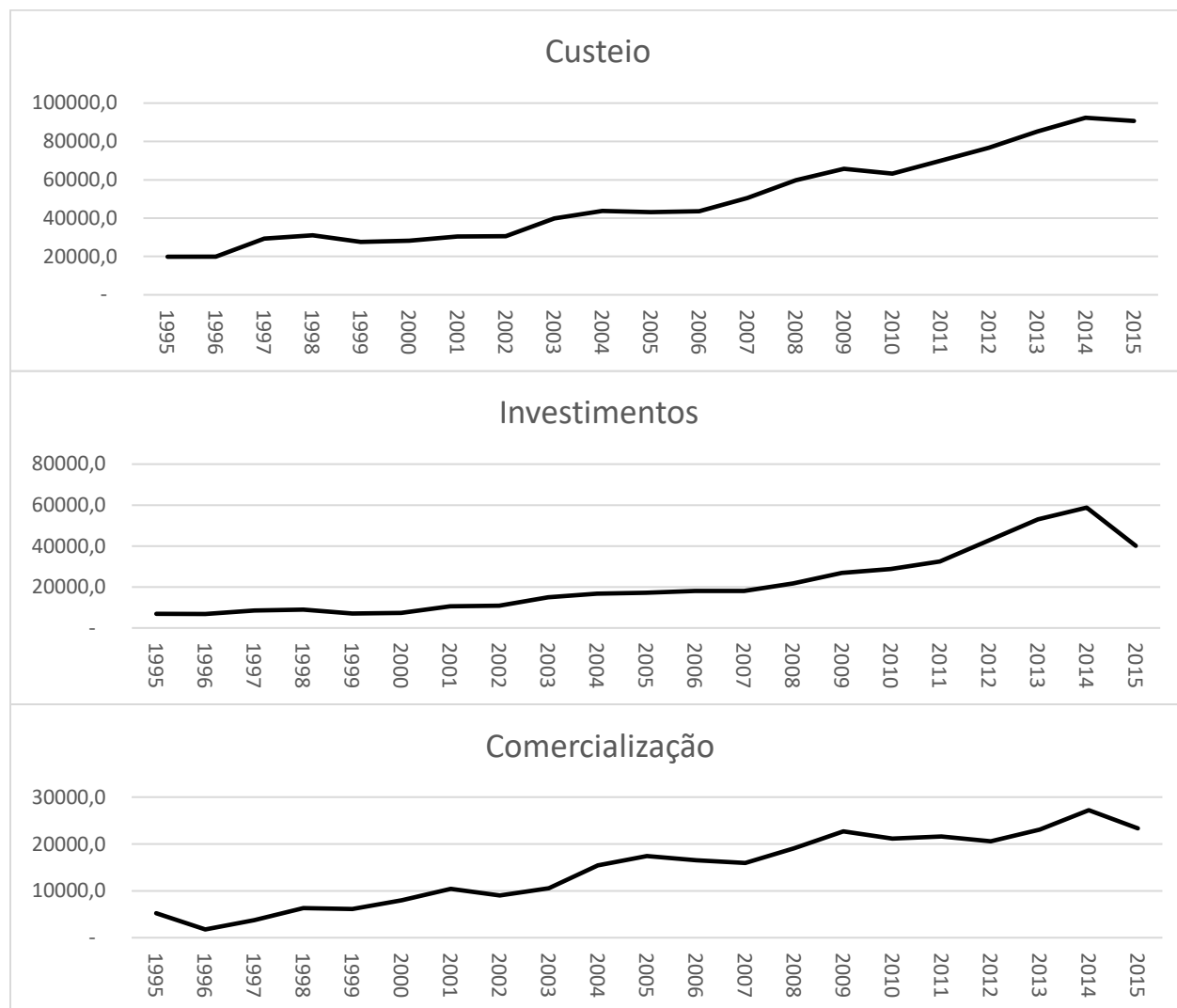
Ano	Custeio	Investimento	Comercialização
1995	58,58	32,76	8,69
1996	62,15	36,53	1,32
1997	71,70	27,57	0,73
1998	64,47	33,89	1,64
1999	73,48	24,64	1,88
2000	77,88	20,01	2,11
2001	72,86	25,24	1,90
2002	69,98	28,65	1,38
2003	68,55	30,17	1,28
2004	58,49	39,16	2,36
2005	50,42	46,88	2,71
2006	42,01	56,27	1,72
2007	47,72	50,75	1,53
2008	57,01	40,96	2,03
2009	56,44	40,90	2,66
2010	52,75	44,43	2,82
2011	49,80	46,00	4,20
2012	43,79	54,50	1,70
2013	40,42	57,82	1,76
2014	42,95	55,53	1,52
2015	43,44	55,23	1,33

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Na soma total dos contratos registrados durante o período analisado, o maior volume de contratos foi para o custeio, com mais de 24,3 milhões de contratos registrados. Os contratos de investimento somaram mais de 19,5 milhões, enquanto que para comercialização foram registrados 950 mil contratos.

Na Figura 5, pode ser observado o volume de crédito para cada modalidade entre os anos de 1995 a 2015. O volume de crédito para custeio aumentou 357% durante esse período, passando de R\$ 19,8 bilhões para R\$ 90,7 bilhões (em preços reais de 2015, pelo IGP-DI). Na modalidade de investimentos ocorreu um aumento de 480%, passando de R\$ 6,9 bilhões para R\$ 40,1 bilhões. Já o crédito para comercialização aumentou 347%, passando de R\$ 5,2 bilhões para R\$ 23,3 bilhões.

Figura 5 - Crédito para custeio, investimentos e comercialização (em milhões de R\$) - 1995 a 2015.



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

As fontes de recursos para o crédito rural são classificadas em duas categorias: recursos controlados e recursos não controlados. Os recursos controlados são aqueles que possuem a taxa de juros regulada pelo governo, que geralmente são inferiores a taxa básica de juros. Por meio do Banco Central o governo estipula o limite de concessão de crédito rural com recursos obrigatórios. Os limites são fixados por modalidade, sendo estipulado um limite a ser gasto em cada ano safrá. Já os recursos não controlados, são aqueles que podem ser gastos livremente em cada modalidade, sendo que a taxa de juros cobrada é livremente pactuada entre as partes (MOURA, 2016).

Para Araújo *et al.* (2007), diante do atual estágio de desenvolvimento que o agronegócio brasileiro se encontra, é importante que haja uma política de crédito eficiente e com taxas condizentes com a realidade do setor, e que seja capaz de aliviar as pressões que recaem sobre a agropecuária, aumentando a flexibilidade e a eficiência alocativa dos recursos, reduzindo as incertezas e os riscos dos produtores rurais.

2.3 A importância da taxa de juros para a economia

A taxa de juros exerce influência direta na economia, pois é um dos fatores que os investidores se baseiam para tomar suas decisões, alocando seu capital em novas plantas industriais ou aplicando no mercado financeiro, o qual tem os rendimentos influenciados diretamente pela taxa básica de juros. Além de influenciar no lado da oferta, a taxa de juros também exerce um papel importante no lado da demanda, uma vez que o consumidor levará em consideração a possibilidade de deixar seu dinheiro aplicado, o que lhe proporcionará juros e a possibilidade de um consumo maior no futuro.

Mantendo uma taxa de juros relativamente alta, impõe-se um ritmo de investimentos relativamente menor, além de uma retração no consumo atual. Enquanto isso, uma taxa de juros relativamente baixa incentiva os agentes econômicos a realizar novos investimentos, aumentando a produção e estimulando o consumo.

Seguindo esse pensamento, Springer (2011), evidencia quatro pontos em que a prática de altas taxas de juros pode limitar o crescimento de uma economia:

- 1) O encarecimento na captação de recursos para novos investimentos, o que tende a limitar o nível geral de investimento e a capacidade de crescimento da economia;
- 2) O aumento no custo do crédito para consumo, limitando o crescimento da demanda agregada;
- 3) Em condições normais, juros altos acabam apreciando a taxa de câmbio, o que reduz a competitividade do setor exportador, prejudicando a formação do saldo da balança comercial;

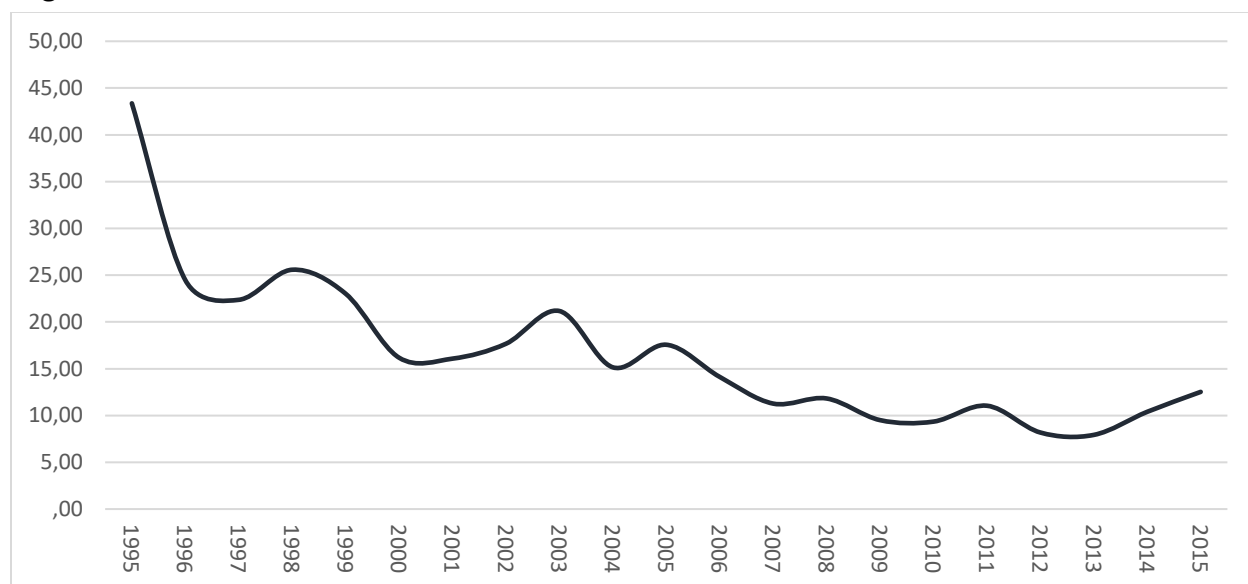
- 4) Os juros altos aumentam o custo da dívida, tanto a pública quanto a privada.

Blinder (1999), relaciona a importância de manter uma taxa de juros equilibrada, pois de acordo com sua análise, o fato de manter a taxa de juros reais abaixo da taxa de equilíbrio, tende a estimular o crescimento da oferta e da demanda. No entanto, como a demanda responde de forma mais rápida a um estímulo do que a oferta, isso poderá provocar uma pressão não desejada nos níveis gerais de preços, provocando por um aumento relativamente mais rápido da demanda agregada.

A taxa de juros de equilíbrio pode ser definida como a taxa que reflete os fundamentos reais de uma economia no médio e longo prazo, com inflação estável e com o crescimento do produto igual ao crescimento potencial.

Se a taxa de juros real estiver acima do nível de equilíbrio, a política monetária praticada será contracionista e a economia terá o seu crescimento limitado por essa medida. Ao contrário, se a taxa de juros real estiver abaixo da taxa de juros de equilíbrio a política monetária se caracteriza como expansionista, e assim, espera-se que o crescimento da economia seja estimulado. Nesse sentido, a taxa de juros de equilíbrio é um requisito fundamental para que o crescimento do produto aconteça de forma equilibrada, sem provocar um aumento exagerado na demanda agregada e nem limitar o crescimento do produto pela elevação dos custos de um investimento (BLINDER, 1999).

Manter a taxa de juros básicas em níveis relativamente elevadas é uma prática comum dentro da economia brasileira, estando ela entre uma das mais elevadas taxas de juros reais do mundo, penalizando o setor produtivo, elevando o custo de obtenção de crédito e inviabilizando alguns investimentos, o que acaba impactando negativamente na capacidade de crescimento da economia. Na Figura 6 está representada a taxa de juros referencial da economia (Selic), sendo possível perceber que na maior parte do período analisado essa taxa esteve acima dos 10% ao ano.

Figura 6 - Taxa Selic - Média anual - 1995 a 2015.

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

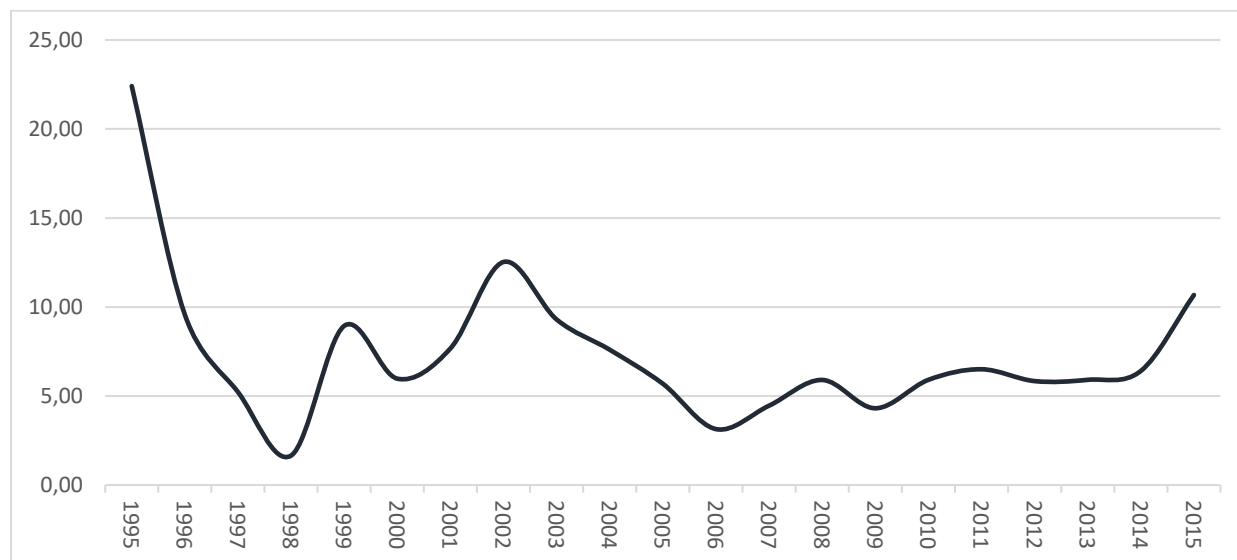
Spolador e Barros (2004) estudaram os efeitos da taxa de juros sobre o desempenho do setor agrícola entre as décadas de 1970 a 1990, com ênfase no período subsequente à implementação do Plano Real. Segundo os autores, a política monetária executada ao longo dos últimos anos, com a finalidade de produzir estabilidade nos níveis de preços, produziu taxas de juros nominalmente bastante elevadas.

Os resultados do trabalho de Spolador e Barros (2004), mostraram que a prática de uma política restritiva, de juros altos, influencia negativamente todo o setor produtivo, especialmente o setor agrícola. Esses efeitos se manifestam tanto pelo aumento nos custos de captação de crédito para financiar a produção, como no custo de oportunidade de se realizar os investimentos no setor, em face à possibilidade de se obter altos retornos em aplicações financeiras.

No entanto, a justificativa de utilizar taxas de juros elevadas sempre esteve ligada a necessidade de obter o controle dos níveis gerais de preços, que desde os anos de 1980 se mostrou como o grande vilão da economia brasileira. Diante disso, o arcabouço institucional utilizado pelo Banco Central do Brasil (BACEN), considerou a relação inversa entre a taxa de juros e a inflação, sendo que uma política de elevação

nas taxas de juros tenderia a arrefecer o processo inflacionário. Na Figura 7, está representado o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA).

Figura 7 - IPCA - Variação anual (% a. a.) - 1995 a 2015.



Fonte: IBGE (2016). Elaborado pelo autor.

A necessidade de estabilizar os níveis gerais de preços foi definida como objetivo prioritário das políticas econômicas a partir da década de 1980, período em que o Brasil vivenciou uma hiperinflação. De acordo com os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), um dos principais índices que mede a inflação no Brasil, o IPCA, atingiu seu pico em de 1993, quando o acumulado do ano ultrapassou os 2.400%. Durante esse período, o Brasil passou por uma grande instabilidade econômica, o que refletiu na falta de confiança dos investidores brasileiros e internacionais.

Nos primeiros anos do Plano Real, o IPCA registrou queda expressiva, saindo de 916% no acumulado do ano de 1994, para 22,41% em 1995, alcançando 1,65% no acumulado do ano de 1998 (Figura 7). Pinho e Vasconcellos (2003) atribui essa queda expressiva as políticas anti-inflacionárias adotadas nesse período, que se concentravam nas chamadas âncoras monetárias, que se constituía no estabelecimento da taxa de juros e na taxa de compulsório sobre o depósito à vista relativamente elevadas, para

controlar a demanda agregada; e na âncora cambial, que constituía na valorização da moeda brasileira associado ao regime de câmbio fixo.

Essas âncoras permaneceram até 1999, quando se estabeleceu um novo regime de câmbio flutuante dentro da política de controle da inflação. Desde então, foram estabelecidas metas inflacionárias, em que foi estipulado uma banda para a inflação futura e o governo se comprometia a cumpri-la, pelo controle da taxa de juros que eram determinadas pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central - Copom (PINHO e VASCONCELLOS, 2003).

De acordo com Oreiro e Basílio (2011), para controlar a inflação na década de 1980, foram praticadas no Brasil uma das maiores taxas de juros do mundo, o que limitou o crescimento da economia por um período considerável. De acordo com os autores, os motivos que levaram à essa prática foram: 1) elevado grau de inércia inflacionária devido a permanência de mecanismos de indexação de preços, sendo que quanto maior for o grau de inércia inflacionária, maior será a taxa de juros necessária para que a inflação convirja para centro da meta; 2) baixa eficácia da política monetária devido a existência de uma parcela considerável de títulos da dívida pública indexados à taxa básica de juros (é o caso da LFTs); 3) práticas divergentes entre políticas fiscais e monetárias, visto que a política fiscal no Brasil (ao menos desde 2008) tem sido expansionista em função dos gastos primários do governo acima do crescimento do PIB, levando a necessidade de uma política monetária contracionista para evitar o crescimento excessivo da demanda agregada; 4) rigidez excessiva do regime de metas de inflação, baseado no sistema de metas declinantes, obrigando o BACEN manter a economia em um estado de semiestagnação, forçando as autoridades monetárias a elevar as taxas de juros; 5) fragilidade financeira do Estado brasileiro devido ao reduzido prazo de maturidade da dívida pública, o qual tem um prazo médio de vencimento de 40 meses.

A prática de juros altos que o Brasil experimentou durante as décadas de 1980 e 1990 acabou limitando as condições de crescimento da economia brasileira não apenas durante esse período, mas seus efeitos também foram sentidos nos anos subsequentes. Porém, reduzir a taxa de juros para níveis apropriados de economias estáveis sem que isso gere mais inflação sempre foi um dos grandes desafios dos

agentes que elaboram as políticas econômicas. As medidas monetárias adotadas não têm sido muito eficientes no Brasil, pois apesar de ter taxas de juros relativamente elevadas, os níveis de inflação têm se mantido persistentemente altos (MODENESI e MODENESI, 2011).

Para Schio (2013), as taxas de juros predominantemente elevadas no Brasil, impactam negativamente na economia, ofuscando o crescimento econômico do país. Para o autor, a existência e a manutenção por longos períodos da taxa de juros elevada é um fenômeno que assola o ambiente econômico brasileiro. Embora tenha ocorrido uma redução considerável na taxa de juros brasileira, que passou de 20% a.a. no ano de 2000, para aproximadamente 10% a.a. no ano de 2011, torna-se relativamente pequena, se comparada a redução de outros países, como a dos Estados Unidos, que foi reduzida de aproximadamente 5% a.a. em 2000, para aproximadamente 0,1% no final de 2011.

A partir de 2013, as autoridades monetárias tomaram a decisão de elevar a taxa básica de juros, voltando para a casa dos dois dígitos, já em 2014. Essa decisão foi justificada como medida necessária para combater um dos problemas da economia brasileira, a elevação dos índices gerais de preços, que já dava seus primeiros sinais de crescimento (BARBOZA FILHO, 2015).

2.4 A evolução do sistema cambial brasileiro

Todas as operações com o comércio internacional estão ligadas às condições de conversibilidade entre a moeda nacional e as moedas estrangeiras, cujo efeitos estão diretamente ligados à política cambial vigente. De acordo com Zini (1992), a taxa de conversibilidade entre uma moeda estrangeira e a nacional é um dos preços relativos mais importantes em um país de economia aberta, cuja importância advém do fato de estar ligada a todas as transações de uma economia com o resto do mundo.

A política cambial brasileira passou por algumas alterações a partir do final da década de 1968, dada a implementação de uma política de minidesvalorização. Durante

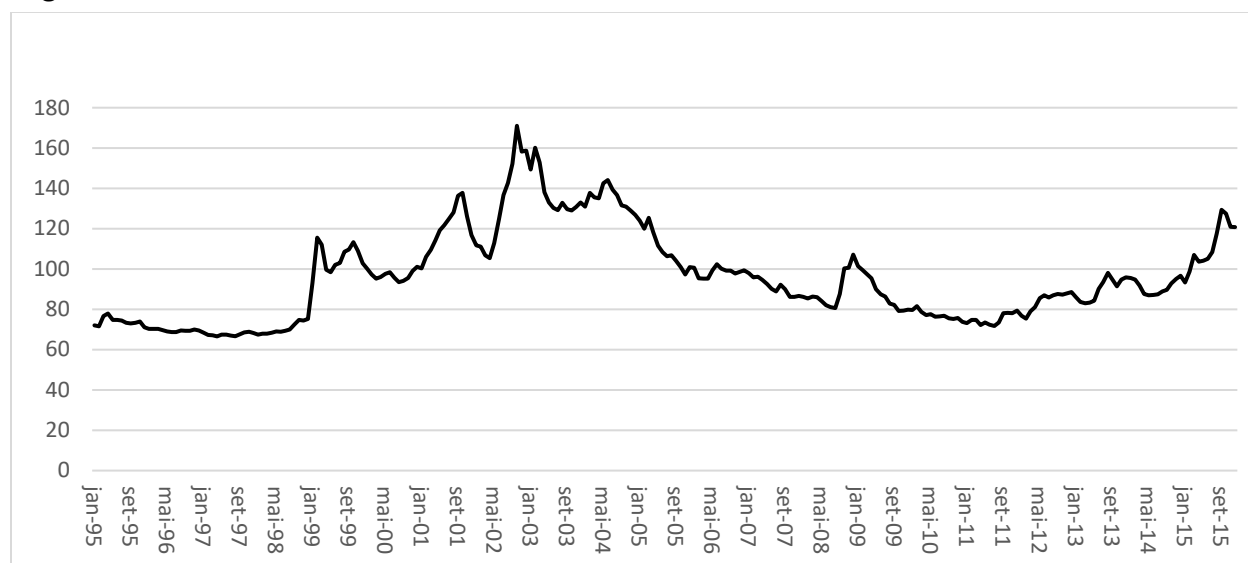
o período de 1968 a 1983, as desvalorizações ocorriam com intervalos que variavam entre três a dez dias e sua intensidade levava em consideração as taxas de inflação interna e externa. Os ajustes visavam manter o equilíbrio do balanço de pagamento brasileiro, limitando as importações e estimulando as exportações (BLUMM, 2011).

Durante as décadas de 1970 e 1980, as políticas cambiais brasileiras podiam ser caracterizadas como taxas de flutuações sujas, pois, se por um lado, a taxa de câmbio não era fixada, por outro lado, não podia ser considerada como livre, pois somente as transações dentro das regulações estabelecidas podiam ser efetuadas. Em outras palavras, a taxa de câmbio flutuava dentro dos limites estabelecidos pelo Banco Central (ZINI, 1992).

Seguindo o movimento mundial de globalização, com a abertura dos mercados e a redução do papel do Estado, outras medidas foram tomadas a partir de 1990. A abertura do mercado brasileiro para os produtos importados refletia a intenção de melhorar a eficiência das empresas nacionais, não com o fornecimento de subsídios oficiais, mas pela necessidade de aumentar a eficiência do setor produtivo, reduzindo os custos e melhorando a qualidade dos produtos nacionais, que passaram a competir diretamente com os produtos importados. A partir desse momento, as empresas tiveram que se adequar à nova realidade, tendo que se aperfeiçoar ao competitivo mercado internacional, refletindo o novo perfil comercial no qual o país estava entrando (SCALCO, CARVALHO e CAMPOS, 2012).

De acordo com Souza e Hoff (2003); Scalco, Carvalho e Campos (2012) e Bittencourt e Campos (2014), após a implementação do Plano Real, em 1994, e a estabilização dos preços, foi introduzido o regime de bandas cambiais que vigorou entre março de 1995 e janeiro de 1999, que tinha como objetivo aumentar a credibilidade da política cambial por meio de medidas que implicavam maior estabilidade da taxa de câmbio. No entanto, a partir do início de 1999, a manutenção desse regime tornou-se insustentável, forçando o governo a adotar um regime de taxa de câmbio flexível, gerando uma sensível desvalorização das taxas de câmbio nominal e real (Figura 8).

Figura 8 - Índice da taxa de câmbio efetiva real* - 1995 a 2015.



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

*Base do índice: junho de 1994.

O longo período em que o Real permaneceu apreciado trouxe duras consequências para a economia brasileira, como o aumento do déficit externo e o déficit fiscal. Gremaud, Vasconcellos e Toneto Júnior (2011), enfatiza alguns pontos que forçara o governo a abandonar o regime de bandas em favor da flexibilização do câmbio, tais como: a perda das reservas internacionais durante o tempo que se manteve o câmbio controlado; o quadro de recessão econômica e a elevação da taxa de desemprego; o impacto negativo na balança comercial durante o período de moeda valorizada, favorecendo o aumento das importações em detrimento das exportações, evidenciando a deterioração dos termos de troca e o aumento da vulnerabilidade da economia brasileira aos choques externos, provocada por crises externas como a do México em 1994, da Ásia em 1997 e da Rússia em 1998.

Durante o biênio 2001/2002, o Brasil foi o epicentro de uma crise cambial acentuada, passando por uma significativa desvalorização da moeda nacional em relação ao dólar. Esse período é caracterizado por um conjunto de fatores, de âmbito interno e externo, que vão desde o abalo das condições infra estruturais do país, evidenciado pela crise energética brasileira, até as incertezas que se criou em torno do processo eleitoral de 2002 (PINZON, 2011).

A partir de 2002, a moeda brasileira passou por um período de acentuada valorização, gerando um cenário de desalinhamento cambial. Segundo Oreiro *et al.* (2011), o desalinhamento na taxa de câmbio acabou gerando dois tipos de problemas para a economia brasileira. Em primeiro lugar, a sobrevalorização da taxa de câmbio por um período prolongado foi a razão fundamental para o reaparecimento do déficit em conta corrente. Em segundo lugar, a teoria econômica e a experiência internacional têm mostrado que a taxa de câmbio abaixo de seu valor de equilíbrio tende a afetar de forma negativa o crescimento econômico do país a longo prazo.

Mesmo com a valorização da taxa de câmbio, a partir de 2003, houve um ajuste gradual na conta corrente brasileira, passando a ser superavitário ainda neste ano. Durante os primeiros anos da década de 2000, as exportações brasileiras cresceram relativamente mais rápido que as importações até o ano de 2006, impulsionada pela forte demanda mundial. Os reflexos do acelerado crescimento das exportações vieram no saldo da balança comercial brasileira que teve um superávit recorde de U\$\$ 46,5 bilhões no ano de 2006 (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2015).

Com o agravamento da crise financeira americana em 2008, que posteriormente se espalhou pelo mundo, as exportações brasileiras cresceram em um ritmo mais lento que as importações até 2011, quando passa a apresentar quedas relativamente maiores, refletindo no saldo da balança comercial que passa a ser negativo em 2014.

As reduções no saldo da balança comercial a partir de 2007 e os saldos negativos na conta corrente a partir de 2008, já sinalizava para os problemas econômicos pelo qual o Brasil poderia passar futuramente. A partir de 2012 a taxa de câmbio passa a se desvalorizar como reflexo do conturbado momento econômico pelo qual o país estava entrando.

2.4.1 A influência da taxa de câmbio na agropecuária

Dentre o conjunto de medidas que o governo possui para fazer política econômica, está o controle da taxa de câmbio, que tende a influenciar diretamente nos resultados econômicos do país, impactando principalmente nos setores que buscam

competir no mercado internacional. Assim como em outros setores da economia brasileira, o desempenho da agropecuária também depende de políticas cambiais favoráveis, que proporcionem condições para que o setor possa ser competitivo no comércio internacional, visto que o Brasil é um grande exportador de *commodities* agrícolas.

Partindo do pressuposto que a agropecuária brasileira é tipicamente exportadora, uma política macroeconômica que resulte em uma valorização cambial, possivelmente provocaria efeitos adversos sobre este setor, diminuindo as vantagens dos produtos nacionais perante o mercado mundial, o que tende a limitar o desempenho deste setor. Portanto, uma desvalorização na taxa de câmbio tende a aumentar a competitividade dos produtos domésticos no mercado internacional, favorecendo as exportações e encarecendo as importações, contribuindo, deste modo, para melhorar os resultados da balança comercial.

Sobre os efeitos adversos que uma valorização cambial traz para o setor agropecuário, Bacha (2012, p. 51), comenta que:

Uma valorização cambial é prejudicial à agropecuária por duas razões:

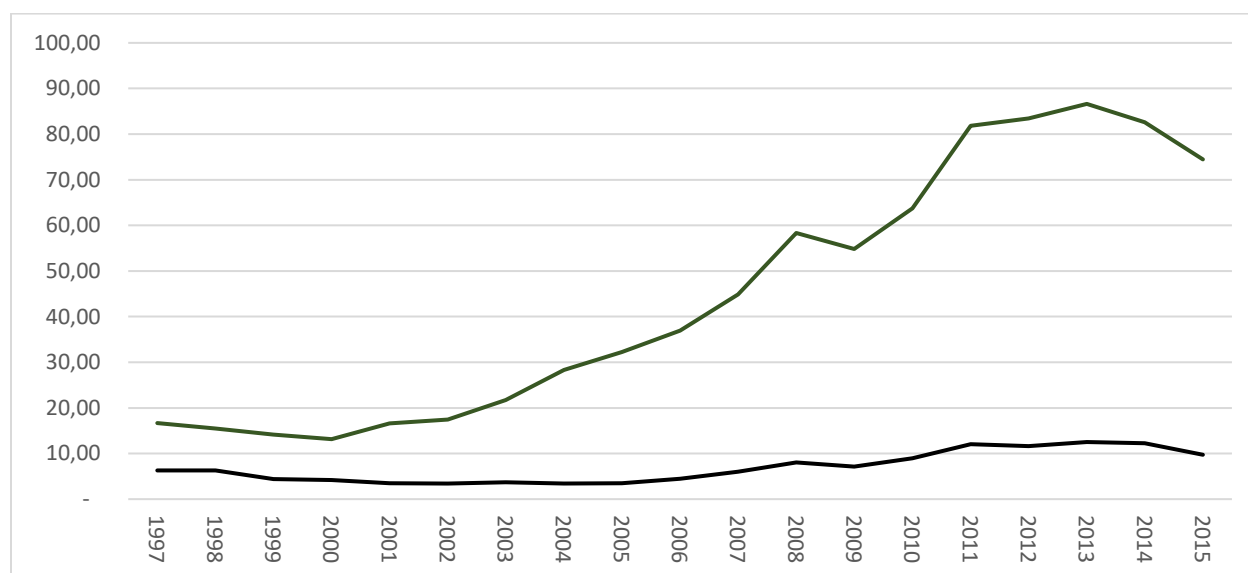
- a) Diminui as receitas em reais obtidas pelo segmento agrícola exportador, subsidiando os importadores, pois esses compram dólares com menos reais. Esse é um mecanismo de transferência de renda da agropecuária para outros setores.
- b) Reduz o preço em reais de produtos agropecuários estrangeiros importáveis, o que força, via concorrência, a redução do preço em reais de produtos agropecuários nacionais no mercado interno.

Com a implementação do Plano Real em 1994, o câmbio passou a ser controlado pelo governo, prática esta que foi exercida até o ano de 1999, quando o país passou por uma severa crise cambial, vendo-se obrigado a deixar o câmbio flutuar livremente. A partir de 1994, ficou definido que a banda superior do câmbio deveria permanecer no máximo em R\$ 1,00 por dólar, mas sem definir claramente a banda inferior. Essa prática gerava efeitos contraditórios na agropecuária, pois de um lado o setor era favorecido

pelas compras de insumos e equipamentos a preços relativamente mais baratos, acirrando a competitividade com os insumos e equipamentos nacionais, o que forçava uma queda nos preços. Mas, por outro lado, as exportações do setor eram penalizadas pela perda de competitividade via preços no mercado mundial, o que prejudicava a formação de preços no mercado doméstico e, por consequência, limitava os resultados do setor (BACHA, 2012).

Conforme constatado a partir da Figura 9, há evidências de que a taxa de câmbio sobrevalorizada durante os primeiros anos do Plano Real pode ter prejudicado as exportações da agropecuária e, com isso, afetou o desempenho da balança comercial brasileira, visto que o Brasil é um grande exportador de *commodities* agrícolas.

Figura 9 - Exportações e importações da agropecuária brasileira (em bilhões de U\$\$) - 1997 a 2015.

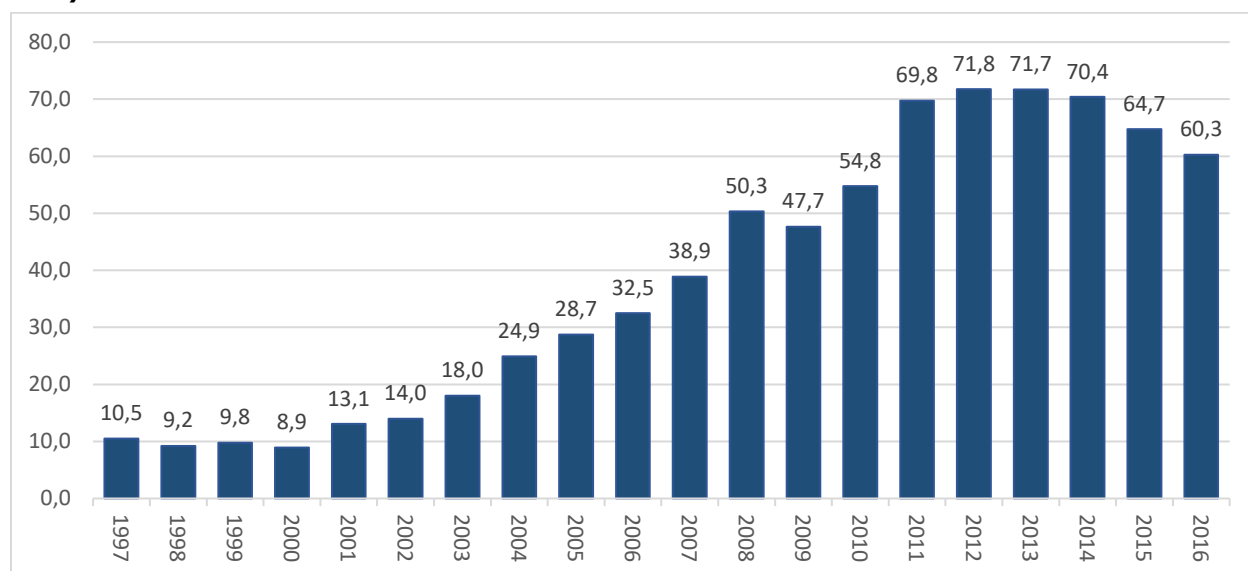


Fonte: AgroStat Brasil, a partir de dados da SECEX/MDIC. Elaborado pelo autor.

Nesse mesmo sentido, Scalco, Carvalho e Campos (2012), afirmam que a manutenção do câmbio valorizado comprometeu significativamente a competitividade do setor diante do mercado mundial, deixando as exportações praticamente estagnadas nos primeiros anos do Plano Real, período que a taxa de câmbio se manteve sobrevalorizada.

No entanto, a partir de 1999, com a flexibilização cambial, ocorre uma abrupta valorização da taxa de câmbio e, por consequência, as exportações passam a aumentar expressivamente, enquanto as importações tiveram uma pequena redução nos primeiros anos após a flexibilização do câmbio. Esses movimentos contribuíram de forma expressiva para que os resultados da balança comercial passasse a crescer a partir de 2001, atingindo seu pico em 2012, quando somou U\$\$ 71,8 bilhões (Figura 10).

Figura 10 - Saldo da Balança Comercial da agropecuária brasileira (em bilhões de U\$\$) - 1997 a 2015.



Fonte: AgroStat Brasil, a partir de dados da SECEX/MDIC. Elaborado pelo autor.

Ainda com a valorização do Real a partir de 2002, as exportações da agropecuária brasileira continuaram crescendo relativamente mais rápido que as importações, fato esse que Scalco, Carvalho e Campos (2012), relacionam com a intensidade do comércio mundial, que passou a demandar maiores quantidades de produtos brasileiros, mesmo a preços (em U\$\$) mais elevados, em função do acelerado crescimento da economia mundial, principalmente os países asiáticos.

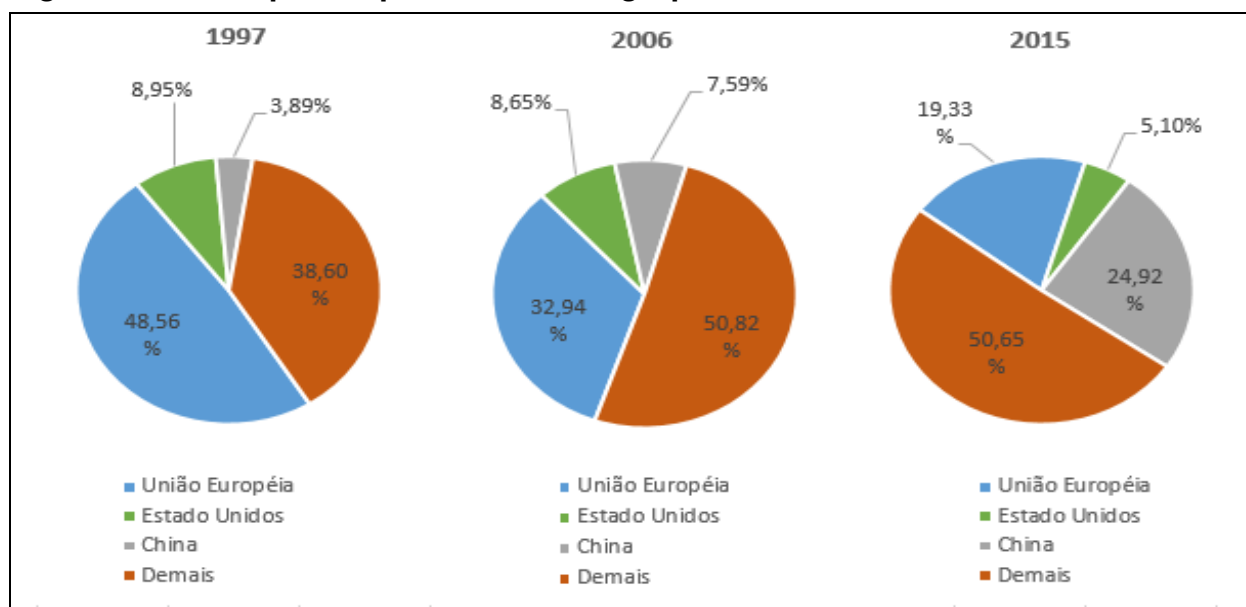
Mesmo com o agravamento da crise de 2008, quando as economias mundiais entraram em um período de ajustes, os países asiáticos continuaram aumentando suas

importações do Brasil, especialmente as de *commodities* agrícolas, o que contribuiu para manter os bons volumes de exportações brasileiras, para sustentar os preços no mercado interno e para garantir a rentabilidade do setor.

De acordo com Bacha (2013), o Brasil soube tirar proveito do período que ficou conhecido como “bonança externa” – 2004 e 2011, quando a economia brasileira manteve uma taxa média de crescimento de 4,5% ao ano, encabeçado principalmente pelo *boom* das *commodities* – devido à expansão do comércio mundial, puxado, em boa parte pela demanda chinesa por minérios e matéria-prima agropecuárias, que aconteceu entre 2003 e 2011, com intervalo em 2009, devido à crise financeira internacional.

Na Figura 11 é possível visualizar os principais países compradores da agropecuária brasileira. Dois fatos chamam a atenção: primeiro, a perda de participação dos países que compõem o bloco da União Europeia, que deixaram de ser os principais importadores dos produtos de origem da agropecuária, em prol do crescimento da participação de outros países, deixando evidente que o Brasil vem ampliando o número de parceiros comerciais, o que possibilitou aumentar suas exportações. Outro ponto de destaque é o crescimento expressivo da participação da China, que em 1997 era o quinto maior importador de produtos de origem da agropecuária brasileira, com apenas 3,89% do total das exportações, e em 2006, era o terceiro maior importador com 7,59% e, em 2015, já havia se tornado o maior importador, com 24,92%, seguido da União Europeia, que respondia por 19,33% do total das exportações desse setor.

Figura 11 - Principais importadores da agropecuária brasileira.



Fonte: AgroStat Brasil a partir dos dados da SECEX / MDIC.

A partir de 2012, encerra-se a tendência de apreciação da moeda brasileira e o Real passa a perder valor frente ao dólar. O novo ciclo de depreciação cambial volta a favorecer as exportações da agropecuária brasileira, que mesmo diante da prolongada crise internacional, continua crescendo até 2013, quando atinge seu pico, com um volume recorde de U\$\$ 84,18 bilhões exportados, representando 34,76% do total do volume financeiro acumulado pelas exportações brasileiras naquele ano.

É representativa a trajetória da balança comercial da agropecuária que acumulou um crescimento de 343% no volume financeiro entre os anos de 1997 a 2015, evidenciando o quanto o setor vem sendo competitivo perante o mercado mundial e importante para a economia brasileira.

2.4.2 Definição da taxa de câmbio nominal e taxa de câmbio real.

Normalmente, para definir a taxa de câmbio é utilizado o conceito de taxa de câmbio nominal. Por definição, a taxa de câmbio nominal é a taxa pela qual é expressa a unidade monetária de um país em relação à unidade monetária de um país estrangeiro, ou vice-versa. Isso implica que um aumento da taxa de câmbio significa uma depreciação da moeda doméstica, ao passo que uma queda nessa taxa representa uma apreciação da moeda doméstica (HOFF, 2009).

Segundo Pinho e Vasconcellos (2003), há duas modalidades de taxa de câmbio: a taxa nominal e a taxa real. Por taxa de câmbio nominal, entende-se o preço relativo entre uma moeda e a outra. Já a taxa de câmbio real, é a taxa que leva em seu cálculo os respectivos índices de preços das moedas relacionadas.

Para Mankiw (2013), a taxa de câmbio real, é a taxa pela qual são medidos os valores de bens e serviços de um país em relação aos mesmos bens e serviços em outro país. Segundo este autor, a taxa de câmbio real é uma variável chave para um país que está inserido no comércio mundial.

De acordo com Paiva e Cunha (2008), para verificar corretamente o poder de compra de uma determinada moeda, deve-se calcular a taxa de câmbio real, que leva em consideração as diferenças de inflação das moedas envolvidas.

Segundo Zini (1992), para calcular a taxa de câmbio real, pode-se utilizar a lei de paridade do poder de compra (PPP), seja na forma absoluta, seja na forma relativa, podendo ser expresso pela taxa nominal do câmbio deflacionado pelo índice de preços da moeda doméstica (e/p^d), de modo que uma mudança na taxa de câmbio nominal ajusta-se às mudanças no diferencial de nível de preços entre a economia doméstica e a estrangeira, mantendo-se constante a taxa de paridade cambial, ou seja, a taxa de câmbio real (TCR).

$$TCR^{PPP} = e \frac{P_{t^*}}{P_t} \quad (1)$$

Sendo, TCR^{PPP} a taxa de câmbio real pela paridade do poder de compra; e , a taxa de câmbio nominal; P_{t^*} o índice geral de preço na economia estrangeira; e P_t o índice de preço na economia doméstica (índice de preços ao consumidor).

A taxa de câmbio real também pode ser obtida por meio de uma cesta de moedas, considerando o peso de cada uma delas de acordo com a influência que ela tem dentro do conjunto das transações de um determinado país. Essa definição é conhecida como taxa de câmbio efetiva real (ZINI, 1992).

A taxa de câmbio efetiva real consiste em uma média ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do país em relação a cada um de seus parceiros comerciais com peso significativo na pauta de exportação e/ou de importação. A construção dessa taxa pode ser realizada pela fórmula apresentada na equação 2:

$$TCEF = \sum_{i=1}^N \left(\frac{E_i * P_i * \alpha_i}{P} \right) \quad (2)$$

Onde:

$TCEF$ = taxa de câmbio efetiva real;

N = número de parceiros comerciais utilizados no cálculo;

E_i = taxa de câmbio nominal (R\$ por moeda i);

P_i = o índice de preço do país i ;

P = o índice de preço doméstico;

α_i = ponderação do país i na cesta de países (coeficiente).

As ponderações de cada país são dadas pela sua participação nas exportações ou nas importações do país doméstico.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo serão apresentados alguns conceitos de econometria de séries temporais, bem como os procedimentos econométricos que serão utilizados na presente pesquisa. Serão realizados os testes de raiz unitária, o teste de Causalidade de Granger, o teste de cointegração de Johansen, além de aplicar o modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR). Através do teste de Causalidade de Granger, será possível afirmar quais variáveis ajudam a explicar o PIB agropecuário. Por sua vez, com o teste de cointegração de Johansen, será possível afirmar se há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de câmbio, taxa de juros, índice de preços pago aos produtores rurais, o crédito agrícola e o PIB da agropecuária. Ainda, por meio do modelo de VAR, será possível compreender quais são as variáveis mais importantes na formação do PIB da agropecuária brasileira. Consequentemente, os resultados apontarão alternativas econômicas para o fortalecimento desse setor.

3.1 Teste de Raiz Unitária

Por meio do teste de raiz unitária é possível verificar se uma série temporal é estacionária em nível ou se é possível torna-la estacionária nas diferenças. Considera-se uma série temporal estacionária quando ela se desenvolve aleatoriamente no tempo, ao redor de uma média constante e com variância finita, refletindo um equilíbrio estável (PINDYCK e RUBINFELD, 2004).

Ao realizar o teste de raiz unitária em uma série e ela apresentar uma ordem de integração de $I(0)$, é possível afirmar que esta série é estacionária em nível. Porém, quando uma série temporal não se apresenta integrada em nível, é preciso diferenciá-la para eliminar a autocorrelação. Quando uma série temporal precisa ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária, diz-se então, que esta série é integrada de ordem um, sendo representada por $I(1)$. Se uma série precisa ser diferenciada (d) vezes para se

tornar estacionária diz-se, que a série é integrada de ordem $I(d)$ (NOGUEIRA, AGUIAR e LIMA, 2005).

Existem diferentes formas de verificar se uma série temporal apresenta-se de forma estacionária ou não. No presente estudo, serão utilizados o teste *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)* e o teste *KPSS*. Gujarati (2006) e Bueno (2011) apresentam as equações de *Dickey-Fuller (DF)* e *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)*, assim como teste *KPSS*, dando possibilidades de verificar se há presença de raiz unitária nas séries analisadas.

3.1.1 Teste de Raiz Unitária de *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)*

Segundo Bueno (2011), o teste de *Dickey-Fuller Aumentado* trata-se de um teste aperfeiçoado do teste convencional de Dickey-Fuller. De acordo o autor, suponha que y_t seja um processo autorregressivo de ordem p , caracterizado por possuir raiz unitária:

$$\Delta Y_t = \mu \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p+1} + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Para testar a presença de raiz unitária, deve-se estimar o modelo com variáveis autorregressivas. Com isso, corrige-se o desvio do valor correto da estatística, encontrando intuitivamente os desvios de y_t em relação a sua “média”, deslocando a distribuição dos parâmetros autorregressivos do teste *Dickey-Fuller* em direção a zero, caso a hipótese nula seja verdadeira.

Do ponto de vista operacional, é necessário introduzir tantas variáveis autorregressivas quantas forem necessárias para que o teste de resíduos não rejeite a hipótese de que se trata de um ruído branco. O termo $\Phi_p y_{t-p+1}$ deve ser adicionado e subtraído da equação anterior:

$$y_t = \mu + \Phi_{t-1} + \dots + \Phi_{p-1}y_{t-p+1} + \Phi_p y_{t-p} + \Phi_p y_{t-p+1} - \Phi_p y_{t-p+1} + \varepsilon_t = \mu + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + (\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+1} - \Phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Utilizando o mesmo procedimento com o termo $(\Phi_p + \Phi_p) y_{t-p+2}$:

$$y_t = \mu + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + (\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+2} - (\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+2} + (\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+1} - \Phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t = \mu + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + (\Phi_{p-2} + \Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+2} - (\Phi_{p-1} + \Phi_p) \Delta y_{t-p+2} - \Phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

O que repetido por p vezes, obtém se no final:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que:

$$\alpha = -\left(\sum_{i=1}^p \Phi_i \Phi\right); \lambda_i = -\left(\sum_{j=i}^{p-1} \Phi_{j+1}\right) \quad (7)$$

O teste pode ser realizado, usando-se os mesmos valores críticos encontrados por Dickey-Fuller, considerando a hipótese nula de existência de raiz unitária.

O teste ainda pode considerar tendência e, tendência e intercepto:

$$\Delta y_t = \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \delta t + \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Dickey e Fuller (1981) calcularam estatísticas F para testes conjuntos, chamando-as de $\Phi_i, i = 1, 2, 3$, sendo as hipóteses nulas e suas estatísticas:

$$H_0 = \alpha = \mu = 0 \rightarrow \Phi_1$$

$$H_0 = \alpha = \delta = \mu = 0 \rightarrow \Phi_2$$

$$H_0 = \alpha = \delta = 0 \rightarrow \Phi_3$$

Sendo essas estatísticas construídas da mesma forma que as estatísticas convencionais:

$$\Phi_i = \frac{(\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}_{restrita} - \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}_{não restrita})}{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}_{não restrita} / (T - K)} \quad (10)$$

Onde o r é o número de restrições, T é número de observações e k é o número de parâmetros no modelo irrestrito. Tem-se, que grandes números de Φ_i , quando comparados com os valores simulados, sugerem para rejeição da hipótese nula.

3.1.2 Teste de Raiz Unitária de KPSS

Segundo Bueno (2011), um dos problemas do teste de raiz unitária desenvolvido por Dickey e Fuller (1981) é o seu baixo poder, particularmente ante a presença de um componente de médias móveis perto do círculo unitário. Isso significa que o teste não consegue rejeitar a hipótese nula para uma infinidade de séries econômicas. Este teste foi desenvolvido com o intuito de reduzir as incertezas decorrentes de algumas falhas de outros testes, como o *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)*. Por exemplo, na existência de

quebra estrutural em séries econômicas pode dificultar a análise, sendo possível que alguns testes indiquem uma série não estacionária, sendo que de fato ela é. Outro ponto que diferencia o teste *KPSS*, é que seus resultados trazem como hipótese nula a estacionariedade, isto é, $H_0: y_t \sim I(0)$.

Para exemplificar o teste *KPSS*, considere $y_t = \mu + \delta t + x_t + u_t$, com $x_t = x_{t-1} + v_t$ e defina $e_t \equiv x_t + u_t$, procedendo em seguida da seguinte forma:

Estimar a série contra a variável determinística:

$$y_t = \mu + \delta t + u_t \quad (11)$$

Calcular os resíduos da regressão, em todo t :

$$\hat{e}_t = y_t - \hat{\mu} - \hat{\delta}t \quad (12)$$

Definir a soma parcial dos resíduos:

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j \quad (13)$$

Usar o multiplicado de Lagrange, *KPSS*:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{v}^2} \quad (14)$$

Em que v^2 é a variância de longo prazo, definida como no teste de *Pillips-Perron*:

$$\hat{v}^2 = \hat{\sigma}^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^M \omega\left(\frac{j}{M+1}\right) \sum_{t=j+1}^T \hat{e}_t \hat{e}_{t-j}; \quad (15)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2}{T} \quad (16)$$

O teste *KPSS*, assim como o teste *ADF*, oferecem a possibilidade de realizar o teste considerando tendência e intercepto, cujas estatísticas calculadas são definidas

como η, η_μ e η_τ , conforme especificado no modelo, com constante, com constante e tendência ou sem constante ou tendência (KWIATKOWSKI *et al.*, 1992).

3.2 Causalidade de Granger

Granger (1969) define que duas variáveis (X) e (Y) podem ter uma relação de causalidade, se uma determinada variável (X) causa a variável (Y) e se (Y) pode ser melhor explicada utilizando-se os valores passados não só de (Y), como também os valores de (X).

O teste de causalidade de Granger pressupõe que as informações relevantes para a previsão das variáveis Y_t e X_t estão contidas unicamente nos dados das mesmas variáveis. Estatisticamente, é possível identificar a direção da causalidade quando houver uma relação temporal entre as variáveis envolvidas no modelo (GRANGER, 1969).

Seguindo a metodologia de Granger (1969), descrita por Hamilton (1994), uma série de tempo estacionária Y_t causa, no sentido de Granger, uma série estacionária Y_t se melhores previsões estatisticamente significantes de Y_t podem ser obtidas ao incluir valores defasados de X_t aos valores defasados de Y_t . Para realizar o teste, assume-se um modelo autorregressivo particular de ordem p , sendo estimado por mínimos quadrados ordinários.

Formalmente, o teste está baseado na seguinte regressão:

$$x_t c_1 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t \quad (17)$$

Posteriormente, realiza-se o teste F com a seguinte hipótese nula:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \quad (18)$$

Uma forma de implementar o teste é calcular o somatório dos quadrados dos resíduos:

$$SQE_1 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \quad (19)$$

E comparar como somatório dos quadrados dos resíduos de uma autorregressão univariada de x_t .

$$SQE_0 = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 \quad (20)$$

Sendo também estimada por MQO:

$$x_t = c_0 + \gamma_1 x_{t-1} + \gamma_2 x_{t-2} + \dots + \gamma_p x_{t-p} + e_t \quad (21)$$

Procede-se que:

$$S_1 = \frac{SQE_0 - SQE_1/p}{\frac{SQE_1}{T - 2P - 1}} \quad (22)$$

Se o valor de S_1 for maior que o valor crítico ao nível de 5% a uma distribuição $(p, T - 2p - 1)$, rejeita-se a hipótese nula de que y não Granger-causa x , ou seja, se S_1 for suficientemente grande, conclui-se que y Granger-causa x .

3.3 Teste de Cointegração de Johansen

Após realizar o teste de raiz unitária em cada variável individualmente, é importante testar se há vetores de cointegração entre as variáveis. O teste de cointegração entre variáveis tem por objetivo mostrar se as variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Os testes mais utilizados para tal análise são os de Engle-Granger e Johansen. No presente estudo utilizar-se-á o teste de Johansen, pois de acordo com Enders (2010), este é o mais indicado quando envolve séries temporais com três ou mais variáveis.

Segundo Enders (2010), o procedimento de Johansen baseia-se na generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller (DF), permitindo a realização de processos regressivos de ordem mais elevada. Portanto:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

Em que:

$$X_t = o \text{ vetor } (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}) \quad (24)$$

A equação (23) pode ser representada de forma mais útil se for adicionado e subtraído $A_p X_{t-p+1}$ na equação:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_3 X_{t-3} + \dots + A_{p-2} X_{t-p-2} + (A_{p-1} + A_p) X_{t-p+1} - A_p X_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Podendo ser reescrito como:

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

Onde:

$$\pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad e \quad \Gamma = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (27)$$

Segundo Enders (2010), a equação (26), é um *rank* de matriz π , e o *rank* desta matriz é igual ao número de vetores cointegrantes independentes. Se o *rank* $\pi = 0$, a matriz é nula e o modelo é um VAR usual em primeira diferença. Em vez disso, se π é de *rank* n , então o processo é estacionário. Em caso intermediário, se *rank* (π) = 1, há um único vetor de cointegração e a expressão πx_{t-1} é o termo de correção de erro. Para outros casos em que *rank* (π) > 1, existem vários vetores de cointegração.

Na prática, pode ser obtido as estimativas de π e suas raízes características. O teste para o número de raízes que são significativamente diferentes de zero pode ser conduzido por meio dos testes traço e máximo autovalor, que são apresentados a seguir:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln (1 - \lambda_i) \quad (28)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln (1 - \lambda_{r+1}) \quad (29)$$

Onde:

$\hat{\lambda}_i$ = máximo autovalor estimado da matriz π

T = número de observações utilizáveis

Enders (2010) observa que na primeira estatística tem como hipótese nula que o número de vetores cointegrantes é menor ou igual que a “ r ”. Na segunda estatística, testa-se a hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes é igual a “ r ”, e a hipótese alternativa de que haja “ $r + 1$ ” vetores cointegrantes.

3.4 Modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR)

De acordo com Enders (2010), dentro de um conjunto de variáveis econômicas, especialmente as variáveis macroeconômicas, há um elevado grau de dificuldade para se determinar quais são as variáveis independentes, ou seja, quais não sofrem influência da variável dependente. No modelo VAR, todas as variáveis são consideradas simétricas, portanto, não leva em consideração a questão da variável dependente ou independente.

O Vetor Auto Regressivo (VAR) é comumente utilizado para sistemas de previsão de séries temporais inter-relacionados e para analisar o impacto dinâmico de distúrbios aleatórios nos sistemas das variáveis. A abordagem VAR evita a necessidade de modelação estrutural por tratamento de cada variável endógena no sistema como uma função dos valores defasados de todas as variáveis endógenas do sistema.

Um modelo VAR descreve a evolução de um conjunto de k variáveis sobre o mesmo período de tempo como uma função linear da sua evolução passada. Esse procedimento, trata as variáveis de maneira simétrica buscando captar as relações e a interdependência entre as variáveis, permitindo avaliar o impacto de choques aleatórios sobre as variáveis (ENDERS, 2010).

Por meio desta metodologia busca-se desenvolver modelos econômicos dinâmicos com o mínimo de restrições possíveis, haja vista que todas as variáveis econômicas são tratadas de forma endógenas, sendo utilizadas com finalidade preditiva para análises de impacto dinâmico de choques em sistemas de variáveis.

De acordo com Sims (1980), o modelo VAR pode ser representado como:

$$Y_t = A_0 + A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + \dots + A_pY_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (30)$$

Tendo em vista que o elemento Y_t representa o resultado nominal do ano t , com os elementos PIB do agronegócio, taxa de câmbio, taxa básica de juros, volume de crédito disponibilizado para o setor e o índice de preços recebido pelos produtores. Um VAR de ordem p , denotado como VAR (p), sendo um vetor generalizado da equação (30), em que : A_0 é um vetor ($n \times 1$) de termos de intercepto, $A_1, \dots, A_p$ são matrizes ($n \times n$) de coeficientes que relacionam valores defasados das variáveis endógenas a valores correntes dessas variáveis e ε_t é um vetor ($n \times 1$) de termos de erro.

Assim, a metodologia VAR é caracterizada por considerar todas as variáveis do modelo como endógenas, formando um sistema de equações estimadas pelo Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), sendo que cada variável endógena é explicada por seus próprios valores passados (defasados) e pelos valores passados de todas as variáveis endógenas que compõem o modelo.

3.5 Função Impulso Resposta

Assim como uma auto-regressão tem uma representação de média móvel, a auto-regressão vetorial pode ser escrita como um Vetor de Média Móvel (VMA). Na verdade, de acordo com Enders (2010), a representação feita pela equação (31) é uma

representação de um VMA de duas variáveis, y_t e z_t por exemplo. Nessas expressões os choques e_{1t} e e_{2t} são representações em valores correntes e passados.

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A^i_1 e_{t-i} \quad (31)$$

A representação de VMA é uma característica essencial da metodologia apresentada por Sims (1980), que permite traçar o caminho do tempo dos vários choques sobre as variáveis contidas no modelo VAR. Para fins ilustrativos, continuando com um modelo de duas variáveis, pode-se escrever o modelo VAR de forma matricial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (32)$$

Ou utilizando a equação (32), tal que $\mu = [\bar{y} \ \bar{z}]$, tem-se:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (33)$$

Generalizando a equação (33) na forma vetorial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (34)$$

Reescrevendo a equação (34) de forma mais compacta:

$$x_t = \mu + \sum_{i=1}^{\infty} \phi_t, \varepsilon_t \quad (35)$$

De acordo com Spolador (2006), e seguindo a metodologia apresentada por Enders (2010), os coeficientes ϕ são conhecidos como multiplicadores de impacto. Assim, por exemplo, o coeficiente $\phi_{12} (0)$ é o impacto instantâneo de uma mudança de uma unidade em ε_{zt} sobre y_t . Em conformidade com isso, os elementos $\phi_{11} (1)$ e $\phi_{12} (1)$ são os impulsos de uma mudança em uma unidade de ε_{yt-1} e ε_{zt-1} sobre y_t respectivamente.

3.6 Decomposição da Variância

A decomposição da variância é um procedimento que deriva do modelo VAR, visando encontrar qual é o percentual que cada variável representa dentro da variância do erro de previsão.

Considerando o modelo VAR para descrever as propriedades do erro de previsão. Utilizando a equação (35) condicionalmente com x_{t+1} , temos:

$$x_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (36)$$

Estimando o erro de previsão do vetor x :

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (37)$$

Dando sequência, para y_t , tem-se o erro de previsão n passa à frente:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \phi_{11}(0)\varepsilon_{yt+n} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{yt+1} + \phi_{12}(0)\varepsilon_{zt+n} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{zt+n-1} + \dots + \phi_{12}(n-1)\varepsilon_{zt+1} \quad (38)$$

Denota-se a variância do erro de previsão do n -passo à frente de y_{t+n} , como $\sigma_y(n)^2$:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(0)^2 + \dots + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \quad (39)$$

Com essas informações, é possível decompor a variância do erro de previsão com seus elementos dividindo todos os elementos do lado direito da equação (39) por $\sigma_y(n)^2$, devido aos choques em (ε_{yt}) e (ε_{zt}) .

$$\frac{\sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (40)$$

e

$$\frac{\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (41)$$

Uma vez que todos os valores de $\phi_{jk}(i)^2$ são, necessariamente não-negativo, o erro de previsão aumenta quando o horizonte de previsão aumenta.

De acordo com a metodologia apresentada por Enders (2010) e por Spolador (2006), a decomposição da variância evidencia a proporção dos movimentos sentidos na série devido aos choques ocorridos sobre ela mesma e os choques sobre outras variáveis. Por tanto, um choque de ε_t nada explicaria a variância dos erros de y_t ao longo do tempo, com isso, pode-se afirmar que a variável y_t é exógena.

3.7 Fonte de dados

Na realização do presente estudo, foram utilizados dados secundários. Em relação ao PIB da agropecuária, foram utilizados os dados fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Porém, eles são fornecidos em valores correntes, tendo então que ser deflacionados para ter a clareza do desempenho real ao longo do período que compreende a análise. Como os registros do deflator implícito está em série anual e as variáveis, objeto de análise, estão em séries trimestrais, foi necessário a utilização de um outro índice, o Índice de Preços ao Consumidor (IPC), disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IpeaData).

Os dados históricos do crédito rural foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil. Para os anos de 1999 a 2015 foram obtidos junto ao portal dessa instituição. No entanto, devido à ausência de dados no portal para os anos anteriores à 1999, foi necessário a solicitação dos mesmos junto à instituição, sendo disponibilizado através de arquivo. Os registros estão em valores correntes, sendo necessário a utilização de um índice para transformar esses dados em valores constantes. O índice utilizado foi o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), fornecido pelo IpeaData.

Em relação à taxa de juros, foi utilizado a taxa básica de juros brasileira (SELIC) disponibilizado pelo Banco Central do Brasil (BACEN). A escolha pela utilização da taxa SELIC como *proxy* da taxa de juros que é praticada junto ao setor rural se deve pelo fato

de que a taxa SELIC é a taxa referencial para a economia brasileira, influenciando no custo de captação de crédito em todos os setores. Dessa forma, uma elevação/redução da taxa SELIC, proporcionará um encarecimento/barateamento das mais variadas linhas de crédito disponibilizado na economia, inclusive para o crédito disponibilizado ao setor agropecuário. Para expurgar o efeito inflacionário da taxa SELIC, foi utilizado o IGP-DI disponibilizado pelo IpeaData.

Com relação a variável taxa de câmbio, optou-se pela utilização do índice de taxa de câmbio efetiva real, visto que o cálculo desse índice utiliza-se uma cesta de moedas de alguns países que o Brasil possui uma representativa relação comercial. Este índice, é calculado e fornecido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), sendo utilizado uma média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do Brasil em relação aos países que apresentam maior relação comercial com o Brasil (24 países). A taxa de câmbio real, é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal e a relação entre o Índice de Preço por Atacado Ponderado (IPA-OG-Produtos Agropecuários) do Brasil e o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) do país em caso.

O índice de preços recebidos pelos produtores rurais foi obtido junto a Fundação Getúlio Vargas (FGV-Dados). Pela falta de registro do índice de preços médio recebido pelos produtores rurais (IPR-M)⁵, que passou a ter registros a partir de 2001, foi utilizado o índice de preços das lavouras recebidos pelos produtores rurais (IPR-L) como *proxy* do IPR-M, pois este apresentou uma evolução muito próximo do índice de preços médio. Destaca-se que na modelagem econométrica foram utilizadas todas as variáveis em sua forma logaritma, portanto, os resultados serão apresentados em percentuais.

⁵ Esse índice é composto pelos preços da lavoura, da pecuária e pelos demais produtos recebidos pelos produtores rurais.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados a partir da metodologia proposta. Primeiramente, foram determinadas a ordem de integração das variáveis. Na sequência, foram realizados testes de causalidade de Granger para verificar quais variáveis ajudam a explicar o produto agropecuário e o teste de cointegração de Johansen para determinar se há uma relação de equilíbrio no longo prazo entre as variáveis do modelo.

Através da metodologia VAR, foram realizados testes de função impulso resposta e decomposição da variância, e assim verificar como ocorre a relação entre as variáveis durante o período de análise

4.1 Teste de Raiz Unitária

Para verificar a ordem de integração, foram realizados testes de raiz unitária de *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)* e o teste *KPSS*.

Na Tabela 3, são apresentados os resultados obtidos com os testes de raiz unitária com as variáveis em nível. Constatou-se que para alguns resultados não foi possível rejeitar a hipótese nula, sugerindo assim que tais variáveis possuem raiz unitária, ou seja, não são estacionárias em nível.

No teste *ADF*, os resultados para o PIB rejeitaram a hipótese nula apenas com constante e tendência. Para o crédito, foi rejeitado a hipótese nula apenas no teste com constante e tendência. Para o câmbio, a hipótese nula não foi rejeitada, sugerindo assim que tal variável não é estacionária em nível. Nos testes para a taxa de juros, foi rejeitado a hipótese nula nos testes com constante, com constante e tendência e ausência de constante e tendência. Para o índice de preço das lavouras, foi rejeitado a hipótese nula apenas na ausência de constante e tendência.

Tabela 3 – Resultados para o Teste de Raiz Unitária para as variáveis em nível

Variável	Teste <i>ADF</i>			<i>KPSS</i>	
	C	CT	N	C	CT
PIB Agro	-0,863	-4,537***	1,372	1,171***	0,477***
Crédito	-1,455	-12,923***	0,940	1,292***	0,101
Câmbio	-1,580	-1,672	-0,283	0,368*	0,1989**
Juros	-4,268***	-4,817***	-3,318***	0,725**	0,128**
Preços	-0,774	-2,602	3,580*	1,134***	0,059

Notas: Modelo: C = Constante; CT = Constante e tendência; N = Ausência de intercepto e tendência.

*** Significância de 1%; ** Significância de 5%; * Significância de 10%

[H_0 = raiz unitária; $H_1 \rightarrow$ Estacionária] $\rightarrow$ (Inverso para o teste *KPSS*).

Fonte: Resultado da pesquisa. Valores críticos fornecidos pelo EViews.

No teste *KPSS*, para as variáveis PIB, taxa de câmbio e taxa de juros foi rejeitado a hipótese nula (lembrando que para esse teste, a hipótese nula demonstra que a variável é estacionária) tanto para os testes com constante quanto para os testes com constante e tendência, assim sendo, tais variáveis apresentam raiz unitária. Para a variável crédito e índice de preços, não foi rejeitado a hipótese nula apenas no teste com constante e tendência.

Pelo fato de que nenhuma variável mostrou ser estacionária em nível para ambos os testes, optou-se pela realização de um novo teste em primeira diferença. Os resultados desses testes são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Resultados para o teste de Raiz Unitária em primeira diferença

Variável	Teste ADF			KPSS	
	C	CT	N	C	CT
PIB Agro	-3,098**	-3,051	-2,755 ***	0,099	0,079
Crédito	-33,850***	-33,720***	-30,145***	0,077	0,058
Câmbio	-5,855***	-5,814***	-5,877***	0,155	0,158
Juros	-6,999***	-6,982***	-7,010***	0,166	0,155
Preços	-4,938***	-4,908***	-3,737***	0,038	0,037

Notas: Modelo: C = Constante; CT = Constante e tendência; N = Ausência de intercepto e tendência.

*** Significância de 1%; ** Significância de 5%; * Significância de 10%

[H_0 = raiz unitária; $H_1 \rightarrow$ Estacionária] $\rightarrow$ (Inverso para o teste KPSS).

Fonte: Resultado da pesquisa. Valores críticos fornecidos pelo EViews.

De acordo com o exposto na Tabela 4, tanto para o teste ADF como para o teste KPSS, os resultados mostraram que as variáveis são estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem $I(1)$.

4.2 Teste de Causalidade de Granger

Em que condições as variáveis propostas no modelo ajudam a prever as variações que ocorrem no PIB da agropecuária? Com o intuito de responder esse questionamento foi realizado o teste de causalidade de Granger. Segundo Bueno (2011), a questão fundamental desse teste é saber se o escalar y ajuda a prever o escalar z . Se isso não acontece, diz-se que y não Granger-causa z .

Este teste mostra a direção de causalidade de acordo com a ideia original de que o efeito deve vir depois da causa. Para a realização desse teste, foram utilizados dois períodos de defasagem. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – Teste de Causalidade de Granger

<i>Lags - 2</i>		
<i>H₀</i>	<i>Estatística – F</i>	<i>p – valor</i>
CREDITO não Granger-causa PIB agropecuário	19,3605	0,0000
PIB agropecuário não Granger-causa CREDITO	98,5080	0,0000
CAMBIO não Granger-causa PIB agropecuário	0,28307	0,7542
PIB agropecuário não Granger-causa CAMBIO	1,27500	0,2853
JUROS não Granger-causa PIB agropecuário	2,94624	0,0585
PIB agropecuário não Granger-causa JUROS	3,36800	0,0396
PREÇOS não Granger-causa PIB agropecuário	43,6467	0,0000
PIB agropecuário não Granger-causa PREÇOS	2,18325	0,1196

Fonte: Resultado da pesquisa.

Hipótese nula → não Granger-causa

Para o teste de Causalidade de Granger, considerando dois períodos de defasagens, pode-se rejeitar ao nível de 1% a hipótese nula de que o crédito rural não Granger-causa o PIB da agropecuária e vice-versa. Dessa forma, é possível deduzir que o crédito rural ajuda a explicar as variações no PIB da agropecuária. Esses resultados estão em conformidade com os resultados da pesquisa realizada por Melo, Marinho e Silva (2013), os quais demonstraram haver causalidade entre o crédito rural e o PIB da agropecuária. Portanto, ao concluir que há uma relação de causalidade entre o crédito rural e o PIB da agropecuária, pode-se afirmar que o crédito rural foi uma variável importante para explicar o desempenho da agropecuária ao longo do período analisado. Esse resultado comprovando que a disponibilidade de crédito contribui de forma significativa para o desempenho deste setor, pois é com a utilização de crédito que grande parte dos investimentos na agropecuária são realizados.

Foi identificado também uma relação de causalidade direcional do índice de preços recebido pelos produtores rurais para o PIB da agropecuária. Como demonstrado nos resultados da Tabela 5, pode-se rejeitar ao nível de 1% a hipótese nula de que o índice de preços não Granger-causa o PIB da agropecuária. Esses resultados indicam

que os índices de preços que os produtores rurais recebem, pode ajudar a explicar o desempenho do produto da agropecuária, visto que esta é uma das variáveis que auxilia na definição da rentabilidade do setor. Isso demonstra a importância que os preços têm para o setor, visto que em períodos de rentabilidade satisfatória, os produtores sentem-se estimulados a continuar investindo em novas tecnologias que possa aumentar sua produção.

Pode-se rejeitar também ao nível próximo de 5% a hipótese nula de que a taxa de juros não Granger-cause o PIB da agropecuária e vice-versa. Tal resultado contraria o resultado encontrado por Melo, Marinho e Silva (2013), que identificaram uma fraca relação no teste de causalidade entre a Selic e o PIB agropecuário. Nesse sentido, pode-se afirmar que a taxa básica de juros da economia brasileira exerce uma certa influência, porém moderada, no desempenho do PIB da agropecuária, pois, mesmo em períodos de taxa de juros relativamente elevada, o que inibe novos investimentos, o setor manteve sua trajetória de crescimento. Isso mostra que outros fatores, como o aumento da produtividade média da agropecuária, a elevação dos índices de preços recebidos pelos produtores e até a disponibilização de crédito para o setor foram variáveis que desempenharam significativa importância para que o setor pudesse alcançar o bom desempenho durante as últimas duas décadas.

No entanto, para o teste de causalidade entre a taxa de câmbio e o PIB agropecuário, não foi possível rejeitar a hipótese nula, concluindo que o câmbio ajudou muito pouco a explicar o PIB do setor agropecuário durante os anos de 1995 a 2015. Esse resultado contraria algumas expectativas, porém, pode ser explicado pelo fato de que mesmo diante de uma taxa de câmbio desfavorável as exportações, como foi visto a partir do ano de 2003, o setor foi favorecido pelo crescimento da produtividade média da agropecuária, pelos bons índices de preços no mercado internacional e pela forte demanda mundial por *commodities* agrícolas.

4.3 Teste de Cointegração de Johansen

Após o teste de raiz unitária comprovar que as variáveis são estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem 1 (1), foi realizado o teste de cointegração entre as variáveis. A realização do teste de cointegração visa testar a hipótese de que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo. Para verificar se há uma relação de equilíbrio de longo prazo, foi realizado teste de Johansen, pois conforme Enders (2010), este teste é o mais apropriado para um modelo com três ou mais variáveis.

Na realização do teste, foi utilizado um intervalo com dois períodos de defasagens, além de considerar a existência de tendência e intercepto no vetor de cointegração e no VAR. Os resultados do teste de cointegração são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Teste de cointegração de Johansen

r_0	$\lambda_{traço}(r)$	$p - valor$	$\lambda_{max}(r, r + 1)$	$p - valor$
<i>Lags – 2</i>				
0	177,5881	0,0000	92,79052	0,0000
1	86,79756	0,0000	30,81507	0,0001
2	36,38963	0,0353	24,25202	0,0615
3	12,82828	0,2519	17,14766	0,4209
4	3,07939	0,0793	3,8414	0,0793

Fonte: Resultado da pesquisa.

Como pode ser observado na tabela anterior, ao nível de 1% de significância, tanto o teste traço quanto o teste máximo auto valor apresentaram a existência de dois vetores de cointegração.

Nesse sentido, é confirmada a hipótese de que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o PIB da agropecuária, o crédito rural, a Selic, a taxa de câmbio e o índice de preços.

Para tanto, devido a existência da relação de equilíbrio de longo prazo mostrado pelo teste de Johansen, o procedimento seguinte é a estimação do modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR).

4.4 Identificação do número ótimo de defasagens

Para definir o número de defasagens a serem utilizadas no modelo, foram utilizado os critérios de informações de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Para a realização dos testes, foi definido que oito seriam o número máximo de defasagem a ser utilizados pelos critérios de informações.

De acordo com os critérios de Akaike o número ótimo de defasagem para o modelo seria de oito períodos. Já no critério de Schwarz, o número ótimo de defasagem foi de um período. No entanto, segundo o critério de Hannan-Quinn, o número ótimo de defasagens a ser utilizado no modelo é de quatro períodos.

Segundo Bueno (2011), tanto os critérios de SC quanto os de HQ estimam de forma assintótica a ordem de defasagem sob condições gerais. Segundo o autor, deve haver uma certa cautela no momento de decidir quantas defasagens será utilizada, pois na utilização de uma defasagem muito pequena, há uma grande probabilidade dos resíduos estimados não serem ruído branco quando fizerem os testes sobre eles, pós estimação. No entanto, se o número de defasagem for muito grande, o impacto sobre a probabilidade de erros como um todo poderá ser severamente afetado, gerando intervalos de confiança pouco confiáveis.

Para tanto, o número de defasagens utilizado no modelo proposto é o de HQ, com quatro períodos de defasagem, como indicado nos resultados desse teste que são apresentados no Apêndice A.

4.5 Modelo Vetor Auto Regressivo (VAR)

No presente estudo, já foi demonstrado que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, além disso, foi constatado também que as variações do crédito, do índice de preços e da taxa de juros ajudam a explicar as variações percentuais do produto da agropecuária brasileira. Diante disso, nesse tópico, buscou-se responder como ocorreu essa relação, ou seja, se as oscilações entre as variáveis ocorrem no mesmo sentido ou em sentidos opostos.

Os modelos econômicos em geral são expressos por meio de diversas variáveis, o que torna os modelos univariados um tanto quanto limitados para expressar as interações entre as variáveis. O Vetor Auto Regressivo (VAR), é um modelo econômico mais completo, por analisar como as variáveis são influenciadas simultaneamente umas pelas outras e por elas mesmas, tanto contemporaneamente quanto pelos seus valores defasados (BUENO, 2011).

Os defensores da metodologia VAR enfatizam que uma das vantagens desse modelo é que, diferentemente do modelo univariado, não precisa se preocupar em determinar quais variáveis são endógenas e quais são exógenas, pois no modelo VAR todas variáveis são tratadas como endógenas (GUJARATI, 2006).

No entanto, um dos pontos de debate sobre a metodologia VAR é a forma de especificação do modelo. Segundo Gujarati (2006), em um modelo VAR de m variáveis, todas as m variáveis devem ser estacionárias. Caso alguma variável não seja, deve-se fazer o tratamento adequado nos dados, diferenciando-as (d) vezes para torná-las estacionárias.

Porém, deve-se mencionar que Sims (1980) e Sims, Stock e Watson (1990) admitem a utilização de variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR. Os autores argumentam que o VAR é uma metodologia fundamentalmente interessada nas inter-relações entre as variáveis. Portanto, a forma correta de dimensionar essas inter-relações é por meio de um VAR completo, cujas variáveis estejam em nível, em vez

de estacionarizá-las por diferença. Devido a essa constatação, utilizou-se as variáveis em nível para a realização do presente estudo.

De acordo com os resultados obtidos para o crédito rural, observando o terceiro período de defasagem (Apêndice B), além de ser estatisticamente significativo, sua relação com o produto agropecuário se deu de forma positiva, ou seja, os aumentos nos volumes de crédito rural trouxeram impactos positivos no produto agropecuário. Esse resultado está de acordo com o esperado, e corrobora os resultados obtidos nos estudos de Ramos e Martha Junior (2010) e Melo, Marinho e Silva (2013), que condiciona o bom desempenho do setor agropecuário à disponibilidade de crédito, dentre outros fatores.

Os resultados para o índice de preços recebido pelos produtores rurais também demonstraram ser uma variável importante para explicar parte das variações do produto agropecuário. Além de ser estatisticamente significativo, demonstrou ter uma relação positiva para com o PIB agropecuário. Portanto, este resultado também está condizente com o esperado, demonstrando que os preços que os produtores rurais recebem pela sua produção impactam diretamente na rentabilidade do setor, sendo assim, é uma variável fundamental no sentido de estimular os produtores a continuar investindo em inovações tecnológicas, aperfeiçoando o sistema produtivo, o que tende a aumentar a capacidade de produção e a possibilidade do setor se desenvolver.

Embora os resultados tenham mostrado uma relação positiva entre a taxa de câmbio e o produto agropecuário, é necessário que haja cautela ao analisar os parâmetros dessa variável, pois os resultados não são estatisticamente significativos. A explicação para o fato dessa variável não ser estatisticamente significativa, pode estar na constatação de que mesmo a partir de 2003, quando a taxa de câmbio entra em uma tendência de apreciação, o PIB da agropecuária continua em sua tendência de alta puxada pela forte demanda mundial por *commodities*, especialmente as agrícolas.

Assim como a taxa de câmbio, a taxa básica de juros (Selic) também não se mostrou estatisticamente significativa para explicar o PIB da agropecuária. Embora os resultados estimados para a taxa de juros tenham apresentado parâmetros com sinais

negativos, mostrando que possui uma relação inversa ao crescimento do setor, as taxas praticadas no Brasil são relativamente altas, o que de certa forma, funciona como mecanismo limitador de alguns projetos de investimentos.

Ainda que os resultados individuais dos parâmetros do modelo econométrico tenham indicado que tanto a taxa de câmbio quanto a taxa de juros não são estatisticamente significativos para ajudar a explicar o PIB da agropecuária, deve-se observar que o teste F , cujo resultado foi relativamente elevado (32,83), demonstrando que coletivamente, os vários coeficientes defasados são estatisticamente significativos para analisar a relação entre as variáveis.

No entanto, visto que em muitos casos é difícil interpretar os coeficientes individuais no modelo VAR estimado, os adeptos dessa técnica frequentemente estimam a função impulso resposta, que tem como objetivo analisar a resposta de uma variável frente a choques nos termos erros de outras variáveis do modelo. Diante disso, o foco principal deste estudo está na análise da função impulso resposta e na decomposição da variância, que possibilita analisar melhor como as variáveis do modelo se relacionam.

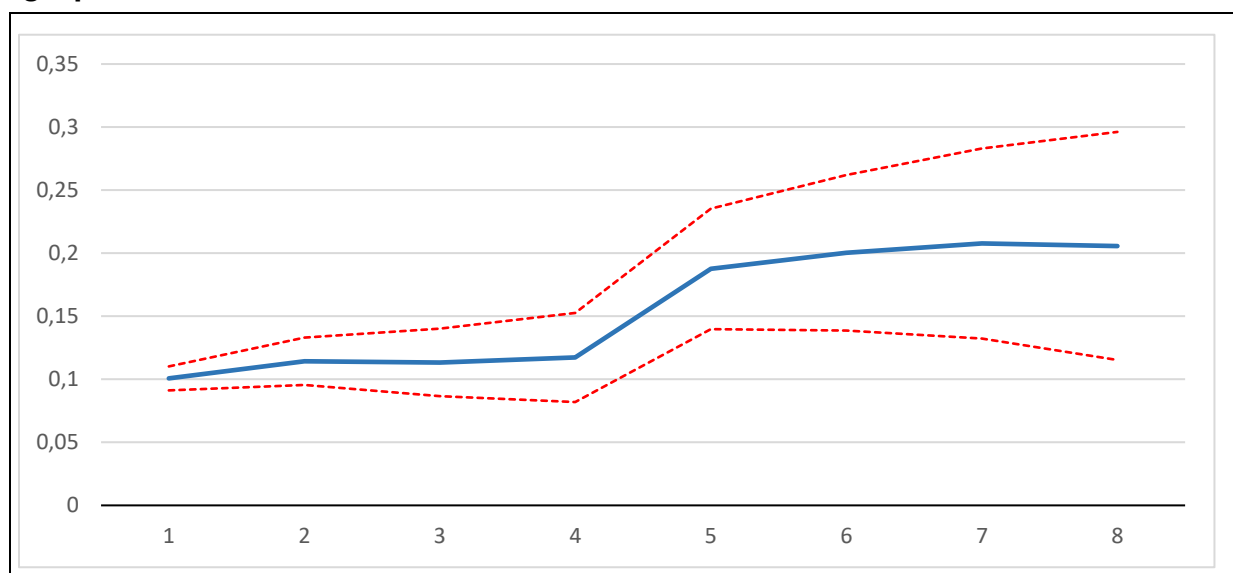
4.6 Impactos dos mecanismos endógenos na trajetória do PIB da agropecuária

Uma das formas possíveis de analisar os efeitos de um impacto que uma variável endógena exerce sobre outra variável é por meio da estimação da função impulso resposta. A análise da resposta a um impulso possibilita que seja analisada a resposta de uma variável dado um impulso em qualquer outra variável do modelo, ou até dela própria, em diferentes períodos.

Nesse tópico, pode-se constatar como o produto da agropecuária se comportou frente a choques em cada variável analisada. Em síntese, o produto deste setor respondeu negativamente a choques nas variáveis taxas de juros e, positivamente a taxa de câmbio, ao crédito, ao índice de preços e ao próprio produto em diferentes períodos.

Na Figura⁶ 12, é possível visualizar como o PIB agropecuário respondeu aos resultados do próprio PIB em períodos anteriores. Fica evidenciado que o produto agropecuário respondeu positivamente aos seus próprios resultados de períodos anteriores.

Figura 12 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque no PIB agropecuário.



Fonte: Resultados da pesquisa.

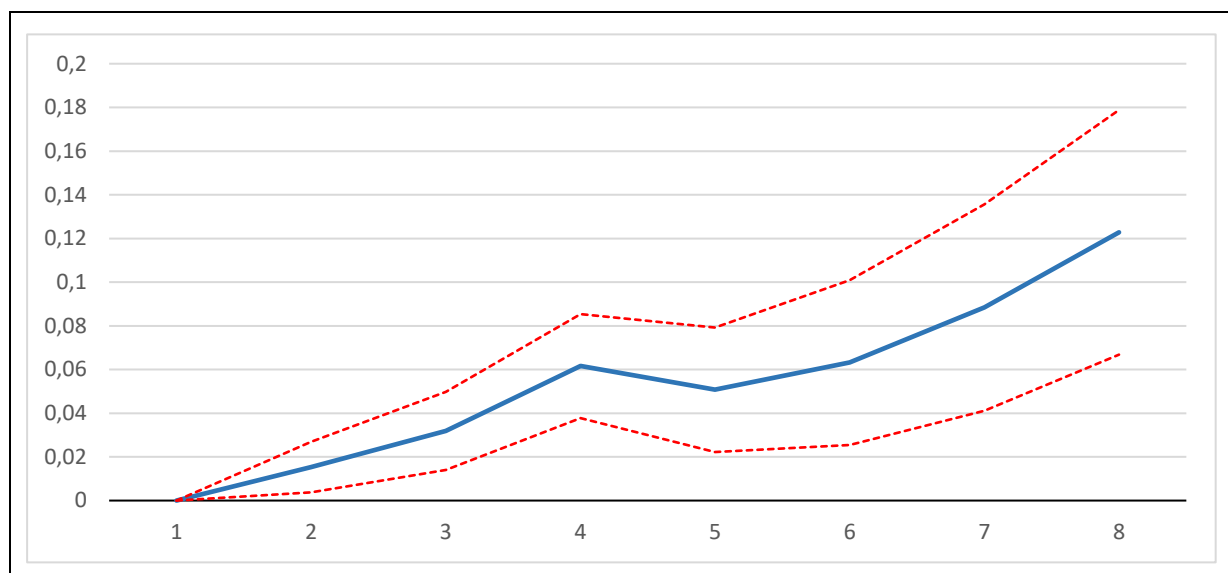
Percebe-se que para um choque de 1% na variável PIB agropecuário, o próprio PIB respondeu com 0,11% no final do quarto período e com 0,20% no final do oitavo período. Nesse sentido, pode-se afirmar que ao obterem bons resultados, os produtores sentem-se estimulados a expandir sua produção, ocasionando novos períodos de crescimento.

Ao analisar o comportamento do PIB da agropecuária frente aos choques na variável crédito rural, verifica-se que dado um choque de 1% nesta variável, o produto agropecuário respondeu com 0,06% no final do quarto trimestre e com 0,12% no final do oitavo trimestre (Figura 13).

⁶ Para os gráficos de 12 a 16, os valores estão representados em forma de tabela no apêndice C.

Os resultados estimados para essa variável estão condizentes com o esperado, mostrando uma relação positiva entre o crédito rural e o produto agropecuário, visto que o crescimento deste setor está condicionado a constantes investimentos, que são realizados mediante a disponibilidade de crédito.

Figura 13 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque no crédito rural.



Fonte: Resultados da pesquisa.

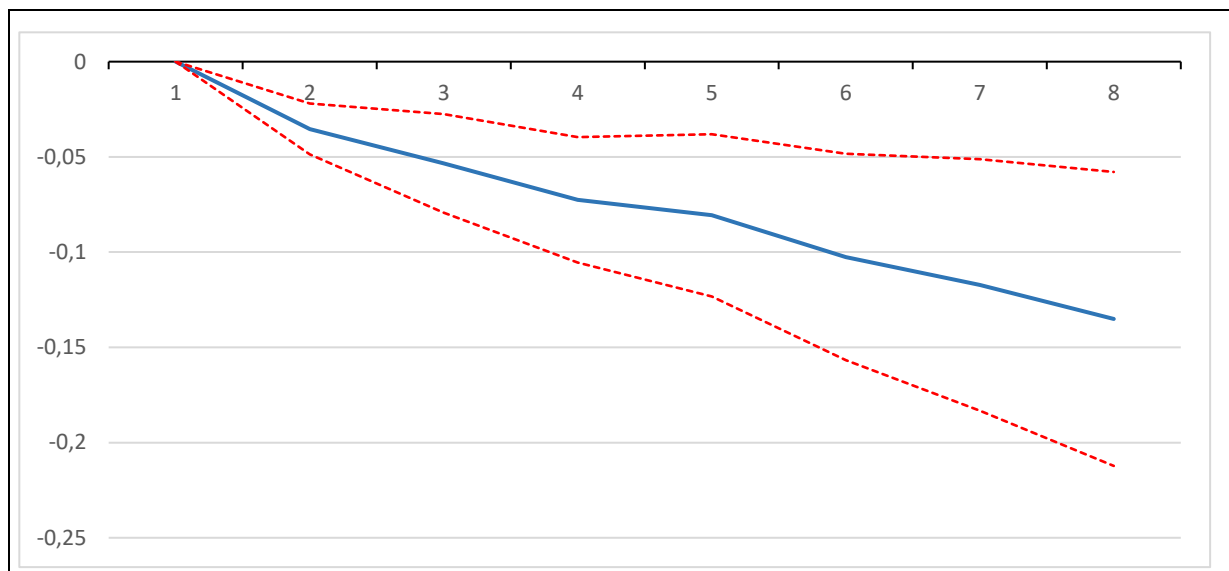
Outras pesquisas demonstraram resultados semelhantes, como o trabalho de Melo, Marinho e Silva (2013), que através da função impulso resposta aferiu os impactos do crédito rural ao PIB agropecuário. Esse estudo concluiu que um choque de 10,35% no montante do crédito rural, proporciona impactos no curto prazo ao PIB agropecuário em 0,54%, sendo que esse efeito tende a ir se anulando no longo prazo.

Com relação à taxa de juros, a Figura 14, evidencia que esta variável influenciou negativamente o desempenho da agropecuária brasileira durante as duas últimas décadas.

Ao analisar os resultados, constatou-se que um choque de 1% nesta variável, proporcionou respostas acumuladas no produto da agropecuária de -0,07% no final do quarto trimestre e -0,13% no final do oitavo trimestre. A relação negativa entre a taxa de

juros e o PIB agropecuário ocorre pela elevação do custo de captação de crédito, tanto para financiar novos investimentos, como para financiar a produção e a comercialização.

Figura 14 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque na taxa de juros.

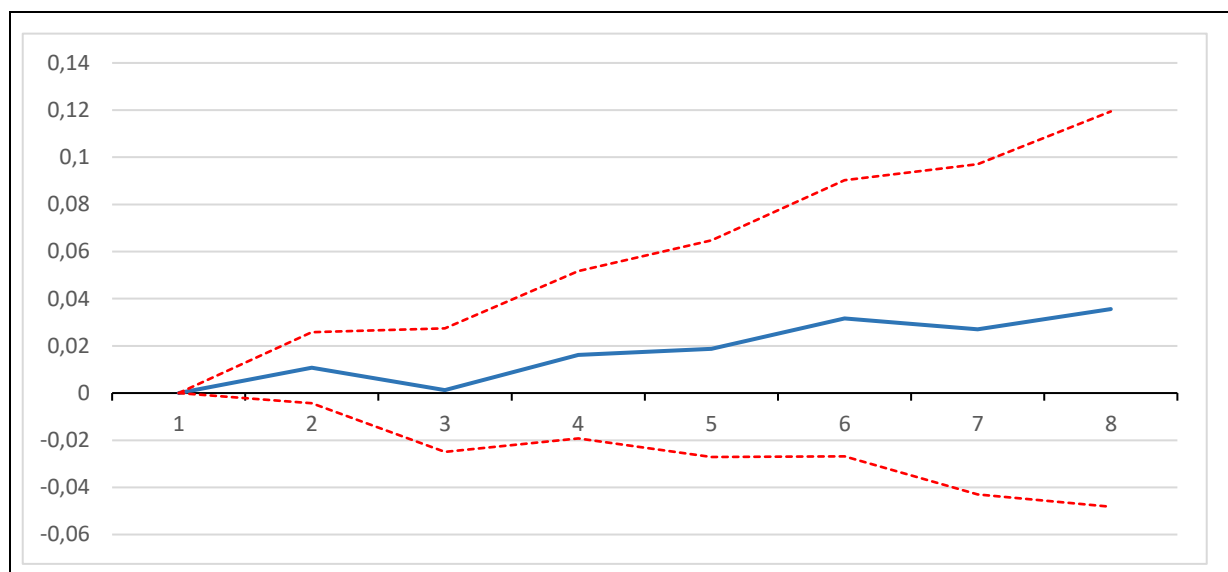


Fonte: Resultados da pesquisa.

Esses resultados estão em linha com a análise de Spolador e Barros (2004), que concluíram que a taxa de juros relativamente alta, influencia negativamente todo o setor produtivo, especialmente o setor agrícola.

Na Figura 15, são apresentados os resultados do impacto no PIB agropecuário proporcionado pela taxa de câmbio. Embora os resultados tenham mostrado que o câmbio não é estatisticamente significativo, as respostas para essa variável ocorreram de forma positiva.

Figura 15 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque na taxa de câmbio.



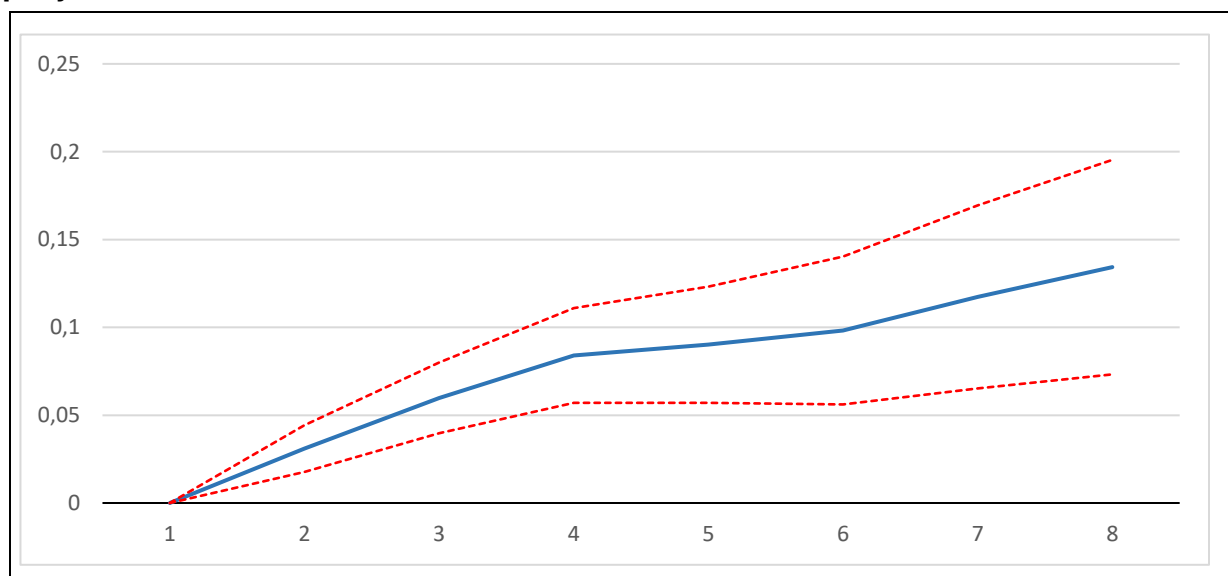
Fonte: Resultados da pesquisa.

Para cada 1% de choque na taxa de câmbio, o PIB da agropecuária obteve respostas acumuladas de 0,016% no final do quarto trimestre e com 0,035% no final do oitavo trimestre.

A explicação para o fato da taxa de câmbio não ser estatisticamente significativo pode estar na constatação de que mesmo a partir de 2003 quando a taxa de câmbio entrou em uma tendência de apreciação, o que reduz a competitividade dos produtos brasileiros no mercado mundial, o setor agropecuário continuou com sua tendência de alta, que, de acordo com Barros (2016), foi puxado principalmente pela forte demanda mundial por *commodities agrícolas*. Ao mesmo tempo que as exportações de *commodities agrícolas* proporcionou ao setor a oportunidade de acelerar o crescimento e se desenvolver, proporcionou também uma grande entrada de divisas estrangeiras no Brasil, o que contribuía para a continuidade de tendência de queda na taxa de câmbio brasileira.

Para o índice de preços recebido pelos produtores rurais, a relação com o PIB agropecuário é positiva, como demonstrado na Figura 16.

Figura 16 - Resposta acumulada no PIB agropecuário a um choque no índice de preços.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Foi verificado que um choque de 1% no índice de preços, o produto agropecuário respondeu positivamente com aproximadamente 0,08% no final do quarto trimestre e 0,13% no final do oitavo trimestre.

As relações positivas entre o índice de preços e o PIB da agropecuária está condizente com o esperado, mostrando que os produtores reagem positivamente a uma elevação nos níveis de preços, visto que é uma variável que afeta diretamente a rentabilidade do setor, sendo assim, constitui-se um balizador para que novos investimentos continuem sendo realizados, criando condições para que o setor possa continuar crescendo e se desenvolvendo.

De acordo com os resultados da função impulso resposta, fica evidenciado que em termos relativos, frente a choques nas variáveis do modelo, a taxa de juros, o índice de preços recebido pelos produtores rurais e o crédito disponibilizado ao setor foram as três variáveis que mais contribuíram para o desempenho do produto agropecuário.

4.7 Efeitos de choques inesperados nos mecanismos endógenos sobre o PIB da agropecuária

Outra forma de analisar as relações entre as variáveis do modelo é por meio da decomposição da variância. Segundo Bueno (2011), trata-se de uma forma de dizer qual é a porcentagem da variância do erro de previsão é decorrente de cada variável endógena ao longo do horizonte do tempo. Com esse mecanismo, é possível averiguar o quanto de mudança resulta da própria variável, permitindo identificar o grau de endogeneidade da variável, além de determinar a interação existente entre as variáveis do modelo analisado (ENDERS, 2010). Os resultados do teste de Decomposição da variância são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB da agropecuária no período entre 1995 e 2015

Período (trimestre)	Desvio padrão	PIB	Crédito	Câmbio	Juros	Preço
1	0,1007	100,000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,1135	80,1273	1,8248	0,8925	9,7174	7,4377
3	0,1200	71,6584	3,5310	1,4300	10,9504	12,4299
4	0,1284	62,7424	8,4291	2,6227	11,7893	14,4164
5	0,1471	70,5943	6,9574	2,0266	9,2772	11,1443
6	0,1506	68,1058	7,3257	2,6708	10,9689	10,9286
7	0,1607	64,6552	9,5804	2,6165	11,2787	11,8690
8	0,1497	60,0042	13,4692	2,7107	11,6948	12,1210

Fonte: Resultado da pesquisa.

Por intermédio desses resultados, é possível analisar como cada variável do modelo pode explicar o PIB da agropecuária por meio da decomposição da variância. Nota-se que 60% da variância do PIB pode ser explicado por ela mesma, sendo que, aproximadamente 13,46% da sua variância é atribuída à choques na variável crédito.

Percebe-se ainda que, o índice de preços e a taxa de juros explicam, respectivamente 12,12% e 11,69% da variância do erro de previsão. O menor destaque fica para o câmbio, que explica 2,71% da variância do erro de previsão do PIB da agropecuária.

Destacam-se nos resultados da Tabela 7 a elevada porcentagem da variância do erro de previsão do produto agropecuário que é explicada por ele mesmo, indicando o elevado grau de endogenidade e inercialidade desta variável. O alto percentual da variância do erro de previsão do próprio PIB ao longo do horizonte do tempo demonstra a importância dos resultados desta variável em períodos anteriores como fonte explicativa dos resultados da própria variável em momentos seguintes.

Os resultados encontrados pela decomposição da variância dos erros de previsão reforçam os resultados encontrados pelos testes de causalidade e função impulso resposta, evidenciando que dentro do modelo proposto, as variáveis taxa de juros, o índice de preços e o crédito rural são as três variáveis que apresentam maior destaque para explicar o desempenho do setor agropecuário.

5 CONCLUSÕES

Em linhas gerais, este trabalho procurou apresentar o desempenho da agropecuária brasileira entre os anos de 1995 a 2015 frente a algumas políticas econômicas adotadas ao longo dessas últimas duas décadas. A revisão de literatura mostrou que durante esse período o setor passou por avanços significativos, sendo influenciado pelos mais diversos fatores, tais como a expansão das fronteiras agrícolas, os ganhos de produtividade proporcionada pelas novas tecnologias incorporada pelo setor, o expressivo aumento no volume produzido, o aumento na participação do comércio mundial principalmente a partir dos anos 2000, pelas mais variadas políticas econômicas adotadas durante esse período e pelo empreendedorismo do empresário rural.

Com o intuito de identificar os fatores mais relevantes na formação do produto da agropecuária, a análise empírica foi conduzida pela estimação do modelo VAR, cujo o objetivo foi identificar as inter-relações entre as variáveis taxa de câmbio, a taxa básica de juros (Selic), o crédito rural, o índice de preços recebido pelos produtores rurais e o PIB da agropecuária.

Os resultados empíricos corroboraram a revisão bibliográfica, ficando dentro do esperado, exceto para as variáveis taxa de câmbio e taxa de juros que não demonstraram ser estatisticamente significativas para explicar o PIB da agropecuária. Embora a análise descritiva tenha mostrado que a taxa de câmbio depreciada tende a favorecer o setor rural, aumentando sua competitividade no mercado internacional, percebe-se que mesmo a partir de 2003 quando a moeda brasileira entra em uma tendência de apreciação, o setor agropecuário continua em sua tendência de crescimento sustentável.

Esse cenário é justificado principalmente pela forte demanda mundial por volumes crescentes de *commodities*, especialmente as agrícolas, sustentando a oferta e os preços. O aumento da demanda mundial por *commodities*, proporcionou um crescimento expressivo nas exportações da agropecuária brasileira, melhorando o saldo da balança

comercial deste setor. O aumento das exportações contribuiu para o bom desempenho do setor, e ao mesmo tempo, contribuiu para aumentar a oferta de moeda estrangeira dentro da economia brasileira, ajudando a pressionar a taxa de câmbio, que manteve uma trajetória de queda até o ano de 2012, quando a taxa de câmbio passou a se valorizar, refletindo a instabilidade econômica pelo qual o Brasil estava entrando.

De certa forma, as perdas proporcionadas pela apreciação na taxa de câmbio foram compensadas, em partes, pelo aumento da demanda mundial por *commodities* agrícolas. Esse aumento, foi puxada pelos países asiáticos, principalmente a China que se tornou o principal parceiro comercial da agropecuária brasileira.

Embora durante o período conhecido como a “bonança externa” o desempenho da agropecuária tenha sido relativamente bom, pode-se afirmar que este ainda foi limitado pela valorização da moeda brasileira, que em partes limitou os ganhos relativos pela valorização nos preços em dólares das *commodities* agrícolas.

Por ser uma atividade que gera externalidades positivas na economia, mas está exposta a riscos elevados, o setor rural vem recebendo incentivos governamentais no mundo todo. No Brasil, uma das formas de apoiar o setor tem sido por meio de linhas de crédito específicas para o setor com taxas de juros subsidiado.

Nas últimas duas décadas, foi praticado no Brasil taxas de juros relativamente elevadas, se comparadas com as do resto do mundo, e a justificativa para isso sempre esteve ligado ao controle nos níveis gerais de preços. Embora o setor rural brasileiro tenha recebido subsídios governamentais sobre a taxa de juros, a prática de taxas relativamente altas impactou negativamente sobre o desempenho da agropecuária brasileira. Os resultados do modelo estão em consonância com a literatura e mostraram que os choques nas taxas de juros brasileira proporcionam efeitos negativos ao longo do tempo sobre este setor.

O bom desempenho da agropecuária sempre esteve condicionado a novos investimentos, que por sua vez, dependem da disponibilidade de crédito. Os investimentos realizados na década de 1960 em centros de pesquisas como a Embrapa

e em Universidades com programas de graduação e pós-graduação voltados para o setor rural, proporcionaram o melhoramento tanto na genética quanto nas técnicas de produção, contribuindo para a expansão das fronteiras agrícolas e aumento na Produtividade Total dos Fatores da agropecuária.

A partir da década de 1970, houve quedas reais nos volumes de créditos destinados ao setor rural, voltando a crescer somente a partir de 1996, quando os recursos passaram a ter ganhos reais, com aumento na intensidade dos ganhos a partir dos anos 2000, fato que auxiliou consideravelmente para que o setor pudesse se modernizar, buscar novas tecnologias, aperfeiçoar o seu sistema produtivo, financiar a produção e a comercialização. Esses fatores contribuíram de forma significativa para o bom desempenho obtido, principalmente a partir dos anos 2000.

Portanto, pode-se afirmar que as políticas voltadas ao fortalecimento do sistema de crédito promovem uma expansão na capacidade de produção do setor, permitindo um melhor planejamento tanto para novos investimentos, quanto para custeio da produção e da comercialização. Garantir que o produtor tenha acesso a meios que facilitem a busca por novas tecnologias, é dar a oportunidade para que o setor se fortaleça e se desenvolva ao longo do tempo.

Conclui-se, também, o quanto é importante medidas que visem proporcionar a garantia de preços das *commodities* agrícolas, através dos programas que constitui o Programa de Garantia de Preços Mínimos (PGPM), como exemplo, os programas de Aquisição do Governo Federal (AGF), Empréstimo do Governo Federal (EGF), Prêmio de Escoamento do Produto (PEP) e os Contratos de Opções de Venda de Produtos Agrícolas (COVPA). Esses programas visam assegurar a rentabilidade do setor quando os preços de mercado estiverem em níveis relativamente baixos. Medidas dessa natureza tendem a reduzir a volatilidade da renda dos produtores, e ainda, favorece na estabilidade entre a oferta e a demanda, de modo a contribuir tanto para abastecimento do mercado interno, como também, manter as exportações da agropecuária.

Reiterar o comprometimento de apoio com o setor rural, com critérios que estimulem as inovações e o constante aperfeiçoamento do sistema produtivo, é ir além da visão convencional ligada ao crescimento apenas de um setor. Adotar medidas que contribuam com a agropecuária, é incentivar um setor que possui um encadeamento com os mais variados setores da economia, que proporciona oportunidades de trabalho, sendo responsável pela geração de renda e riqueza para o país.

6 REFERÊNCIAS

ABBADE, E. B.. **O papel do agronegócio brasileiro no seu desenvolvimento econômico.** Revista GEPROS (Gestão da Produção, Operação e Sistema), Bauru, v. 9, n.3, p.149-158, Jul./Set., 2014. Disponível em: < <http://revista.feb.unesp.br/index.php/gepros/issue/archive>>. Acesso em:15 jun.2016.

ALBUQUERQUE, M.C.C; NICOL, R.. **Economia agrícola: O setor primário e a evolução da economia brasileira.** São Paulo: McGraw-Hill, 1987.

ALMEIDA, L. F.; ZYLBERSZTAJN, D.. **Crédito agrícola no Brasil: uma perspectiva institucional sobre a evolução dos contratos.** Revista Eletrônica de Negócios Internacionais, São Paulo, v. 3, n. 2, p. 267-287, ago./dez., 2008. Disponível em: < <http://pensa.org.br/wp-content/uploads/2012/12/Credito-Agricola-no-Brasil.pdf>> . Acesso em: 23 ago. 2016.

ALVES, E. CONTINI, E.. A modernização da agricultura brasileira. In: BRANDÃO, A. S. P. **Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões.** Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1988. p. 49-98. Disponível em: < <http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/97756/1/Principais-problemas-da-agricultura.pdf>>. Acesso em: 03 jul. 2016.

ARAÚJO, P. F. C.; BARROS, A. L. M.; BARROS, J. R. M.; SHIROTA, R.. **Política de crédito para agricultura brasileira: quarenta e cinco anos à procura do desenvolvimento.** Revista de Política Agrícola, n.4, p. 27-52, out./nov./dez., 2007. Disponível em: < http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/Revista%204.pdf>. Acesso em: 14 mai. 2016.

BACHA, C. J. C.; DANELON, L.; BEL FILHO, E. D.. **Evolução da taxa de juros real do crédito rural no Brasil: período de 1985 a 2003.** Revista Teoria e Evidências Econômicas, Passou Fundo, v.14, n. 26, p. 43-70, mai., 2006. Disponível em: < http://cepeac.upf.br/download/rev_n26_2006_art2.pdf>. Acesso em: 23 ago. 2016.

BACHA, C.J.C.. **Economia e política agrícola no Brasil.** São Paulo. Editora Atlas S.A., 2012.

BACHA, E.. Bonança externa e desindustrialização: uma análise do período 2005- 2011. In: BACHA, E.; BAUMGARTEN, B. M.. **O futuro da indústria no Brasil: desindustrialização em debate.** Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013. p. 97-120.

BACHA. E.L.. **Plano Real: Uma avaliação preliminar.** Revista do BNDES, Rio de Janeiro, v.2, n. 3, p.3-26, jun., 1995. Disponível em < http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/revista/rev301.pdf>. Acesso em: 25 jun. 2016.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Anuário estatístico do crédito rural 2009**. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/htms/CreditoRural/2009/evolucao.pdf>>. Acesso em: 13 set. 2016.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim 2016**. Disponível em: < <https://www.bcb.gov.br/?id=BOLREGIONAL&ano=2009>>. Acesso em: 13 mar. 2016.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Contas externas**. 2015. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/faq%208-contas%20externas.pdf>>. Acesso em: 05 de out. 2016.

BARBOZA FILHO, N.. **O desafio macroeconômico de 2015-2018**. Revista de Economia Política. Brasília, v. 35, n. 03, p. 403-425, jul./set., 2015. Disponível em: < <http://www.rep.org.br/PDF/140-2.PDF>>. Acesso em: 17 out. 2016.

BARROS, G. S. C.. Medindo o crescimento do agronegócio: Bonança externa e preços relativos. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: Ipea, p. 219-250, 2016.

BARROS, G. S. C; SPOLADOR, H. F.. **Os desafios da política de juros altos sobre o agronegócio**. Cepea, mai., 2004. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/Cepea_artigo_macro10.pdf>. Acesso em: 11 mar. 2016.

BARROS, J. R. M.. **Política e desenvolvimento agrícola no Brasil**. In: VEIGA, A. **Ensaio sobre política agrícola**. São Paulo: Secretaria da Agricultura, p. 9-36, 1979. Disponível em: < <ftp://ftp.sp.gov.br/ftpiea/livros/ensaio.pdf>>. Acesso em: 02 set. 2016.

BITTENCOURT, G. M.; CAMPOS, A. C.. **Efeitos da instabilidade da taxa de câmbio no comércio setorial entre Brasil e seus principais parceiros comerciais**. Revista de Economia Aplicada, v. 18, n.4, 2014, p. 657-678, 2014. Disponível em: < <http://www.scielo.br/pdf/ecoa/v18n4/05.pdf> >. Acesso em: 17 out. 2016.

BLINDER, A. S.. **Central Banking in Theory and Practice**. Cambridge, The MIT Press. 1999. Disponível em: < <http://www.artsrn.ualberta.ca/econweb/landon/1999%20Blinder%20Central%20Banking.pdf>>. Acesso em: 04 abr. 2016.

BLUMM, C.L.. **A volatilidade da taxa de câmbio nos países emergentes: uma análise para a economia brasileira**. 2011, 91f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, 2011. Disponível em: < <http://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/40249/000822338.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 25 jun. 2016

BRIGATTE, H.. **Determinantes de longo prazo do produto e da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira no período de 1974-2005**. 2009, 135f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2009. Disponível em: <http://locus.ufv.br/bitstream/handle/123456789/26/texto%20completo.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em: 23 mai. 2016.

BUENO, R. L. S.. **Econometria de séries temporais**. 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CAMPOS, A.C.; PAULA, N.. **A evolução da agropecuária brasileira nos anos 90**. Indicadores Econômicos FEE, Porto Alegre, v.29, n.4, p.307-341, fev. 2002. Disponível em: <file:///C:/Users/PC/Downloads/1344-5638-1-PB%20(1).pdf>. Acesso em: 21 mai. 2016.

CARDOSO, D. F.; TEIXEIRA, E. C.; GURGEL, A. C.; CASTRO, E. R.. **Intervenção governamental, crescimento e bem-estar: efeitos da política de equalização das Taxas de Juros do Crédito rural nas regiões brasileiras**. Revista Nova Economia. Belo Horizonte, mai./ago. 2014. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/neco/v24n2/0103-6351-neco-24-02-00363.pdf>>. Acesso em: 16 dez. 2016.

CASTRO, E. R.; TEIXEIRA, E. C.. **Crédito rural e oferta agrícola**. Revista de Política Agrícola. n.1, jan./fev./mar., 2010. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/321>>. Acesso em: 21 de fev. 2017.

CAVALCANTE, I. M.. **Crédito rural e produto agropecuário municipal: Uma análise de causalidade**. 2008, 74f. Dissertação (Mestrado em Economia, Administração e Contabilidade) – Universidade de São Paulo. São Paulo, 2008. Disponível em: <file:///C:/Users/PC/Downloads/Isabel_M_Cavalcanti.pdf>. Acesso em 29 set. 2016.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Relatório PIB Agro-Brasil**. CEPEA-USP/CNA, jul. 2016. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/comunicacao/Cepea_PIB_BR_julho16.pdf> Acesso em: 13 ago. 2016.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Indicadores da agropecuária**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: set. 2016.

CYPRIANO, L. A.. **Crescimento setorial no Brasil, 1960 a 2001: simulação de políticas macroeconômicas alternativas**. 2004, 198f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2004. Disponível em: <http://alexandria.cpd.ufv.br:8000/teses/economia%20aplicada/2004/184522f.pdf>. Acesso em: 05 abr. 2016.

DELGADO, C. G.. Política econômica, ajuste externo e agricultura. In: LEITE, S. **Políticas Públicas e Agricultura no Brasil**. Porto Alegre. Editora da UFRGS. p. 17-54, 2009.

DELGADO, C. G.; CARDOSO JR. J. C.. Universalização de direitos sociais no Brasil: a previdência rural nos anos 90. In: LEITE, S. **Políticas Públicas e Agricultura no Brasil**. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2009.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A.. **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**. *Econometrica*, New York, v. 49, n. 4, p.1057-1073, 1981. Disponível em: < <http://www.u.arizona.edu/~rlo/readings/278800.pdf>>. Acesso em: 07 fev. 2017

ENDERS, W.. **Applied Econometric Time Series**. University of Alabama, 2010. Disponível em: <<http://students.ceid.upatras.gr/~aggelidis/Temp/Enders.pdf>>. Acesso em 03 mai. 2016.

FREITAS, E.; SPOLADOR, F. S.. **Os termos de troca para a soja na agricultura brasileira**. Ipea. Texto para discussão, Brasília, n. 1239, nov. 2006. Disponível em: < http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1239.pdf>. Acesso em: 19 out. 2016.

FUSCALDI, K. C.; OLIVEIRA, A. C. G.. **Crescimento da agricultura brasileira período: 1996 a 2004**. *Revista de Política Agrícola*. Ano XIV, n. 03, jul./ ago./ set., 2005. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/547/496>. Acesso em: 16 jun. 2016.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. P. R.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R.. **Condicionantes da produtividade da agropecuária brasileira**. *Revista de Política Agrícola*. Brasília, n. 3, jul./ago./set. 2004. Disponível em: < http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4597 >. Acesso em: 23 mai. 2016.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; RODRIGUES, L.; BASTOS, E. T.; VALDES, C.. **Produtividade da agricultura brasileira: A hipótese de desaceleração**. In: **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Ipea. Brasília, 2016. Disponível em: < http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=28219 >. Acesso em: 23 jan. 2017.

GRANGER, C. W. J.. **Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods**. *Econometria*, New York, v. 2, n.37, p.424-438, 1969. Disponível em: < http://webber.physik.uni-freiburg.de/~jeti/studenten_seminar/stud_sem_SS_09/grangercausality.pdf>. Acesso em: 28 mai. 2016.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. S. S.; TONETO JR, R.. **Economia brasileira contemporânea**. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2011.

GUJARATI, D.. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro, 2006.

HAMILTON, J. D.. **Time series analysis**. Princeton: Princeton Press, 1994.

HOFF, C. R.. **Aprendizado e desafios do regime de câmbio flutuante no Brasil**. 2009, 147f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: < <http://www.ie.ufrj.br/images/pesquisa/publicacoes/teses/2009/Tese%20de%20Doutorado%20Cecilia%20Hoff.pdf>>. Acesso em: 17 dez. 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema Nacional de Índices de preços ao consumidor**. Disponível em: < http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaulttab.shtm >. Acesso em: 23 abr. 2016.

KWIATKOWSKI, D.; PILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y.. **Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root**. Journal of Econometrics, v. 54, p.159-178, 1992. Disponível em: < http://www.portalection.com.br/sites/default/files/SeriesTemporais/planilhas/kpps_test.pdf>. Acesso em: 25 jan. 2017.

LEITE, S.. **Políticas públicas e agricultura no Brasil**. Porto Alegre: UFRGS, 2009.

MANKIW, N. G.. **Princípios de macroeconomia**. São Paulo: Cengage Learning, 2013.

MELO, F. H.. **O Plano Real e a agricultura brasileira: Perspectivas**. Revista de Economia Política, vol. 19, n. 4, out./dez., 1999. Disponível em: <<http://www.rep.org.br/PDF/76-9.PDF>>. Acesso em: 19 mai. 2016.

MELO, M. M.; MARINHO, É. L.; SILVA, A. B.. **O impulso do crédito rural no produto do setor primário brasileiro**. Revista Nexos Econômicos, Salvador, v. 7, n. 1, p. 9-36, 2013. Disponível em: < <http://www.portalseer.ufba.br/index.php/revnexeco/article/view/6763/9547>>. Acesso em: 29 set. 2016.

MINISTÉRIO DA AGRÍCULTURA PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **Indicadores**. Disponível em: < <http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm> >. Acesso em: 21 jul. 2016.

MODENESI, A. M. MODENESI, R. L.. **Quinze anos de rigidez monetária no Brasil: uma agenda de pesquisa**. Revista de Economia Política, São Paulo, v. 32, p. 389-411, 2011. Disponível em: < <http://www.scielo.br/pdf/rep/v32n3/03.pdf>>. Acesso em: 13 jun. 2016.

MOURA, F. R.. **O nexso causal entre crédito rural e crescimento do produto agropecuário na economia brasileira**. 2016, 128f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, 2016. Disponível em: < <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-22062016-163722/pt-br.php>>. Acesso em: 09 mar. 2017.

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E.. **Integração espacial no mercado brasileiro de café Arábica**. Revista Nova Economia – Belo Horizonte, p.91-112, Maio/Agosto 2005. Disponível em: <www.face.ufmg.br/novaeconomia/sumarios/.../150204.pdf>. Acesso em: 07 de mai. 2016.

OLIVEIRA, J. C.; MONTEZANO, R. M. S.. **Os limites das fontes de financiamento à agricultura no Brasil**. São Paulo: Estudos Econômicos, IPE/USP, v.12, p.139-159, 1982. Disponível em: <<https://www.econbiz.de/Record/os-limites-das-fontes-de-financiamento-%C3%A0-agricultura-no-brasil-oliveira-jo%C3%A3o-carmo/10001979083>>. Acesso em: 14 out. 2016.

OREIRO, J. L. C.; BASILIO, F. A. C.. **Por uma redução permanente da SELIC**. Valor Econômico, São Paulo, nov., 2011. Disponível em: < <https://jlcureiro.wordpress.com/2011/11/29/por-uma-reducao-permanente-da-selic-valor-economico-29112011/>>. Acesso em: 19 nov. 2016.

OREIRO, J. L.; PUNZO, L.; ARAÚJO, E.; SQUEFF, G.. **Taxa real de câmbio, desalinhamento cambial e crescimento econômico no Brasil (1994 – 2007)**. Revista de Economia política, v. 31, n. 4, p. 551- 562, out./dez., 2011. Disponível em: < <http://www.scielo.br/pdf/rep/v31n4/03.pdf>>. Acesso em: 21 set. 2016.

PAIVA, C. A. N.; CHUNHA, A. M.. **Noções de economia**. Brasília: Fundação Alexandre de Gusmão, 2008.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L.. **Econometria: Modelos e Previsões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

PINHO, D. B.; VASCONCELLOS, M. A. S.. **Manual de economia**. São Paulo: Saraiva, 2003.

PINZON, H.. **A taxa de câmbio e sua influência sobre o comércio internacional no Brasil no período 1994 – 2008**. A economia em revista – Maringá, n. 01, v. 19, jun., 2011. Disponível em: < <http://periodicos.uem.br/ojs/index.php/EconRev/article/view/12937>>. Acesso: 14 out. 2016.

RAMOS, S. Y.; MARTHA JUNIOR, G. B.. **Evolução da política de crédito rural brasileira**. Embrapa, Planaltina, 2010. Disponível em: < <https://fernandonogueiracosta.files.wordpress.com/2013/06/embrapa-evolucao-da-politica-de-credito-rural-brasileira-2010.pdf>>. Acesso em: 18 set. 2016.

SAYAD, J.. **Crédito rural no Brasil: avaliação das críticas e das propostas de reforma**. São Paulo: FIPE/PIONEIRA, 1984.

SCALCO, P. R.; CARVALHO, H. D.; CAMPOS, A. C.. **Choques na taxa de câmbio e o saldo da Balança Comercial agropecuária brasileira: evidências da curva de J entre 1994 e 2007**. Revista de Economia e Sociologia Rural, Piracicaba, n. 4, vol. 50, p. 595-610, out./dez., 2012. Disponível em: <http://www.revistasober.org/edicoes.php?p=2>. Acesso em: 21 set. 2016.

SCHIO, T. A.. **Determinantes da taxa de juros no Brasil: uma análise empírica no período de 2000 a 2011**. 2013, 140f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de São Carlos. Sorocaba, 2013. Disponível em: < http://www.sorocaba.ufscar.br/ppgec/mce/arquivo/pagina18/disserta%C3%87%C3%83othyago_am%C3%A9rico_schio.pdf>. Acesso em: 25 mai. 2016.

SCHUMPETER, J.A.. **A teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico**. 3 ed. São Paulo. Nova Cultura, 1997.

SECEX - **Secretaria de Comercio Exterior**. Alice-web. Disponível em:< <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 13 out. 2016.

SILVA, C. A. G.; FERREIRA, L. R; ARAÚJO, P. F. C.. Crescimento do produto agropecuário: uma aplicação do vetor auto-regressivo (VAR). In: **Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. Fortaleza, 2006. Disponível em: < <http://www.sober.org.br/palestra/5/948.pdf> >. Acesso em: 14 mai. 2016.

SIMS, C.. **Macroeconomics and reality**. Econometrica, New York, v.48, p.1-48, 1980. Disponível em:< <http://www.pauldeng.com/pdf/Sims%20macroeconomics%20and%20reality.pdf>>. Acesso em: 23 jan. 2017.

SIMS, C; A.; STOCK J.H.; WATSON M. W.. **Inference in linear time series models with some unit roots**. Econometrica. n. 1, v. 58, p. 113-144, jan., 1990. Disponível em: < https://www.princeton.edu/~mwatson/papers/Sims_Stock_Watson_Ecta_1990.pdf>. Acesso em: 23 fev. 2017.

SOUZA, F. P. E; HOFF, C. R.. O regime cambial brasileiro: flutuação genuína ou medo de flutuações? In: **Encontro Nacional de Economia da Anpec**, dez., 2003. Disponível em: < <http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/C60.pdf>>. Acesso em: 19 set. 2016.

SOUZA, L. F.. **Crescimento e estagnação: os limites da política econômica brasileira do século XXI**. Revista de Estudos Sociais, Cuiabá, n.32, v.16, 2014. Disponível em: < <http://periodicoscientificos.ufmt.br/ojs/index.php/res/article/view/2144>>. Acesso em: 19 mai. 2016.

SPOLADOR, H. F. S.. **Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda sobre a agricultora brasileira**. 2006, 108f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, 2006 Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/teseHumbertoSpolador.pdf>. Acesso em: 12 dez. 2015.

SPOLADOR, H. F. S.; BARROS, G. S. C.. Taxa de juros e desempenho da agricultura - uma análise macroeconômica. In: **XLII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**, Cuiabá, 2004. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/12/06O321.pdf>>. Acesso em: 23 out. 2016.

SPRINGER, P.. **A taxa de juros é a principal causa dos desequilíbrios macroeconômicos do Brasil (e ainda, o Copom pode ser substituído por um computador)?**. Brasil: economia e governo, 2011. Disponível em: <<http://www.brasil-economia-governo.org.br/2011/04/18/a-taxa-de-juros-e-a-principal-cao-dos-desequilibrios-macroeconomicos-do-brasil-e-ainda-o-copom-pode-ser-substituido-por-um-computador/>>. Acesso em: 22 mai. 2016.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G.. **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: Ipea, 2016. Disponível em: <file:///C:/Users/PC/Downloads/Agricultura_transforma%C3%A7%C3%A3o%20produtiva%20e%20sustentabilidade.pdf>. Acesso em: 23 fev. 2017.

ZINI JR. A. A.. **Taxa de câmbio e a política cambial no Brasil**. São Paulo: FEA/USP, 1992.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Número ótimo de defasagem para o modelo

Defasagens	Valor da estatística calculada pelo critério		
	Akaike (AIC)	Schwarz (SC)	Hannan-Quinn (HQ)
0	-3.715440	-3.562102	-3.654158
1	-1231707	-11.39704*	-11.94938
2	-12.49589	-10.80917	-11.82179
3	-12.58451	-10.13111	-11.60401
4	-13.48103	-10.26094	-12.19413*
5	-13.49894	-9.482157	-11.87563
6	-13.65869	-8.905220	-11.75897
7	-13.71524	-8.195087	-11.50912
8	-14.22554*	-7,938691	-11.71301

Fonte: Resultados da pesquisa.

APÊNDICE B – VAR estimado.

Vector Autoregression Estimates

Date: 05/14/17 Time: 16:13

Sample (adjusted): 1996Q1 2015Q4

Included observations: 80 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	PIB	CRÉDITO	CÂMBIO	JUROS	PREÇOS
PIB(-1)	-0.011660 (0.12160) [-0.09588]	0.391194 (0.15318) [2.55376]	0.013073 (0.08640) [0.15130]	-0.014418 (0.02480) [-0.58143]	0.069283 (0.06730) [1.02945]
PIB(-2)	-0.144291 (0.11080) [-1.30228]	-0.276413 (0.13957) [-1.98045]	0.186581 (0.07872) [2.37010]	-0.034963 (0.02259) [-1.54742]	0.059977 (0.06132) [0.97809]
PIB(-3)	-0.146342 (0.11751) [-1.24533]	0.117538 (0.14803) [0.79402]	-0.021182 (0.08349) [-0.25370]	-0.003238 (0.02396) [-0.13511]	0.079200 (0.06504) [1.21779]
PIB(-4)	0.506573 (0.10684) [4.74133]	-0.529682 (0.13459) [-3.93561]	-0.074242 (0.07591) [-0.97801]	0.013152 (0.02179) [0.60364]	0.008179 (0.05913) [0.13833]
CREDITO(-1)	0.044372 (0.07972) [0.55656]	0.010117 (0.10043) [0.10074]	-0.074599 (0.05664) [-1.31696]	0.006685 (0.01626) [0.41121]	0.021552 (0.04412) [0.48847]
CREDITO(-2)	0.056655 (0.06685) [0.84752]	-0.282045 (0.08421) [-3.34939]	0.042040 (0.04750) [0.88513]	-0.014548 (0.01363) [-1.06723]	0.029933 (0.03700) [0.80908]
CREDITO(-3)	0.127159 (0.06437) [1.97559]	0.035081 (0.08108) [0.43267]	0.012922 (0.04573) [0.28256]	-0.006525 (0.01313) [-0.49711]	0.022338 (0.03562) [0.62708]
CREDITO(-4)	-0.112257 (0.06431) [-1.74551]	0.440775 (0.08101) [5.44082]	-0.002366 (0.04569) [-0.05177]	-0.000480 (0.01311) [-0.03660]	0.041798 (0.03559) [1.17435]
CAMBIO(-1)	-0.172688 (0.20712) [-0.83376]	-0.585495 (0.26090) [-2.24411]	1.295799 (0.14716) [8.80546]	-0.010685 (0.04224) [-0.25299]	0.037809 (0.11463) [0.32985]
CAMBIO(-2)	-0.120842 (0.33564) [-0.36003]	0.436819 (0.42280) [1.03315]	-0.324987 (0.23848) [-1.36277]	-0.014061 (0.06845) [-0.20544]	-0.056255 (0.18576) [-0.30284]
CAMBIO(-3)	0.418302 (0.32895) [1.27164]	-0.094230 (0.41437) [-0.22741]	-0.173896 (0.23372) [-0.74404]	0.057226 (0.06708) [0.85311]	0.004523 (0.18205) [0.02484]
CAMBIO(-4)	-0.076154 (0.20253) [-0.37602]	-0.013809 (0.25512) [-0.05413]	0.153178 (0.14390) [1.06451]	-0.047493 (0.04130) [-1.14997]	0.013433 (0.11209) [0.11984]

JUROS(-1)	-0.661607 (0.92977) [-0.71158]	-0.674832 (1.17122) [-0.57618]	0.902012 (0.66061) [1.36543]	0.425605 (0.18960) [2.24474]	-0.229813 (0.51457) [-0.44661]
JUROS(-2)	0.914085 (1.01309) [0.90228]	-2.028226 (1.27617) [-1.58931]	-0.920639 (0.71981) [-1.27901]	0.001740 (0.20659) [0.00842]	0.184879 (0.56068) [0.32974]
JUROS(-3)	0.153509 (1.01541) [0.15118]	-0.845960 (1.27910) [-0.66137]	0.163703 (0.72146) [0.22691]	0.080125 (0.20707) [0.38696]	-0.155028 (0.56197) [-0.27587]
JUROS(-4)	0.057684 (0.68535) [0.08417]	0.389079 (0.86332) [0.45068]	0.257537 (0.48694) [0.52889]	-0.225055 (0.13976) [-1.61033]	0.015411 (0.37930) [0.04063]
PRECOS(-1)	0.810393 (0.33082) [2.44963]	0.354920 (0.41673) [0.85167]	0.025930 (0.23505) [0.11032]	-0.022416 (0.06746) [-0.33228]	1.092280 (0.18309) [5.96581]
PRECOS(-2)	-0.146453 (0.50243) [-0.29149]	-0.891259 (0.63291) [-1.40820]	-0.477606 (0.35698) [-1.33790]	0.153277 (0.10246) [1.49600]	-0.365516 (0.27806) [-1.31450]
PRECOS(-3)	0.197686 (0.48638) [0.40645]	0.880442 (0.61268) [1.43703]	0.455465 (0.34557) [1.31799]	-0.137190 (0.09918) [-1.38319]	0.196374 (0.26918) [0.72953]
PRECOS(-4)	-0.631882 (0.34121) [-1.85190]	0.390329 (0.42981) [0.90813]	-0.028297 (0.24243) [-0.11672]	0.024580 (0.06958) [0.35326]	-0.123531 (0.18884) [-0.65417]
C	4.239594 (4.66269) [0.90926]	19.18961 (5.87351) [3.26715]	-0.214895 (3.31287) [-0.06487]	0.756106 (0.95083) [0.79521]	-3.885125 (2.58051) [-1.50557]
R-squared	0.917554	0.970111	0.923564	0.405814	0.993500
Adj. R-squared	0.889606	0.959979	0.897653	0.204395	0.991297
Sum sq. resids	0.598649	0.949937	0.302209	0.024895	0.183362
S.E. equation	0.100730	0.126888	0.071569	0.020541	0.055748
F-statistic	32.83103	95.74702	35.64419	2.014777	450.9073
Log likelihood	82.28916	63.82038	109.6314	209.4903	129.6177
Akaike AIC	-1.532229	-1.070509	-2.215785	-4.712258	-2.715442
Schwarz SC	-0.906947	-0.445227	-1.590503	-4.086976	-2.090160
Mean dependent	10.79003	23.66959	4.875730	0.017615	5.800411
S.D. dependent	0.303171	0.634271	0.223713	0.023029	0.597571
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.44E-13			
Determinant resid covariance		7.50E-14			
Log likelihood		641.2774			
Akaike information criterion		-13.40694			
Schwarz criterion		-10.28053			

Fonte: Resultados da pesquisa.

APÊNDICE C - Função Impulso Resposta.

Período	PIB	CRÉDITO	CÂMBIO	JUROS	PREÇOS
1	0.100730 (0.00873)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.114199 (0.01560)	0.015337 (0.01067)	0.010726 (0.01510)	-0.035391 (0.01338)	0.030963 (0.01330)
3	0.113344 (0.02463)	0.031882 (0.01767)	0.001183 (0.02619)	-0.053442 (0.02589)	0.059823 (0.02018)
4	0.117265 (0.03758)	0.061559 (0.02383)	0.016225 (0.03548)	-0.072555 (0.03300)	0.084013 (0.02699)
5	0.187588 (0.05046)	0.050735 (0.02968)	0.018782 (0.04591)	-0.080655 (0.04261)	0.090086 (0.03301)
6	0.200286 (0.06276)	0.063188 (0.03753)	0.031704 (0.05859)	-0.102545 (0.05421)	0.098188 (0.04202)
7	0.207740 (0.07908)	0.088402 (0.04463)	0.027057 (0.07030)	-0.117259 (0.06606)	0.117352 (0.05214)
8	0.205762 (0.09977)	0.122810 (0.05238)	0.035611 (0.08383)	-0.135091 (0.07717)	0.134279 (0.06106)
Cholesky Ordering: PIB CREDITO CAMBIO JUROS PRECOS					
Standard Errors: Monte Carlo (100 repetitions)					

Fonte: Resultados da pesquisa.