Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

Efeitos diretos e indiretos (via preços relativos) de choques cambiais e monetários
sobre o PIB da agropecuária e sobre sua participação no PIB brasileiro

Pedro Augusto Machado Neto

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

Piracicaba
2020

Pedro Augusto Machado Neto
Bacharel em Ciências Econômicas

Efeitos diretos e indiretos (via preços relativos) de choques cambiais e monetários sobre o PIB
da agropecuária e sobre sua participação no PIB brasileiro
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:
Prof. Dr. **CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA**

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

Piracicaba
2020

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Machado Neto, Pedro Augusto

Efeitos diretos e indiretos (via preços relativos) de choques cambiais e monetários sobre o PIB da agropecuária e sobre sua participação no PIB brasileiro/ Pedro Augusto Machado Neto. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - - Piracicaba, 2020.

116 p.

Dissertação (Mestrado) - - USP / Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.

1. Setor agropecuário 2. Choques cambiais 3. Choques monetários 4. VAR 5. Estrutura setorial I. Título

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus, ao qual se deve toda honra e glória;

Agradeço a minha família, por todo apoio em todo o tempo;

Agradeço ao meu orientador, Carlos José Caetano Bacha, por toda atenção com a qual acompanhou esse trabalho;

Agradeço a todos professores que aceitaram participar da banca de qualificação e da banca de defesa desta dissertação;

Agradeço a todos professores, funcionários e colegas que tive a honra de conhecer na ESALQ-USP, por todo aprendizado, companheirismo e contribuições;

Agradeço ao CNPq, pelo suporte financeiro durante o mestrado.

SUMÁRIO

RESUMO	6
ABSTRACT	7
LISTA DE FIGURAS	8
LISTA DE GRÁFICOS	9
LISTA DE TABELAS	12
LISTA DE QUADROS	13
LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS	14
1. INTRODUÇÃO	17
1.1. Objetivos	21
2. A “INTERDEPENDÊNCIA ENTRE MACROECONOMIA E AGROPECUÁRIA”	23
2.1. A Literatura Avaliando a “Interdependência” entre Choques Monetários e Cambiais e a Agropecuária para o Brasil	27
3. MODELOS TEÓRICOS QUE RELACIONAM MUDANÇA SETORIAL NA ECONOMIA COM VARIAÇÕES CAMBIAIS	34
3.1. Taxa de Câmbio e Participação de <i>Tradables/Non-Tradables</i> no Produto: A Economia Política da Taxa de Câmbio e Krugman (1988)	34
3.1.1. Taxa de Câmbio Real	35
3.1.2. Impactos Distributivos do Câmbio	36
3.1.3. O Efeito “Histerese” de Krugman (1988)	39
3.2. Termos de Troca numa Estrutura Produtiva de uma Economia Aberta com 3 bens.....	39
4. ASPECTOS METODOLÓGICOS	42
4.1. Variáveis a serem utilizadas e fontes de seus dados	42
4.2. Modelos Autoregressivos e testes a eles relacionados	47
4.2.1. Estacionariedade das Séries	47
4.2.1.1. Teste de Raiz Unitária de Dickey-Pantula	48
4.2.1.2. Teste de Raiz Unitária ERS	49
4.2.1.3 Cointegração	50
4.2.2. Teste de Cointegração de Johansen	50
4.2.3. Autorregressão Vetorial (VAR) e Vetor com Correção de Erro (VEC)	51
4.2.3.1. Funções de Resposta ao Impulso e Problema de Identificação	52

4.2.3.2. Decomposição da Variância do Erro	52
4.2.4. Modelo Autorregressivo de Lag Distribuído (ARDL).....	53
4.3. Modelos a serem estimados	54
4.4. Critérios de Adequação dos Modelos a serem estimados	56
5. COMPORTAMENTOS DAS SÉRIES DE DADOS UTILIZADOS	58
5.1. Variáveis dos Modelos que explicam choques sobre o PIB da agropecuária.....	58
5.2. Variáveis dos Modelos que explicam choques sobre a participação da agropecuária no PIB do Brasil.....	62
5.3. Variáveis dos modelos que explicam os efeitos cambiais sobre preços pagos e recebidos pela agropecuária.....	64
6. RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS E DISCUSSÕES DESSES RESULTADOS.....	65
6.1. As estimativas dos modelos 1 a 3 que explicam o desempenho da Agropecuária	65
6.2. Modelos 4 a 6: Explicando a participação da agropecuária no PIB do Brasil.....	82
6.3. Modelos 7 e 8: ARDLs da influência da taxa de câmbio sobre preços pagos e recebidos pela agropecuária	92
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS	96
REFERÊNCIAS	99
APÊNDICE	105

RESUMO

Efeitos diretos e indiretos (via preços relativos) de choques cambiais e monetários sobre o PIB da agropecuária e sobre sua participação no PIB brasileiro

O objetivo geral deste trabalho é avaliar se variações da taxa de câmbio e da taxa de juros básica da economia (considerados como choques cambiais e monetários, respectivamente) afetam o desempenho da agropecuária e/ou sua participação no PIB brasileiro, e, se afetar, de que forma isso acontece. Separa-se a análise em efeitos diretos desses choques sobre a agropecuária e em seus efeitos indiretos (primeiro sobre os preços relativos e desses sobre o desempenho da agropecuária). Utilizando dados trimestrais para o período de 1996-2016 e os modelos de Vetores Autorregressivos (VAR e VEC), esses efeitos cambiais e monetários foram analisados considerando três conceitos diferentes de taxa de juros, a saber: SELIC nominal, taxa de juros real do crédito rural, e taxa de juros real *ex-ante*. Também analisou-se o efeito da taxa de câmbio separadamente sobre preços pagos e recebidos pela agropecuária (ambos compõem os preços relativos da agropecuária) por meio de um modelo ARDL (Modelo Autorregressivo de Lag Distribuído) e usando dados mensais. Encontraram-se evidências de que uma mudança da estrutura produtiva da agropecuária brasileira nas últimas duas décadas, ao torná-la mais dependente de insumos importados, em conjunto com uma maior sensibilidade dos preços pagos à variação cambial do que os preços recebidos, fez com que a variação cambial tivesse um efeito de piorar os termos de troca da agropecuária, de forma que os efeitos cambiais direto e indireto tivessem sinais opostos e, em termos líquidos, eles tornaram o efeito da taxa de câmbio dúbio sobre o desempenho da agropecuária (é difícil saber se o efeito direto ou o indireto prevalece) e nulo em afetar a participação dela no PIB brasileiro. Com relação aos choques monetários, tem-se que tanto o seu efeito direto quanto o seu efeito indireto são negativos sobre o desempenho da agropecuária. A análise de decomposição da variância para a participação da agropecuária no PIB revelou que apenas 17% da variância do erro era devida às variáveis explicativas do modelo (juros, câmbio e preços relativos), o que permite concluir que o contexto macroeconômico tem um papel pequeno em comparação com as variáveis estruturais para definir a participação do setor agropecuário no produto.

Palavras-chave: Setor agropecuário; Choques Cambiais; Choques Monetários; VAR; Estrutura setorial

ABSTRACT

Direct and indirect effects (via relative prices) of exchange rate and monetary shocks on the GDP of agriculture and livestock and on its participation in the Brazilian GDP

This dissertation aims to evaluate if changes in exchange rate and in the basic interest rate (considered as currency and monetary shocks, respectively) affect the performance of agriculture and/or its share in the Brazilian GDP, and, if so, how it happens. The analysis of direct effects of these shocks on agriculture and their indirect effects (first on relative prices and then on agricultural performance) is separately considered. Using quarterly data for the period 1996-2016 and autoregressive vector models (VAR and VEC), these exchange rate and monetary shocks were analyzed considering three different interest rate types, namely: Nominal SELIC, real interest rate of agricultural loans, and ex-ante real interest rate. We also analyzed the effect of the exchange rate separately on paid and received prices by the agriculture (both make up the relative prices of agriculture) using an ARDL (Distributed Lag Self-Regressive Model) model and monthly data. Evidences were found that a change in the productive structure of Brazilian agriculture over the last two decades has turned it more dependent on foreign inputs, together with a higher sensitivity of paid prices to exchange rate variation than the received prices, have led the exchange rate variation to play a worsening effect on the agricultural relative prices. Then, the direct and indirect effects of currency shocks had opposite signs and, in net terms, they made the effect of the exchange rate dubious on the performance of agriculture (it is difficult to know whether the direct or indirect effect prevails) and null in affecting its share into the Brazilian GDP. Regarding to monetary shocks, both direct and indirect effects are negative on the performance of agriculture. The analysis of the variance decomposition for the agriculture share into the Brazilian GDP revealed that only 17% of the error variance was due to the explanatory variables of the model (i.e., interest rate, exchange rate and the relative prices), which allows us to conclude that the macroeconomic context has a small role, compared with the structural variables, to define the participation of the agricultural sector in the Brazilian GDP.

Keywords: Agricultural sector; Exchange rate shocks; Monetary shocks; VAR; Sectoral structure

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Relações de interesse dos modelos 1 a 6.....	55
Figura 2 – Relações entre as variáveis nos modelos 1, 2 e 3.....	76
Figura 3 – Relações entre as variáveis relativas ao efeito cambial.....	77
Figura 4 – Relações entre as variáveis relativas aos efeitos monetários.....	79

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Séries Temporais de PRPP e PAPI (1996-2018) - Dados Trimestrais.....	44
Gráfico 2: PIB da Agropecuária Brasileira Nominal e Real Dessazonalizado - em milhões de R\$ (1996-2016)- Dados Trimestrais.....	58
Gráfico 3: PIB da Agropecuária Brasileira Real Dessazonalizado, com duas tendências separadas em 2010 – milhões de R\$ (1996-2016)- Dados Trimestrais.....	58
Gráfico 4: Índice de Preços Relativos da Agropecuária Brasileira (1996-2016) - Dados Trimestrais.....	59
Gráfico 5: Índice da Taxa de Câmbio Real (1996-2016) – Dados Trimestrais.....	60
Gráfico 6: Taxa de Juros SELIC Nominal - % (1996-2016) – Dados Trimestrais.....	60
Gráfico 7: Taxa de juros real do Crédito Rural e SELIC real (1996- 2016) - Dados Trimestrais.....	61
Gráfico 8: Taxa de Juros Real Ex Ante (2002-2016) – Dados Trimestrais.....	61
Gráfico 9: Participação da Agropecuária no PIB – Brasil e Mundo - % (2000-2016) - Dados Anuais.....	62
Gráfico 10 – Participação da Agropecuária no PIB com e sem sazonalidade – % (1996-2016) – Dados Trimestrais.....	63
Gráfico 11: Índices de Preços Pagos e Recebidos da Agropecuária Brasileira (1996-2016) - Dados Mensais.....	64
Gráfico 12- Raízes do Modelo 1 no Círculo Unitário.....	66
Gráfico 13: Função de resposta de Preços Relativos a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 1.....	67
Gráfico 14: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 1.....	67
Gráfico 15: Função de Resposta de Preços Relativos a impulso em SELIC Nominal- Modelo 1.....	67
Gráfico 16: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso em SELIC Nominal- Modelo 1.....	67
Gráfico 17: Função de resposta de PIB da agropecuária a impulso em Preços Relativos- Modelo 1.....	68
Gráfico 18: Função de resposta da taxa de câmbio a impulso em Preços Relativos- Modelo 1.....	68
Gráfico 19- Raízes do Modelo 2 no Círculo Unitário.....	69

Gráfico 20: Função de resposta de Preços Relativos a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 2.....	70
Gráfico 21: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 2.....	70
Gráfico 22: Função de Resposta de Preços Relativos a impulso na taxa de juros do Crédito Rural- Modelo 2.....	70
Gráfico 23: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso na taxa de juros do Crédito Rural- Modelo 2.....	70
Gráfico 24: Função de resposta de PIB da agropecuária a impulso em Preços Relativos- Modelo 2.....	71
Gráfico 25: Função de resposta da taxa de câmbio a impulso em Preços Relativos- Modelo 2.....	71
Gráfico 26- Raízes do Modelo 3 no Círculo Unitário.....	72
Gráfico 27: Função de resposta de Preços Relativos a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 3.....	73
Gráfico 28: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 3.....	73
Gráfico 29: Função de Resposta de Preços Relativos a impulso na taxa de juros real ex ante- Modelo 3.....	73
Gráfico 30: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso na taxa de juros real ex ante- Modelo 3.....	73
Gráfico 31: Função de resposta de PIB da agropecuária a impulso em Preços Relativos- Modelo 3.....	74
Gráfico 32: Função de resposta da taxa de câmbio a impulso em Preços Relativos- Modelo 3.....	74
Gráfico 33 – Gráficos das Respostas ao Impulso do Modelo 1 relativas aos efeitos direto e indireto da taxa de câmbio.....	77
Gráfico 34- Raízes do Modelo 4 no Círculo Unitário.....	83
Gráfico 35: Função de resposta dos preços relativos em 1ª diferença a impulso na taxa de câmbio em 1ª diferença- Modelo 4.....	84
Gráfico 36: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em 1ª diferença a impulso em taxa de câmbio em 1ª diferença- Modelo 4.....	84
Gráfico 37: Função de resposta dos preços relativos em 1ª diferença a impulso em SELIC em 1ª diferença- Modelo 4.....	84

Gráfico 38: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em 1ª diferença a impulso em SELIC em 1ª diferença- Modelo 4.....	84
Gráfico 39: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em 1ª diferença a impulso em preços relativos em 1ª diferença- Modelo 4.....	85
Gráfico 40- Raízes do Modelo 5 no Círculo Unitário.....	85
Gráfico 41: Função de resposta dos preços relativos a impulso na taxa de câmbio- Modelo 5.....	86
Gráfico 42: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em a impulso em taxa de câmbio- Modelo 5.....	86
Gráfico 43: Função de resposta dos preços relativos a impulso em taxa de juros real do Crédito Rural- Modelo 5.....	87
Gráfico 44: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB a impulso em taxa de juros real do Crédito Rural- Modelo 5.....	87
Gráfico 45: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB a impulso em preços relativos- Modelo 5.....	87
Gráfico 46- Raízes do Modelo 6 no Círculo Unitário.....	88
Gráfico 47: Função de resposta dos preços relativos a impulso na taxa de câmbio- Modelo 6.....	89
Gráfico 48: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em a impulso em taxa de câmbio- Modelo 6.....	89
Gráfico 49: Função de resposta dos preços relativos a impulso em taxa de juros real ex ante- Modelo 6.....	89
Gráfico 50: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB a impulso em taxa de juros real ex ante- Modelo 6.....	89
Gráfico 51: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB a impulso em preços relativos- Modelo 6.....	90

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão do Modelo 1 para a variável Log (PIBAP).....	79
Tabela 2 – Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão do Modelo 2 para a variável Log (PIBAP).....	80
Tabela 3 – Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão do Modelo 3 para a variável Log (PIBAP).....	80
Tabela 4 – Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão do Modelo 1 para a variável Log (PRPP).....	81
Tabela 5 – Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão do Modelo 2 para a variável Log (PRPP).....	82
Tabela 6 – Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão do Modelo 3 para a variável Log (PRPP).....	82
Tabela 7 – Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão do Modelo 4 para a variável Log (AP%).....	91
Tabela 8 – Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão do Modelo 5 para a variável Log (AP%).....	92
Tabela 9 – Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão do Modelo 6 para a variável Log (AP%).....	92
Tabela 10 – Teste ERS para os resíduos dos modelos lineares de Log (IPR) e Log (IPR) explicadas por Log (E)	93
Tabela 11 – Modelo 3: ARDL de $\Delta \log (IPP)$ sendo explicada por $\Delta \log (E)$	93
Tabela 12 – Modelo 4: ARDL de $\Delta \log (IPR)$ sendo explicada por $\Delta \log (E)$	94

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Resumo dos trabalhos que avaliam a interdependência entre choques monetários e cambiais e o desempenho da agropecuária no Brasil.....	30
Quadro 2- Variáveis macroeconômicas que afetam o produto agropecuário e sua participação no PIB brasileiro segundo alguns trabalhos.....	43
Quadro 3- Apresentação das variáveis utilizadas no trabalho.....	46
Quadro 4 – Relações testadas nos modelos 1 a 6.....	54

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Teste de Dickey-Fuller Aumentado
AGRIANUAL	Anuário da Agricultura Brasileira
AP%	Participação da Agropecuária no PIB
ARDL	Modelo Autorregressivo de Lag Distribuído
ARIMA	Modelo Autorregressivo Integrado de Médias Móveis
CEPEA	Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada
CM	Choques Monetários
DI	Depósitos Interbancários
DF	Teste de Dickey-Fuller
DF-GLS	Teste de Dickey-Fuller Mínimos Quadrados Generalizados
E	Taxa de Câmbio
ECM	Modelo de Correção de Erros
EPTC	Economia Política da Taxa de Câmbio
ERS	Teste de Elliot-Rothenberg-Stock
FGV	Fundação Getúlio Vargas
H0	Hipótese Nula
HA	Hipótese Alternativa
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IGP	Índice Geral de Preços
IPA-OG	Índice de Preços ao Atacado - Oferta Global
IPEADATA	Base de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IPP	Índice de Preços Pagos pela Agropecuária
IPR	Índice de Preços Recebidos pela Agropecuária
JCR	Taxa de Juros Real do Crédito Rural
LM	Teste do Multiplicador de Lagrange
MAPA	Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PAPI	Preços Agrícolas/ Preços Industriais
PIB	Produto Interno Bruto
PIBAP	Produto Interno Bruto da Agropecuária
PP	Preços Pagos
PR	Preços Recebidos

PRPP Preços Recebidos/ Preços Pagos

SELIC Taxa de Juros SELIC (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia)

SVAR Modelo de Vetores Autorregressivos Estrutural

TC Taxa de Câmbio

TJEA Taxa de Juros Real *Ex-Ante*

TT Termos de Troca

USDA Departamento de Agricultura dos Estado Unidos

VAR Modelo de Vetores Autorregressivos

VEC Modelo de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros

VMA Modelo de Vetores de Médias Móveis

1. INTRODUÇÃO

A competitividade do setor agropecuário é um dos principais destaques da economia brasileira, em especial a partir dos anos 2000. Sua produtividade cresceu à taxa de 4,03% ao ano no período de 2000 a 2014 (GASQUES et al., 2016), caracterizando-o como o único setor a apresentar crescimento consistente da produtividade na economia brasileira, quando considerado o período de 1981 a 2013 (SANTOS; SPOLADOR, 2018).

Há expectativa de que ainda haverá grande crescimento da produtividade da agropecuária brasileira para os próximos anos. O Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2018), por exemplo, estima que, em 2027, o Brasil conseguirá aumentar em 55% a produção de importantes culturas (tais como soja, milho, cevada, sorgo, arroz e trigo) em relação ao volume produzido em 2017, com um aumento de apenas 25% da área plantada.

A tendência mundial, no entanto, é de um declínio da contribuição do setor agropecuário ao PIB dos países ao longo do tempo. Esse já é um fenômeno bem conhecido, que tem ocorrido há décadas e com poucas exceções. Anderson (1987) explica esse fenômeno como devido a um menor crescimento relativo da demanda por alimentos à medida que cresce o PIB, havendo concomitante uma demanda mais elástica à variação da renda por serviços. Isso leva ao maior crescimento desse setor e perda de importância relativa da agropecuária no PIB.

Algumas exceções à tendência histórica de queda de participação da agropecuária no PIB são países como Serra Leoa e a República Centro-Africana, no continente africano, que possuem tendência de crescimento da importância da agropecuária em seus PIBs ao longo das décadas de 1970 a 2000 (WORLD BANK, 2018).

No Brasil, a contribuição do setor agropecuário ao seu PIB é decrescente numa perspectiva de longo prazo (seguindo a tendência mundial), apesar de algumas quebras temporais neste processo (PAIVA e BACHA, 2018). Nos dados disponíveis no IPEADATA (2018), do pico de 25,8% em 1952, a participação da agropecuária no PIB brasileiro caiu a 5,8% em 1995. Essa participação tem desde então oscilado, tendo tido crescimento de 1997 a 2003, quando atingiu participação de 7% no PIB brasileiro em 2003.

Nos últimos dez anos, a participação da agropecuária no PIB brasileiro tem flutuado entre 5% e 6%, uma interrupção, possivelmente temporária, da tendência de queda, justamente num momento em que houve um aumento no ritmo do crescimento do PIB do setor. O crescimento anual médio, em valores absolutos, do produto agropecuário brasileiro de 2010 até 2016 foi 32% maior que o observado no período de 1996 a 2009.

Esta divergência nos últimos dez anos entre o Brasil e a tendência mundial quanto à participação da agropecuária no PIB ocorreu simultaneamente à presença de, no mínimo, três fenômenos: grande crescimento da produtividade na agropecuária brasileira, grandes variações da taxa de juros e da taxa de câmbio na economia brasileira. Como essas três variáveis se relacionam com o desempenho da agropecuária?

Brugnaro e Bacha (2009) mostram, através de estimativas econométricas, que o maior crescimento da produtividade da agropecuária em relação à industrial explica parcela importante da participação da agropecuária no PIB brasileiro de 1986 a 2004. De outro lado, Santos e Spolador (2018), em uma visão de longo prazo, destacam que esse aumento de produtividade deverá reduzir a demanda por mão de obra na agropecuária e permitir sua absorção em outros setores, especialmente o de serviços. Como o setor de serviços é fortemente intensivo no uso do fator trabalho, o grande influxo de trabalho vindo da agropecuária tem condições de gerar um grande crescimento no produto desse setor, o que, de forma contraintuitiva, pode levar à ampliação da participação dos serviços no PIB, mesmo com queda de produtividade.

Em uma ótica de curto a médio prazo, constata-se a existência de uma literatura que ressalta os impactos de variações da taxa de câmbio, da taxa de juros (considerados como choques cambial e monetário, respectivamente) e dos preços relativos sobre o desempenho da agropecuária e, potencialmente também, sobre as flutuações de sua participação no PIB. É importante ressaltar que, existindo efeitos distintos entre os impactos da produtividade sobre o desempenho da agropecuária e sobre sua participação no PIB, também pode haver divergências quando se consideram sobre esse desempenho os efeitos de variações da taxa de câmbio, da taxa de juros e dos preços relativos.

Schuh (1974) se destacou ao iniciar a investigação do efeito da taxa de câmbio sobre o desempenho da agropecuária. A partir de então, os avanços nesta linha de estudos permitiram o surgimento da expressão “Interdependência entre macroeconomia e agropecuária”, como utilizado por Kwon e Koo (2009), e Shane e Liefert (2000), que diz respeito a como choques cambiais e monetários afetam o desempenho da agropecuária.

Adicionalmente, existem modelos que relacionam a configuração setorial da economia (a participação dos setores no PIB) com variáveis que dizem respeito a preços relativos e taxa de câmbio (o que será melhor detalhado no capítulo 3). Essas duas últimas variáveis alteram-se de acordo com as conjunturas econômicas nacional e internacional. Esses modelos não dizem respeito à agropecuária, em específico, mas sim aos setores de *non-tradables* e *tradables*, e

exportáveis ou importáveis, classificações nas quais é possível discutir a inserção da agropecuária. Esses modelos, e correspondente literatura empírica, sugerem três possíveis relações entre taxa de câmbio, choques monetários e preços relativos e sua ligação com o desempenho da agropecuária, a saber:

- 1 -Taxa de câmbio é uma variável exógena que, ao gerar impacto nos preços relativos, afeta o desempenho da agropecuária e, potencialmente, sua participação no PIB;
- 2 -Mudanças nos preços relativos são exógenas e afetam o desempenho da agropecuária e, potencialmente, sua participação no PIB. Um aumento exógeno dos preços dos produtos agropecuários pode levar ao aumento de suas exportações, gerando balança comercial positiva e forçando a valorização cambial (fenômeno conhecido como doença holandesa). Com isto, a taxa de câmbio surge como variável endógena na economia;
- 3 -Choques monetários exógenos afetam os preços domésticos e a taxa de câmbio (que afeta o preço em moeda nacional dos produtos exportáveis). Ambos alteram os preços relativos, o desempenho da agropecuária e, potencialmente, sua participação no PIB. Neste caso, a taxa de câmbio surge como mecanismo de transmissão de choques monetários.

É importante notar que há situações nas quais os efeitos de choques cambiais e monetários se dão diretamente sobre a agropecuária (quando os choques são endógenos), e há situações nas quais os efeitos se dão nos preços relativos (quando os choques são exógenos), os quais, por fim, afetam a agropecuária. Esse último tipo de efeito, o qual se dá através dos preços relativos, será chamado de efeito indireto.

É especialmente importante verificar os efeitos diretos e indiretos porque, no que tange à taxa de câmbio, há, do ponto de vista teórico, possibilidade de que ambos os efeitos sejam divergentes entre si, dependendo de como preços pagos e recebidos pela agropecuária, os quais constituem os preços relativos, reajam a choques cambiais (SHANE; LIEFERT, 2000). Uma valorização cambial tem o efeito direto de reduzir a receita potencial recebida pela agropecuária e, assim, reduzir seu valor agregado. Mas esta mesma valorização cambial, caso haja crescente uso de insumos importados na produção agropecuária, tende a reduzir os preços pagos pela agropecuária e, assim, indiretamente haverá aumento do valor adicionado pela agropecuária. O resultado líquido desses efeitos dependerá de como se comporta ao longo do tempo essa valorização cambial e do quão importantes são os insumos importáveis no processo de produção agropecuária.

Quais das situações (ou relações) nomeadas e comentadas acima têm ocorrido no Brasil nas duas últimas décadas? Há dificuldade (mas não total impedimento) de se aplicar tais modelos e suas conclusões ao Brasil pelo fato de que há diversas razões para não considerar o setor agropecuário brasileiro como puramente exportador, apesar de nos anos 2000 haver clara orientação do mesmo para o setor externo (como mostra a sua participação na balança comercial brasileira).

A agropecuária é um setor historicamente desigual em seu dinamismo dentro do Brasil, até mesmo na atualidade. Paiva et al (1976) descreve o processo pelo qual uma economia em desenvolvimento (em especial, o Brasil) moderniza sua agropecuária, processo que desembocava na chamada dualidade dos anos 1970 e 1980, ou seja, a existência de duas agropecuárias, uma competitiva, geralmente voltada às exportações, e outra não competitiva, geralmente voltada para o mercado interno. Atualmente no Brasil há até mesmo a institucionalização de duas agropecuárias com seus respectivos Ministérios/Secretaria: uma familiar, bastante heterogênea, que recebe mais subvenções, e outra não-familiar, em princípio menos favorecida. Até mesmo regionalmente tem-se diferenciação da agropecuária: Graham, Gauthier, e Barros (1987) demonstram que o Nordeste brasileiro, região com agricultura menos desenvolvida que a das de outras regiões (excluindo-se a região Norte), foi a única a ter crescimento da produção para o mercado interno nas décadas de 1950 a 1980. Com isso, busca-se ressaltar que a agropecuária brasileira, de forma geral, é heterogênea e não voltada somente ao setor externo.

Além de não ser possível encaixar a agropecuária brasileira num padrão somente exportador, há ainda a questão de que o setor de *tradables*, além da agropecuária, também contém a indústria. O que se tem com isso é que, apesar de os modelos teóricos darem direcionamentos importantes, o fato de a realidade não se encaixar perfeitamente nas especificações desses modelos pode gerar resultados que não sejam idênticos ao longo do tempo.

O conteúdo dos três últimos parágrafos talvez permita concluir que não há uma única relação entre variações de taxa de câmbio, choques monetários e participação da agropecuária no PIB brasileiro ao longo do tempo. Mas quais seriam essas relações e suas mudanças no tempo?

No que tange à conjuntura econômica brasileira no período de 1996 a 2016, não se pode dizer que o cenário foi uma constante, havendo distintas trajetórias de variáveis como taxa de câmbio e taxa de juros nos diferentes governos desse período. Olhando mais especificamente

para a taxa de câmbio, vê-se que as crescentes exportações, impulsionadas pelos preços atraentes das *commodities* nos anos 2000 (VERÍSSIMO; XAVIER; VIEIRA, 2012), em conjunto com o influxo de capitais impulsionado pela melhora do perfil de crédito do Brasil (REIS, 2013), permitiu que o Real se apreciasse, saindo em valores nominais de R\$ 3,53/US\$ em 2003 para R\$ 1,66/US\$ em 2010 (IPEA, 2016). Posteriormente, já no governo Dilma, o movimento já foi inverso, chegando a taxa de câmbio a R\$ 4,05/US\$, em 2016. A taxa de juros, medida pela SELIC, que chegou a 25% em 2003, decresceu ao longo do tempo, chegando ao patamar de 5,9% em 2013, e teve um movimento ascendente após isso, com o pico de 14,5% em 2016, caindo nos anos seguintes. Nesse mesmo período, o PIB agropecuário cresceu, mas com certas flutuações.

Essa relativa volatilidade da taxa de câmbio e da taxa de juros, aliada ao fato de que os modelos teóricos citados levam as duas variáveis em consideração (a variável monetária com frequência menor, no entanto), traz à tona a questão de que tipo de efeitos essas variáveis podem ter sobre o desempenho do setor agropecuário e, potencialmente, sobre sua participação no PIB. Isto motiva a realização deste trabalho, o qual se propõe a analisar os efeitos de alterações da taxa de câmbio e dos choques monetários sobre o desempenho da agropecuária e de sua participação no PIB brasileiro no período de 1996 a 2016.

1.1. Objetivos

O **objetivo geral** deste trabalho é o de avaliar se variações significativas da taxa de câmbio e da taxa de juros básica da economia (considerados como choques cambiais e monetários, respectivamente) afetam o desempenho da agropecuária e sua participação no PIB brasileiro, e, se afetar, de que forma isso acontece. Procurar-se-á comparar de que modo as possíveis ligações entre taxa de câmbio, choques monetários, preços relativos e desempenho da agropecuária (ressaltadas na Introdução e a serem melhor discutidas no Capítulo 2) se aplicam ao caso brasileiro. Para tanto, utilizar-se-ão dados trimestrais e mensais referentes aos anos de 1996 a 2016, período no qual há uma maior estabilidade econômica no país. Os **objetivos específicos** do trabalho são:

- 1- Rever a literatura empírica e teórica sobre as formas pelas quais a taxa de câmbio, os choques monetários, e preços relativos se relacionam de forma a afetar o desempenho da agropecuária e sua participação no PIB;
- 2- Fazer uma análise das séries de dados das variáveis de interesse indicadas pela revisão teórica (PIB da agropecuária, participação da agropecuária no PIB, preços

relativos, taxa de câmbio e taxa de juros), observando suas tendências e possíveis associações;

- 3- Estimar modelos econométricos de séries temporais, para o período designado, evidenciando quais são, de fato, as relações existentes entre as variáveis supracitadas. A escolha por estimar um modelo VAR (com dados trimestrais) contemplando as variáveis de interesse citadas deve-se a não se saber *a priori* quem, de fato, é variável endógena ou exógena (por exemplo, taxa de câmbio ou preços relativos); e a escolha do modelo Autorregressivo de *Lags* Distribuídos (ARDL) a uma necessidade mais pontual de diferenciar os efeitos da taxa de câmbio sobre preços pagos e recebidos dos produtores agropecuários (utilizando os dados mensais disponíveis), o que pode elucidar se os efeitos diretos e indiretos da taxa de câmbio sobre o setor agropecuário possam ser conflitantes ou não;

Além desta introdução, acompanhada dos objetivos do trabalho, há ainda a revisão da literatura teórica e empírica a respeito das relações entre variáveis macroeconômicas e o produto agropecuário (no capítulo 2), uma exposição dos modelos teóricos de mudança na estrutura setorial da economia provocada por choques cambiais (no capítulo 3), a explicação dos procedimentos metodológicos adotado na dissertação (no capítulo 4), a análise gráfica do comportamento das variáveis de interesse no período de 1996 a 2016, procurando observar suas tendências e possíveis mudanças nessas tendências (no capítulo 5), a apresentação das estimativas dos modelos econométricos no capítulo 6, e, por fim, as considerações finais no capítulo 7.

2. A “INTERDEPENDÊNCIA ENTRE MACROECONOMIA E AGROPECUÁRIA”

Este capítulo versa sobre a literatura que relaciona o desempenho do setor agropecuário com alguns agregados macroeconômicos, a qual é chamada de “Interdependência entre Macroeconomia e Agropecuária”, conforme a nomenclatura utilizada por Kwon e Koo (2009).

Essa literatura associa-se aos modelos teóricos que explicam efeitos cambiais e monetários sobre o PIB da agropecuária. Ela também pode ser utilizada na seleção de variáveis do modelo que explicará a participação da agropecuária no PIB, na medida em que essa participação é afetada pelo desempenho do setor e pelos preços relativos, que podem aparecer na forma de preços agrícolas/preços não-agrícolas e preços pagos/preços recebidos pela agropecuária, que são variáveis presentes na discussão desta dissertação. De forma a complementar a discussão, o capítulo 3 trás alguns modelos teóricos que relacionem a estrutural setorial da economia com choques cambiais.

Kwon e Koo (2009) fazem uma síntese dos canais de transmissão entre os choques monetários e cambiais (que representam a conjuntura econômica) e o desempenho da agropecuária, tal como existentes na literatura, sendo que, a princípio, existem dois canais: um doméstico e um internacional. O canal dos choques monetários domésticos divide-se em três linhas, as quais são:

- 1- Choques monetários não alteram os preços relativos (baseia-se na hipótese de neutralidade da moeda), segundo Belongia e King (1983);
- 2- Choques monetários elevam a relação Preços Agrícolas/Preços Não-Agrícolas (baseia-se na hipótese de *Overshooting*), conforme Saghayan, Reed e Marchant (2002);
- 3- Choques monetários reduzem a relação Preços Agrícolas/Preços Não-Agrícolas (baseia-se na noção de que agricultores são tomadores de preços e não possuem poder de repassar custos aos consumidores), de acordo com Tweeten (1980).

O segundo canal é o nexos internacional, de ajustamentos por meio da taxa de câmbio, com três linhas também, a saber:

- 1- Choques na taxa de câmbio possuem somente efeitos monetários (baseia-se na Hipótese da Paridade do Poder de Compra), conforme Batten e Belongia (1984);
- 2- Mudanças na taxa de câmbio geram efeitos diferentes nos distintos setores, causando efeitos reais na balança comercial, segundo Xu e Orden (2002);

- 3- Choques cambiais causam respostas pequenas em preços e quantidades, dada a inelasticidade de demanda e oferta de produtos agrícolas, de acordo com Kost (1976).

Considerando uma análise cronológica, tem-se que a preocupação científica sobre os efeitos conjunturais de choques cambiais ou monetários sobre o desempenho do setor agrícola não foi relevante na literatura até o trabalho de Schuh (1974). Este último argumentou que a sobrevalorização do dólar no pós-II Guerra Mundial, na medida em que reduzia as exportações e o preço dos produtos agropecuários, gerou uma subvalorização dos recursos naturais dos Estados Unidos, país que naquele momento possuía a agricultura mais avançada do mundo. Dessa forma, houve um estímulo para uma taxa de mudança técnica mais rápida, piorando ainda mais o desajuste do valor da produção agropecuária americana. Até então, essa questão era vista meramente como um problema de mudança tecnológica, mas a tese desse autor trouxe luz ao fato de que essa variável acelerou o processo, em medida considerável. O governo tentou compensar o desajuste com políticas de preço mínimo, as quais foram se enfraquecendo com o tempo.

Nos anos 1970, por fim, houve uma desvalorização do dólar, com o abandono do acordo de Bretton Woods pelos Estados Unidos. Esse fato “lançou uma nova era de mobilidade internacional de capitais e alterou significativamente as regras do jogo para a interdependência macroeconômica entre as nações” (ORDEN, 2002). Este período coincide justamente com a primeira onda de trabalhos sobre o tema, cujo foco predominante era na variável taxa de câmbio e seus efeitos sobre a agropecuária, sendo que essa temática se estendeu até os anos 1980. Num primeiro momento utilizou-se a análise de Equilíbrio Parcial; e, posteriormente, os Vetores Auto-Regressivos (VAR), com a emergência do trabalho de Sims (1980). Em geral, os trabalhos pareciam sustentar que variações nas taxas de câmbio respondiam por uma pequena parte das variações nos preços relativos no longo-prazo (ORDEN, 2002).

Kost (1976), através de revisão teórica, busca elucidar o impacto das variações nas taxas de câmbio sobre a produção, consumo e níveis de comércio de *commodities*. O autor ressalta que preço e quantidade podem variar, no máximo, na mesma proporção que a variação cambial. No caso de a curva de oferta da exportação ser inelástica à variação dos preços, tem-se a máxima variação de preço quando de choques cambiais; e no caso da curva de oferta da exportação ser elástica a variações de preços, tem-se a máxima variação da quantidade quando de choques cambiais. Ressalta-se que, dado um choque cambial, não se esperam grandes variações nas exportações, e que o impacto seja sentido mais em preços do que em quantidades.

Em um segundo momento, passada a década de 1970, a preocupação de Schuh (1984) passa a ser sobre o *link* entre oferta monetária e o desempenho do setor agrícola. O autor justifica esse interesse pelo novo padrão monetário Pós-Bretton Woods, no qual uma mudança na política monetária dos EUA (alterando sua taxa de juros básica) induz a movimentos de capitais internacionais, os quais podem provocar alterações no valor do dólar, e isso afeta diretamente os setores orientados a exportações, entre eles a agropecuária.

A abordagem monetária fica particularmente mais forte quando se utiliza a hipótese de *Overshooting*, de Dornbusch (1976), como base para uma teoria que envolvesse o setor agrícola. O *Overshooting* original pressupõe que os mercados financeiros chegam ao equilíbrio no curto prazo, e que os mercados de bens e serviços respondem a essas mudanças no longo prazo, de forma que, dado um choque monetário, a taxa de câmbio dará uma resposta elástica, ou seja, para compensar o engessamento da variação de preços dos bens.

Frankel (1986) parte da existência de fenômenos como, por exemplo, um aumento na taxa de expansão monetária, que eleva a expectativa inflacionária, de modo que os investidores abrem mão de moeda e investem em *commodities*; ou um aumento na taxa de juros nominal, dada a taxa de inflação esperada (isto é, ocorre aumento na taxa de juros real), que leva os investidores a abandonarem as *commodities* em prol de títulos. Tendo em mente tais fenômenos, busca-se um modelo de *Overshooting*, no qual, em lugar da taxa de câmbio, os preços que variam livremente são os de *commodities* agrícolas, enquanto os preços de outros bens, como os de produtos industrializados e de serviços, são engessados no curto prazo. Dessa forma, dado um declínio na taxa de expansão monetária, há um aumento na taxa real de juros, o qual acaba por reduzir o preço das *commodities* agrícolas, e por atrair investimentos para títulos públicos. Os preços de *commodities* agrícolas, por sua vez, darão *overshoot* no curto prazo, ou seja, eles mais do que se depreciam, compensando não somente a rigidez de preços dos outros bens da economia, mas também para gerar uma expectativa de apreciação futura que compense a taxa de juros mais alta.

Há uma nova “onda” de interesse pelo tema sobre efeitos de choques monetários e cambiais sobre o desempenho da agropecuária ao fim dos anos 1990, com a Crise Asiática (a qual afetou o Brasil também). Justamente, a partir de uma análise desta crise, Shane e Liefert (2000) chegaram à conclusão de que as variáveis importantes nesta relação são: taxa de câmbio, renda dos consumidores, e taxa de juros. A taxa de câmbio afeta o produto agrícola na medida em que afeta os termos de troca ao produtor. Uma depreciação cambial vai aumentar o produto

se aumentar mais o preço do produto do que o preço dos insumos, e vice-versa. Essa relação depende da parcela de *tradables* e *non-tradables* entre os insumos (como terra e mão-de-obra), sendo justamente este fator que gerou resultados diferentes para a agropecuária do Brasil e da Coreia do Sul durante esta crise (na medida em que essa última utilizava bem mais insumos importados do que o Brasil, segundo os autores). A renda dos consumidores numa crise vai ser afetada pela alta taxa de inflação e pelo aumento do desemprego, o que reduz o consumo de produtos agrícolas. A taxa de juros alta numa crise, causada pela fuga de capitais, vai frear o investimento na capacidade produtiva, o que afeta também o produto agrícola.

Orden (2002) reafirma a importância da taxa de câmbio como variável relevante para entender o desempenho da agropecuária. Movimentos da taxa de câmbio dependem de fluxos internacionais de capitais e de outras variáveis macroeconômicas domésticas que inclusive afetam esses fluxos, incluindo a política monetária. Choques monetários possuem efeitos não-neutros que explicam um pouco da variabilidade dos preços agrícolas. Além disso, condições macroeconômicas domésticas frequentemente são decisivas na determinação de políticas agrícolas domésticas, nos níveis de competitividade nos mercados mundiais e na tensão das relações comerciais. Essas implicações estruturais dos movimentos da taxa de câmbio, assim como seus efeitos diretos nos mercados em qualquer dado momento, são o porquê de as taxas de câmbio serem importantes à agropecuária.

Algo importante a se notar é que os trabalhos desse ramo teórico não exatamente diferenciam efeitos diretos, os quais se dão diretamente sobre o setor sem necessariamente precisar alterar preços relativos, dos efeitos indiretos, os quais se dão por via dos preços relativos que são afetados por esses choques cambiais e monetários. Muitos autores estudam ambos efeitos (diretos e indiretos) ao mesmo tempo como se eles fossem uma coisa só, e muitos autores relatam apenas um desses efeitos. Sendo ambos os efeitos semelhantes, realmente não há motivo para diferenciá-los, mas, a partir do momento em que Shane e Liefert (2000) dizem que o efeito cambial sobre um setor depende da composição dos seus insumos, isto pode gerar um efeito cambial do tipo indireto, o que pode ser diferente do relatado por certos trabalhos. Esta diferenciação ganha, nesses casos, uma maior relevância.

Os efeitos diretos e indiretos dos choques da taxa de juros não se apresentam como conflitantes na literatura apresentada, porém há um debate, como bem apresentado por Kwon e Koo (2009), sobre a capacidade desses choques realmente impactarem as relações de preços da agricultura. Além disso, o impacto negativo de choques monetários, do tipo direto, como o apresentado por Shane e Liefert (2000), não parece ser algo exclusivamente dirigido à

agropecuária. A gravidade do efeito específico sobre o setor, ou seja, se a agropecuária é realmente afetada mais negativamente do que o resto da economia, poderá ser testada no modelo econométrico que estuda a participação da agropecuária no PIB.

2.1. A Literatura Avaliando a “Interdependência” entre Choques Monetários e Cambiais e a Agropecuária para o Brasil

Há uma expressiva literatura tratando especificamente os efeitos de choques monetários e/ou cambiais sobre o desempenho da agropecuária brasileira e que se distingue pelos diferentes períodos que analisam e pela metodologia empregada (apesar de haver predominância do uso de VAR), como se constata do exame do Quadro 1.

Brandão (1987) ressalta que expansões monetárias reduziram a relação de “Preços Agrícolas/ Preços Industriais” no período de 1969-1984. Bessler (1984) encontrou respostas positivas tanto de preços agrícolas como de industriais às expansões monetárias para o período de 1964-1981. Barros (1992) concluiu que depreciações cambiais elevavam o preço relativo da agricultura para o período de 1973-1987.

Nos próximos parágrafos dar-se-á maior atenção aos trabalhos que analisaram os efeitos desses choques (monetários e cambiais) sobre o desempenho da agropecuária a partir de 1990.

Spolador e Barros (2004) buscaram avaliar o efeito da taxa de juros sobre o desempenho da agropecuária brasileira durante três décadas. Os autores chegam à conclusão de que a taxa de juros afeta o setor agropecuário de forma particularmente mais forte que todo o resto da economia “tanto pelo maior custo na obtenção de crédito para financiar a produção, como no custo de oportunidade de se realizar os investimentos no setor, face à possibilidade de se obter maiores retornos financeiros em outras atividades mais rentáveis”. Na análise desses autores, foi dada ênfase à década de 1990, pelas elevadas taxas de juros então vigentes, o que afetou o setor; não obstante, o mesmo teve crescimento sustentado pela produtividade, com crescimento de área quase nulo.

Freitas e Spolador (2006) fazem um estudo, utilizando a metodologia VAR, para analisar as relações que interferem no desempenho dos preços relativos da soja, justamente por ela ser um dos produtos mais importantes da agropecuária brasileira. Chega-se à conclusão de que a relação de preços relativos da soja é fortemente afetada pelas importações mundiais (variável que representa a renda externa no modelo) e pela taxa de câmbio. As funções de impulso-resposta geradas apontam que uma depreciação cambial de 1% gera um impacto

próximo de 0,43% nos preços relativos, que é um forte indicativo de que haja efeito indireto da taxa de câmbio sobre o produto agrícola, via preços relativos.

Brugnaro e Bacha (2009), ao analisar as possíveis variáveis que afetam a participação da agropecuária no PIB, encontraram, entre as regressões estimadas, que a melhora nos termos de troca, de fato, favorece uma maior participação da agropecuária no PIB, o que está em concordância com o modelo de Economia Aberta com três Bens, de Agénor e Montiel (2008), que será discutido no capítulo 3. Os efeitos da taxa de câmbio aparecem de duas formas:

- 1- Quando influencia a variável “Preços Agropecuários/Preços Industriais”, no sentido de que uma apreciação cambial reduz os preços industriais, favorecendo assim, de forma relativa, um aumento na fatia da agropecuária no produto;
- 2- Quando uma apreciação/depreciação cambial reduz/eleva a relação “Preços Recebidos/Preços Pagos”, de forma a favorecer uma redução/elevação da participação do setor agropecuário no produto, que é uma abordagem de implicações semelhantes às da Economia Política da Taxa de Câmbio (EPTC), a qual também será discutida no capítulo 3.

Tem-se aqui uma evidência empírica de um efeito distinto da taxa de câmbio sobre os setores industrial e agropecuário. Desta forma, uma apreciação cambial, ao mesmo tempo em que tende a reduzir a participação de indústria e agropecuária (setores comercializáveis) em relação aos não-comercializáveis, como pressupõem os modelos de EPTC (GIAMBIAGI e TERRA, 2014), também favorece a agropecuária frente à indústria (BRUGNARO e BACHA, 2009).

O trabalho de Barros (2016) busca compreender o efeito do cenário externo e dos preços relativos sobre o crescimento do agronegócio. Deixando evidente a separação entre termos de troca (relação entre preços internos e externos) e preços relativos (relação de preços entre os setores da economia), o autor pontua que estes últimos permaneceram constantes durante a bonança externa dos anos 2000, justamente pela apreciação cambial ocorrida no período. Além disso, o trabalho também enfatiza que “a participação de qualquer setor na economia dependerá, além do volume de capital e trabalho nele aplicado, das evoluções das produtividades e dos preços relativos entre setores”, o que mostra que, apesar da importância dos preços relativos, tão enfatizados no presente trabalho, deve-se lembrar sempre que os fatores insumos e produtividade são essenciais para a compreensão da estrutura setorial da economia.

Por fim, é evidente que o agronegócio, na condição de ser um agregado que engloba três setores (agropecuária, indústria e serviços), vai apresentar relações mais complexas de serem entendidas. O aumento dos preços em dólares de *commodities* nos anos 2000, por exemplo, foi mais do que compensada pela apreciação cambial, a qual gerou uma queda nos preços reais do agronegócio. Essa mesma apreciação reduziu a competitividade da indústria, que está inclusa, em parte, no agronegócio (BARROS, 2016).

Hoc (2017) busca entender como o PIB da agropecuária brasileira reage à influência do volume de crédito agrícola, dos preços recebidos (sem relacionar com preços pagos), da taxa de câmbio e da taxa de juros, sem diferenciar efeitos diretos de indiretos, por meio de um modelo VAR. Como esperado pelo autor, há efeitos claramente positivos dos preços recebidos e do crédito rural, e efeito negativo da taxa de juros sobre o PIB. A taxa de câmbio, contudo, apresentou efeito dúbio, próximo a zero e com intervalo de confiança amplo, justificando o autor que o grande crescimento das exportações de *commodities* nos anos 2000 se deu num momento de apreciação cambial.

Scalco e Vieira (2010), assumindo um país pequeno em regime de metas de inflação e o fenômeno do *overshooting*, se preocupam em entender as inter-relações entre taxa de juros, taxa de câmbio e preços agrícolas por meio de um modelo teórico. Chegam à conclusão de que choques na taxa de câmbio vão afetar os preços agrícolas, e os choques na taxa de juros só afetam os preços agrícolas na medida em que afetam a taxa de câmbio.

Mais voltados para a questão da relação entre Preços Agrícolas e Preços Industriais no Brasil, Cunha e Vieira (2003) concluem que tanto choques cambiais quanto monetários afetaram mais fortemente os preços agrícolas do que os preços industriais no período de 1990-2000.

Margarido, Serigati e Perosa (2010) buscando analisar a transmissão dos preços internacionais de *commodities* agrícolas à taxa de câmbio brasileira concluem que esse efeito possui elasticidade inferior à unidade e que a taxa de câmbio real é mais afetada por choques monetários do que por choques reais.

Autor	Objetivo	Período Analisado	Metodologia	Dados Utilizados	Principais Conclusões
BARROS (1992)	Verificar o impacto de choques de preços internacionais e de políticas macroeconômicas sobre “Preços Agrícolas/ Preços Industriais”	1973-1987	VAR	Preços internacionais (petróleo, matérias-primas, atacado americano, e alimentos), políticas macroeconômicas (oferta monetária e taxa de câmbio), e preços agrícolas e industriais brasileiros	O aumento dos preços internacionais de alimentos eleva a relação de “Preços Agrícolas/ Preços Industriais” no Brasil; A depreciação cambial eleva o preço relativo da agricultura no Brasil
BARROS (2016)	Compreender o efeito do setor externo e dos preços relativos sobre o crescimento do agronegócio	1995-2014	Análise descritiva dos dados, e regressões lineares	PIB total e setorial, preços relativos, preços de <i>commodities</i> , taxa de câmbio, deflatores, rendimento e custo do trabalho, exportações e importações.	A participação do agronegócio no PIB depende da evolução comparativa do crescimento do agronegócio e da economia como um todo, o que decorre de mudanças profundas na economia, com destaque para a produtividade, os preços relativos entre os diferentes setores da economia, e os termos de troca no fronte externo, impactando os custos dos fatores de produção capital e trabalho e na distribuição da renda nacional.
BESSLER (1984)	Verificar a relação entre preços relativos e meios de pagamento	1964-1981	VAR	M1, Preços Agrícolas, e Preços Industriais	Relação positiva entre expansões monetárias e preços agrícolas e industriais. A relação de M1 com preços agrícolas é unilateral e a relação com preços industriais tem <i>feedback</i> .

Quadro 1: Resumo dos trabalhos que avaliam a interdependência entre choques monetários e cambiais e o desempenho da agropecuária no Brasil (continua)

Fonte: Elaboração Própria

Autor	Objetivo	Período Analisado	Metodologia	Dados Utilizados	Principais Conclusões
BRANDÃO (1987)	Examinar a relação entre choques monetários e preços de <i>commodities</i> agrícolas, e a relação entre preços de <i>commodities</i> agrícolas e os preços relativos/ oferta monetária	1969-1984	VAR	M1, Preços Agrícolas, e Preços Industriais	Expansões monetárias reduzem a relação de “Preços Agrícolas/ Preços Industriais” no Brasil. Choques de oferta na agricultura aumentam a inflação
BRUGNARO e BACHA (2009)	Analisar os fatores que explicam a participação da agropecuária no PIB	1986-2004	Regressão Linear	Participação do setor agropecuário no PIB, preços recebidos / preços pagos pelos agricultores do Estado de São Paulo, preços agropecuários / preços industriais para todo o Brasil, produtividade total dos fatores e produtividade do trabalho para o setor agropecuário e para o setor industrial	A participação da agropecuária no PIB é afetada pela produtividade da indústria, pela razão preços recebidos/ preços pagos pela agropecuária, pela produtividade da agropecuária e pela participação defasada da agropecuária no PIB
CUNHA e VIEIRA (2003)	Analisar o comportamento de preços agrícolas e industriais em resposta a choques monetários e cambiais não-antecipados	1990-2000	VAR	M1, Taxa de câmbio real efetiva, Preços Agrícolas, e Preços Industriais	Preços agrícolas são mais fortemente afetados por políticas monetárias e cambiais do que preços industriais. Políticas monetárias expansionistas afetam preços agrícolas positivamente. Depreciações cambiais afetam positivamente tanto preços agrícolas, como industriais

Quadro 1: Resumo dos trabalhos que avaliam a interdependência entre choques monetários e cambiais e o desempenho da agropecuária no Brasil (continua)

Fonte: Elaboração Própria

Autor	Objetivo	Período Analisado	Metodologia	Dados Utilizados	Principais Conclusões
FREITAS e SPOLADOR (2006)	Discutir o desempenho dos termos de troca para soja brasileiro	1989-2005	VAR	Estimativas de área e produção de soja, preços recebidos pelo produtor de soja, preços pagos e recebidos pelo produtor rural, taxa de câmbio efetiva real, e importações mundiais	Os preços relativos da soja são afetados pelas importações mundiais e pela taxa de câmbio
HOC (2017)	Analisar as relações entre crédito rural, taxa de câmbio, taxa de juros, índice de preços recebidos pelos produtores rurais, e o PIB da agropecuária.	1995-2015	VAR	Crédito rural, taxa de câmbio, taxa de juros, índice de preços recebidos pelos produtores rurais, e PIB da agropecuária.	Efeito positivo dos preços relativos e do crédito rural, e efeito negativo da taxa de juros sobre o PIB da agropecuária. A taxa de câmbio apresentou um efeito dúbio, próximo a zero.
MARGARIDO, SERIGATI, e PEROSA (2010)	Analisar a transmissão dos preços externos de <i>commodities</i> agrícolas para a taxa de câmbio brasileira	2000-2010	Modelo ARIMA, de Função de Transferência, Análise de Intervenção, Teste de Co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro e Teste de Exogeneidade	Taxa de câmbio real, e o índice internacional de preços de alimentos	A elasticidade de transmissão dos preços externos externos de <i>commodities</i> agrícolas à taxa de câmbio brasileira é inferior à unidade tanto no curto como no longo prazo. Choques monetários têm peso maior nas variações do câmbio real do que choques reais.
SCALCO e VIEIRA (2010)	Desenvolver um modelo macroagrícola que explique as inter-relações entre taxa de juros, taxa de câmbio, e preços agrícolas, considerando um modelo de metas de inflação	-	Derivação teórico-matemática	-	O mecanismo de transmissão da política monetária é a taxa de câmbio. Supondo a hipótese de um país pequeno, os preços agrícolas são tomados no mercado internacionalmente, sofrendo pouca influência dos choques monetários, a menos que eles se transmitam pela taxa de câmbio

Quadro 1: Resumo dos trabalhos que avaliam a interdependência entre choques monetários e cambiais e o desempenho da agropecuária no Brasil (continua)

Fonte: Elaboração Própria

Autor	Objetivo	Período Analisado	Metodologia	Dados Utilizados	Principais Conclusões
SPOLADOR e BARROS (2004)	Mensurar o efeito das taxas de juros sobre o desempenho do setor agrícola	1974-2003	ARDL	Taxa de juros SELIC, e variação do PIB da agropecuária	O efeito negativo de aumentos da taxa de juros é mais restritivo sobre a agropecuária do que no resto da economia

Quadro 1: Resumo dos trabalhos que avaliam interdependência entre choques monetários e cambiais e o desempenho da agropecuária para o Brasil (Conclusão)

Fonte: Elaboração Própria

3. MODELOS TEÓRICOS QUE RELACIONAM MUDANÇA SETORIAL NA ECONOMIA COM VARIAÇÕES CAMBIAIS

Não existe um arcabouço teórico bem definido que relacione de forma clara a participação da agropecuária no PIB com os choques monetários e com a taxa de câmbio. Portanto, nesta seção será estudada a literatura que explora a relação entre estrutura setorial da economia e os fenômenos de natureza cambial. Mais especificamente, os modelos dividem os bens entre exportáveis/importáveis e comercializáveis/não-comercializáveis. Fazendo as devidas considerações para a economia brasileira, estes modelos podem direcionar a análise para o setor agropecuário. Na seção 3.1 serão expostos os modelos teóricos da Economia Política da Taxa de Câmbio (EPTC) e de Krugman (1988), os quais tratam a divisão setorial da economia como *Tradables/Non-Tradables*. Na seção 3.2 será comentado um modelo que trata a estrutura setorial da economia como dividida entre produtores de bens Exportáveis/Importáveis/*Non-tradables*.

Esses modelos servem como referencial para a elaboração das equações e procedimentos econométricos a serem propostos no capítulo 4 e que permitam, após suas estimações, atingir os objetivos da dissertação, que dizem respeito aos impactos de choques cambiais e monetários sobre o desempenho e/ou a participação da agropecuária no PIB.

3.1. Taxa de Câmbio e Participação de *Tradables/Non-Tradables* no Produto: A Economia Política da Taxa de Câmbio e Krugman (1988)

Denomina-se de Economia Política da Taxa de Câmbio (EPTC) o conjunto de trabalhos que, ao tentar compreender decisões políticas que afetam o patamar da taxa de câmbio, ou seja, suas motivações e efeitos sobre a economia, terminam por relacionar o nível da taxa de câmbio com a estrutura setorial da economia.

Normalmente, os trabalhos costumam tratar de programas de estabilização baseados em política cambial (ALFARO, 1999; BURSTEIN, NEVES e REBELO, 2003), e ciclos eleitorais (BONOMO e TERRA, 2005; STEIN, STREB e GHEZZI, 2005). Essas teorias sugerem, basicamente, que durante períodos de uso de âncoras cambiais para combate da inflação e nos períodos que antecedem às eleições há uma apreciação cambial que “empobrece relativamente” os detentores de bens comercializáveis em relação aos detentores de bens não-comercializáveis. Os ciclos eleitorais da taxa de câmbio são típicos de países latinos americanos, nos quais, normalmente, a apreciação cambial contribui para o ganho do apoio dos consumidores e do setor terciário, a maior parte da massa votante, a uma possível reeleição do governo vigente,

havendo depreciação cambial após a eleição, de forma a beneficiar os produtores de bens comercializáveis.

A questão central do porquê de a taxa de câmbio afetar a estrutura econômica, segundo esses modelos, são os incentivos que uma taxa de câmbio mais ou menos valorizada dão a determinados setores da economia. A melhor forma de interpretar os “incentivos” do modelo é não os tomar como uma relação certa, mas como uma “sugestão”, pois, como se verá, a taxa de câmbio mais ou menos apreciada “empobrece relativamente” determinados setores.

Será descrito a seguir um modelo simplificado de incentivo das taxas de câmbio aos setores, conforme Giambiagi e Terra (2014). Na seção 3.1.1 será desenvolvida a expressão de taxa de câmbio real utilizada no modelo, e na seção 3.1.2 será exposto o modelo EPTC.

3.1.1. Taxa de Câmbio Real

Esta subseção disserta sobre a forma como Giambiagi e Terra (2014) definem a taxa de câmbio a ser utilizada na próxima seção, com uma série de pressupostos restritivos, os quais simplificam ao máximo o modelo da EPTC.

O nível de preços, P , é uma média geométrica dos preços dos bens não- comercializáveis (P_N) e dos comercializáveis (P_T), considerando a parcela dos bens não-comercializáveis nos gastos totais (α) como seus pesos no cálculo de P . Tem-se:

$$P = (P_N)^\alpha (P_T)^{1-\alpha} \quad (1)$$

sendo T os bens comercializáveis (*tradables*) e N , os não-comercializáveis (*non-tradables*). Assumindo dois países, o doméstico e um estrangeiro, e pressupondo que os consumidores dos dois países possuam as mesmas preferências, a taxa de câmbio real, E , pode ser expressa como:

$$E = \frac{S(P_N^*)^\alpha (P_T^*)^{1-\alpha}}{(P_N)^\alpha (P)^{1-\alpha}} \quad (2)$$

P_N^* e P_T^* representam os preços dos produtos no país estrangeiro, e S é a taxa de câmbio nominal (moeda doméstica/moeda estrangeira).

Pela Lei do Preço Único, o preço dos bens comercializáveis deve ser igual nos dois países isto é:

$$S \cdot P_T^* = P_T \quad (3)$$

Pode-se reescrever (3) como:

$$S \cdot P_T^* = [(P_T)^\alpha (P_T)^{1-\alpha}]$$

$$\frac{S \cdot P_T^*}{(P_T)^\alpha} = (P_T)^{1-\alpha} \quad (4)$$

Substituindo $P_T^{1-\alpha}$ da expressão (4) no denominador da expressão (2), encontra-se que E será a razão entre o preço relativo dos bens não-comercializáveis nos dois países:

$$\begin{aligned} E &= \frac{S(P_N^*)^\alpha (P_T^*)^{1-\alpha}}{(P_N)^\alpha \frac{S \cdot P_T^*}{(P_T)^\alpha}} \\ E &= \frac{\frac{(P_N^*)^\alpha (P_T^*)^{1-\alpha}}{P_T^*}}{\frac{(P_N)^\alpha}{(P_T)^\alpha}} \\ E &= \left(\frac{P_N^*/P_T^*}{P_N/P_T} \right)^\alpha \end{aligned} \quad (5)$$

Atentando para o fato de que as trajetórias individuais do preço de cada tipo de bem não é importante neste modelo, mas sim os preços relativos entre os dois tipos de bens, os autores utilizam como artifício de simplificação da expressão (5) o pressuposto de que o preço dos bens comercializáveis é constante e igual a 1, ou seja, $P_T^* = P_T = 1$. Isso faz a expressão (5) transformar-se em:

$$E = \left(\frac{P_N^*}{P_N} \right)^\alpha \quad (6)$$

Giambiagi e Terra (2014) assumem ainda, por simplificação, que o preço relativo de *non-tradables* é constante no resto do mundo, e que esse é igual à unidade, ou seja: $(P_N^*/P_T^*) = 1$. Pode-se, assim, expressar a taxa de câmbio real, E, como sendo:

$$E = \left(\frac{1}{P_N} \right)^\alpha \quad (7)$$

3.1.2. Impactos Distributivos do Câmbio

A taxa de câmbio, sendo função dos preços relativos de bens não-comercializáveis e comercializáveis, como formulada pela equação (5), está associada aos ganhos relativos dos dois setores, de forma que é possível expressar a relação por meio de um modelo de economia aberta com dois setores (GIAMBIAGI; TERRA, 2014), no qual todos indivíduos pertencem a um dos setores.

Cada cidadão recebe uma dotação do bem produzido no seu respectivo setor, e escolhe sua cesta de consumo de forma a maximizar sua utilidade, conforme a seguinte função:

$$U(C_T, C_N) \equiv (1 - \alpha)\ln C_T + \alpha\ln C_N, \quad (8)$$

sujeita às respectivas restrições orçamentárias. Sendo D_T a dotação inicial do setor de comercializáveis e D_N a dotação do setor de não-comercializáveis, a restrição orçamentária é dada por:

$$C_T + p_N C_N \leq D_T \quad (9)$$

para o setor de comercializáveis, e

$$C_T + p_N C_N \leq p_N D_N \quad (10)$$

para o setor de não-comercializáveis.

Tomando $p_T = 1$ por numerário, p_N se torna o preço relativo entre os bens.

Possuindo as informações de preço e dotações, pode-se encontrar a função de utilidade indireta substituindo as escolhas ótimas de consumo na função de utilidade.

Os agentes de ambos os setores produtivos vão otimizar seu consumo, considerando que parte desse consumo já está parcialmente saciada pela dotação recebida de seus respectivos setores produtivos. Além disso, a otimização será afetada também pela relação de preços entre os dois setores, que pode tornar os agentes de determinado setor relativamente mais pobres do que os do outro setor.

A otimização da utilidade dos indivíduos é feita pelo método do multiplicador de Lagrange, que consiste em encontrar o ponto máximo de uma função (derivando-a e igualando-a a zero), considerando uma restrição, que no presente problema corresponde à restrição orçamentária dos agentes de cada setor, multiplicada por λ , o chamado multiplicador de Lagrange. Este artifício cria uma incógnita extra, pois a inclusão da restrição torna o sistema sobredeterminado, ou seja, resolve o problema de poucas incógnitas para a quantidade de relações estabelecidas. Considerando-se as funções de utilidade dos agentes do setor de comercializáveis e suas respectivas restrições orçamentárias, tem-se:

$$\begin{aligned} \max U(C_T, C_N) &\equiv (1 - \alpha)\ln C_T + \alpha\ln C_N, \\ \text{sujeito a} \quad C_T + p_N C_N &\leq D_T \end{aligned}$$

Pelo processo de otimização, encontram-se as seguintes escolhas ótimas $C_T = (1 - \alpha)(p_N C_N)/\alpha$ e $C_N = \alpha C_T / p_N(1 - \alpha)$, as quais substituídas na função de utilidade, geram a função utilidade indireta desse setor, U_T . Ao invés de estar em função apenas das quantidades consumidas, como na equação (8), a função utilidade indireta está em função dos preços dos bens comercializáveis e não-comercializáveis e da dotação, ou seja:

$$U_T = h_T + \ln E; \quad (11)$$

sendo $h_T \equiv \alpha \ln \alpha + (1 - \alpha) \ln(1 - \alpha) + \ln D_T$.

Semelhantemente, maximizando a utilidade pelo método do multiplicador de Lagrange, levando-se em consideração a restrição orçamentária do setor de não-comercializáveis, tem-se:

$$\begin{aligned} \max U(C_T, C_N) &\equiv (1 - \alpha) \ln C_T + \alpha \ln C_N, \\ \text{sujeito a} \quad C_T + p_N C_N &\leq p_N D_N \end{aligned}$$

Pelo processo de otimização, encontram-se as seguintes escolhas ótimas $C_T = (1 - \alpha)p_N C_N / \alpha$ e $C_N = \alpha C_T / p_N(1 - \alpha)$, que sendo substituídas na função utilidade, geram a função utilidade indireta dos não-comercializáveis, U_N :

$$U_N = h_N - \frac{1 - \alpha}{\alpha} \ln E; \quad (12)$$

sendo $h_N \equiv \alpha \ln \alpha + (1 - \alpha) \ln(1 - \alpha) + \ln D_N$.

A partir das funções de utilidade indireta, obtêm-se as seguintes expressões:

$$\frac{\partial U_T(E)}{\partial E} = \frac{1}{E} > 0, \quad (13)$$

e

$$\frac{\partial U_N(E)}{\partial E} = -\left(\frac{1 - \alpha}{\alpha}\right) \frac{1}{E} < 0 \quad (14)$$

Entende-se, não somente aqui, mas em todo este trabalho, os movimentos de E como

$$E \uparrow = \text{Desvalorização}$$

e

$$E \downarrow = \text{Valorização}$$

Pode-se entender, portanto, que uma utilidade mais alta será atingida pelos cidadãos do setor de bens comercializáveis, dada uma taxa de câmbio mais desvalorizada (ver equação 11),

e uma utilidade maior será obtida pelo setor de não-comercializáveis com uma taxa de câmbio mais valorizada (ver equação 12). De outra forma, como dito por Alfaro (1999), os cidadãos do setor comercializável são “prejudicados” e os do setor não-comercializável são “beneficiados” com uma apreciação cambial, o que pode desembocar numa maior participação desse último setor.

3.1.3. O Efeito “Histerese” de Krugman (1988)

Krugman (1988) cria um aparato teórico cuja ideia base é semelhante ao aparato teórico da EPTC, porém, no qual é custoso mover recursos entre os setores *tradable* e *non-tradable*, sendo que os fluxos de capitais são exógenos e imprevisíveis. Tem-se que a responsividade da alocação de recursos aos movimentos da taxa de câmbio fica limitada. Ou seja, uma entrada de capitais só irá afetar a realocação de recursos se apreciar a taxa de câmbio acima de determinado patamar. Este modelo é muito parecido com a ideia de Histerese¹ (DIXIT, 1989a,1989b), porém, ao invés de simplesmente se ater à decisão de exportar ou não, vai além, relacionando com a participação dos setores na economia.

Aplicando as implicações de Krugman (1988) ao aparato EPTC, pode-se dizer que, dada a dificuldade de quantificar o que seria o patamar ideal a partir do qual os movimentos cambiais vão efetivamente afetar a distribuição dos setores na economia, diz-se simplesmente que a transmissão “câmbio → divisão comercializáveis/não-comercializáveis” não é perfeita.

3.2. Termos de Troca numa Estrutura Produtiva de uma Economia Aberta com 3 bens

Como uma das relações a serem testadas é observar o efeito da taxa de câmbio sobre a importância da agropecuária no PIB do país, não é possível utilizar o modelo básico de economia aberta de Mundell-Fleming, pois esse trata de uma economia de um só setor, além de não haver diferenciação entre termos de troca e taxa de câmbio.

Desta forma, Agénor e Montiel (2008) desenvolvem o modelo de três bens, no qual há exogeneidade dos termos de troca, os quais variam gerando impacto sobre a taxa de câmbio e a estrutura produtiva.

¹ O conceito de histerese é referente ao fenômeno de que nem sempre uma variação cambial vai alterar a decisão das firmas de exportar ou não, ou seja, só uma variação cambial grande o suficiente vai reduzir as incertezas do “novo cenário econômico” pós-depreciação/apreciação cambial, de forma a induzir uma mudança de comportamento por parte dos agentes econômicos.

Termos de troca aqui são definidos como a razão entre os preços dos bens exportados e dos bens importados. A taxa de câmbio real é definida por Obstfeld e Rogoff (1996, p.200) como “o custo relativo de uma cesta de bens comum de referência, em que os custos das cestas nos dois países são comparados depois da conversão num numerário comum”. O conceito de taxa de câmbio está atrelado à noção de consumo e o de termos de troca à balança comercial.

A relação (15) define o produto, Y , de cada setor, j , como crescente com a adição de insumos, e com rendimentos marginais decrescentes.

$$Y_j = f(n_j), \quad Y_j' > 0, \quad Y_j'' < 0; \quad (15)$$

sendo o fator trabalho, n , o único fator produtivo, como forma de simplificar o modelo. Pode-se também entender o fator trabalho como uma *proxy* de todos os fatores produtivos.

Denotando x o setor de bens exportáveis, i o de bens importáveis, e n o de não-comercializáveis, a demanda por trabalho, n^d , é dada por:

$$n_x^d = f(\omega\theta^{-1}), \quad n_i^d = f(\omega), \quad n_n^d = f(E\omega) \quad (16)$$

com ω sendo o salário real.

Nesta equação, θ denota os termos de troca e E a taxa de câmbio (medida em termos de importáveis). Tem-se:

$$\theta = \frac{P_X}{P_I}, \quad E = \frac{P_I}{P_N} \quad (17)$$

O termo ω denota o salário real em termos de importáveis. P_X , P_I (determinados pela lei do preço único), e P_N (determinado domesticamente) estão em moeda doméstica.

Espera-se que mudanças nos termos de troca afetem a alocação de recursos setoriais no lado da oferta. A absorção interna, a , é afetada pelo gasto governamental e pelos termos de troca, à medida em que exportando menos, menos divisas são geradas para gastar com importações:

$$a = f(\theta, g) \quad (18)$$

+ +

Funções de oferta setoriais podem ser derivadas substituindo as demandas setoriais por trabalho nas funções de produção setoriais.

O equilíbrio no mercado de *non-tradables* requer:

$$Y_N(E, \omega) = a_N(E, a), \quad 0 < \frac{\partial a_N}{\partial a} < 1 \quad (19)$$

O superávit comercial medido em unidades de importáveis, b , é dado pelo excesso de oferta dos *tradables*, tendo-se:

$$b = \theta Y_X(\omega \theta^{-1}) + Y_I(\omega) - a_I(E, a) \quad (20)$$

Finalmente, a condição de pleno emprego é dada por:

$$n_X^d(\omega \theta^{-1}) + n_I^d(\omega) + n_N^d(E\omega) = \underline{n} \quad (21)$$

O modelo, basicamente, é um sistema composto pelas equações (19), (20), e (21). Dados os choques na variável exógena θ , termos de troca, todo o modelo, ou seja, as variáveis endógenas ω e E , vão se ajustar de forma a reestabelecer o equilíbrio do sistema. Desta forma, no novo equilíbrio haverá uma nova alocação do fator trabalho, ou seja, a totalidade dos fatores produtivos da economia, entre os setores, o que leva também a uma alteração na participação setorial no produto final (levando-se em consideração que a quantidade produzida final é função direta da quantidade de fator produtivo empregado).

A análise focará no setor exportador, que é o que mais se aproxima da realidade da agropecuária brasileira, conforme a utilização do modelo feita por Oreiro e D'agostini (2016), apesar de, como já ressaltado na introdução, haver bons motivos para não se entender a agropecuária brasileira como puramente exportadora.

Dada uma deterioração nos termos de troca, ocorre uma redução na absorção interna, como descrito na equação (18), a qual reflete na absorção interna do setor de não-comercializáveis, na equação (19). De forma a reequilibrar a equação (19), há uma depreciação cambial. Ao mesmo tempo em que a deterioração nos termos de troca torna o trabalho muito caro no setor de exportáveis, a depreciação cambial torna o trabalho mais barato no setor de comercializáveis, conforme a relação (16). Dessa forma, há liberação de fator produtivo por parte do setor exportador, a qual é absorvida pelo setor de *non-tradables*. Já no caso inverso de uma melhora nos termos de troca, há transferência de trabalho dos setores de importáveis e *non-tradables* para o setor de exportáveis, situação similar à da chamada Doença Holandesa.

Esse modelo coloca mais peso na variável termos de troca, colocando, inclusive, uma influência dessa variável sobre a taxa de câmbio. Incorporando as teorias vistas na seção 3.1, a esse modelo, torna-se importante verificar como taxa de juros (*overshooting*) e taxa de câmbio podem influenciar os termos de troca, à medida em que esses têm influência sobre a estrutura setorial.

4. ASPECTOS METODOLÓGICOS

A partir da exposição feita nos capítulos 2 e 3, tem-se que o PIB da agropecuária, PIBAP, e a participação da agropecuária no PIB, AP%, dependem dos termos de troca (TT), dos choques monetários (CM) e da taxa de câmbio (TC). Como há várias relações possíveis entre essas variáveis, serão estimados vários modelos vetoriais (VAR, a serem detalhados no item 4.1), usando dados trimestrais, entre esse conjunto de variáveis, os quais permitem que todas as variáveis sejam consideradas como sendo endógenas.

Serão ainda estimados modelos adicionais aos mencionados no parágrafo anterior, do tipo ARDL (Modelos Autorregressivos de Lag Distribuído) tendo como objeto os índices de preços pagos (PP) e preços recebidos (PR) pela agropecuária sendo explicados pela taxa de câmbio, mas usando dados mensais. Essa mudança da periodicidade dos dados (de trimestral para mensal) e novo teste (o ARDL, ao invés do VAR) deve-se ao fato da reação dessas duas variáveis (PP e PR) a choques cambiais poder gerar relações conflitantes entre os efeitos direto e indireto da taxa de câmbio sobre a agropecuária.

A seção 4.1 detalha a forma como foram definidas as variáveis que vão representar os Termos de Troca (TT), o Choque Monetário (CM), a Taxa de Câmbio (TC), os Preços Pagos (PP) e os Preços Recebidos (PR), bem como a forma como foram coletados e tratados os dados neste estudo. A análise do comportamento dessas variáveis se fará no capítulo 5.

A seção 4.2 detalha os modelos autoregressivos aplicados a séries temporais e alguns procedimentos a serem seguidos nas estimações desses modelos. A seção 4.3, ao conjugar o conteúdo das seções 4.1 e 4.2, detalha os modelos autoregressivos a ser estimados nesta dissertação, e a seção 4.4 elucida os critérios para considerar um modelo como adequado.

4.1. Variáveis a serem utilizadas e fontes de seus dados

Conforme a revisão de literatura feita e sistematizada no quadro 2, as variáveis taxa de câmbio, taxa de juro e termos de troca são os agregados macroeconômicos das análises que compõem a literatura chamada de “interdependência entre macroeconomia e agropecuária”.

	SHANE, LIEFERT (2000)	KWON, KOO (2009)	BRUGNARO, BACHA (2009)	EPTC	AGÉNOR, MONTIEL (2008)	SPOLADOR, BARROS (2004)	HOC (2017)
Taxa de Câmbio	X	X	X	X	X		X
Termos de Troca		X	X		X		
Taxa de Juros	X	X				X	X

Quadro 2- Variáveis macroeconômicas que afetam o produto agropecuário e sua participação no PIB brasileiro segundo alguns trabalhos

Fonte: Elaboração Própria

Apesar de as relações “Preços Recebidos pelos Produtores Rurais/ Preços Pagos pelos Produtores Rurais” (PRPP) e “Preços Agrícolas/ Preços Industriais”, PAPI, que aparecem no trabalho de Brugnaro e Bacha (2009), fazerem sentido do ponto de vista analítico para representar os termos de troca, a forma como as séries de dados, que servem de base para seu cálculo, são divulgadas pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) gera a possibilidade de ocorrer grande autocorrelação entre PRPP e PAPI. A variável “Índice De Preços Ao Produtor Amplo – Oferta Global - Agropecuária” (IPA-OG- Agropecuária) retira seus dados na origem, ou seja, o preço cobrado pelo produtor sem o frete, o que, em última instância, acaba sendo o “Preço Recebido pelos Produtores Rurais”, havendo correlação de, aproximadamente, 98% entre as duas séries.

Desta forma, as séries PAPI e PRPP acabam possuindo uma tendência em comum. O índice de correlação entre ambas é de, aproximadamente, 90%. O gráfico 1 mostra a evolução de ambas (PAPI e PRPP) de 1996 a 2018.

Gráfico 1: Séries Temporais de PRPP e PAPI (1996-2018) - Dados Trimestrais

Fonte: Elaboração Própria

Dada a situação evidenciada acima, opta-se pela escolha de apenas PRPP, a qual, não apenas leva em conta também os preços do setor de serviços, o qual possui a maior fatia do produto do agronegócio (CEPEA, 2018), mas também se aproxima mais do conceito de Termos de Troca ² discutido na seção 2.1.

Apesar de a literatura estudada utilizar tanto a oferta monetária quanto a taxa de juros para representar o choque monetário, a variável que será utilizada na presente dissertação é a taxa de juros. Isso porque a política monetária procura balizar a taxa de juros diante dos contextos econômicos interno e externo. Além disso, serão consideradas três taxas de juros diferentes para avaliar qual melhor capta o choque monetário ³ para o propósito deste trabalho, as quais são: (1) a taxa de juros básica da economia, a SELIC nominal *ex post*, (2) a taxa de juros do Crédito Rural, que é a taxa de juros que efetivamente se aplica à maioria dos produtores rurais brasileiros; (3) a taxa de juros real *ex ante*, por ser a que, de fato, influencia no comportamento dos investidores e pode gerar o fenômeno do *overshooting*.

² Os conceitos de termos de troca e preços relativos discutidos na seção 2.1 são de natureza teórica. As alternativas que existem na prática para representar os conceitos acabam por ser uma mistura de ambos. Desta forma, PRPP será chamado de “Preços Relativos da Agropecuária” neste trabalho, pois não apenas envolve a relação de preços domésticos e externos, como também a de preços entre setores.

³ Foram realizados testes com a oferta monetária para representar os choques monetários, mas os seus resultados não foram satisfatórios. Como a taxa de juros é o resultado imediato de um choque monetário, foi utilizada para avaliar este choque. E pela peculiaridade do setor agropecuário, avaliaram-se os impactos de três versões da taxa de juros, como definidas acima.

No quadro 3 estão sistematizadas as variáveis na forma em que elas se apresentam no trabalho, com a fonte da qual foram coletadas, o nome atribuído, a periodicidade e eventuais procedimentos realizados nelas. Os dados abrangem o período do início de 1996 até o fim de 2016. O principal motivo de se utilizar dados até 2016 é o fim do cálculo das variáveis Preços Recebidos e Preços Pagos pela FGV. Não se utilizam dados anteriores a 1996, tanto por conta das mudanças estruturais bruscas que afetam a consistência dos dados macroeconômicos, em especial da taxa de juros, como pelas mudanças metodológicas no cálculo do PIB feitas pelo IBGE. Devido à indisponibilidade de informações, os dados da taxa de juros real *ex ante* começam em 2002.

Variável	Nome Atribuído	Fonte	Tratamento
Preços Recebidos/Preços Pagos pela Agropecuária	PRPP	FGV (2018)	Média Trimestral da razão entre os Índices de Preços Recebidos e Preços Pagos ao Produtor
Taxa de Juros SELIC Nominal	SELIC	IPEADATA (2018)	Média Trimestral de Dados Diários
Taxa de Juros Real do Crédito Rural	JCR	MAPA (2018)	Taxa de juros anual real de custeio do Crédito Rural deflacionada pelo IGP trimestral (gerando dados trimestrais). Utiliza-se o artifício do acréscimo de 1 unidade aos valores calculados, , permitindo, assim, o cálculo do logaritmo, de forma a não ter valores negativos
Taxa de Juros Real Ex Ante	TJEA	Banco Central do Brasil (2018)	Taxa referencial de swaps DI pré-fixada (Prazo de 360 dias) real calculada pela expectativa de mercado e deflacionada pelo índice de inflação IGP-M acumulado para os 12 meses seguintes
Índice da Taxa de Câmbio- Valores Reais calculados usando o IPA-OG (Índice de Preços ao Atacado- Origem)	E	IPEADATA (2018)	Média Trimestral de Dado Mensal nos modelos VAR. Dados mensais nos modelos ARDL
Participação da Agropecuária no PIB	AP%	IPEADATA (2018)	Dados trimestrais dessazonalizados pelo método ARIMA X13 ⁴
PIB da Agropecuária	PIBAP	IPEADATA (2018)	Dados trimestrais dessazonalizados pelo método ARIMA X13
Índice de Preços Pagos da Agropecuária	IPP	FGV (2018)	Dados Mensais. Dados utilizados apenas nos modelos ARDL
Índice de Preços Recebidos da Agropecuária	IPR	FGV (2018)	Dados Mensais. Dados utilizados apenas nos modelos ARDL

Quadro 3- Apresentação das variáveis utilizadas no trabalho

Fonte: Elaboração Própria

⁴ Método de ajuste sazonal do *U.S. Census Bureau*

4.2. Modelos Autoregressivos e testes a eles relacionados

Para analisar as relações entre séries temporais, far-se-á uso de modelos de Autorregressão Vetorial (VAR ou VEC) e de Lag Distribuído Autorregressivo (ARDL). Antes da estimação propriamente dita desses modelos, deve-se verificar se as séries utilizadas são estacionárias, pois este é um dos pressupostos desses modelos, além de checar se existe cointegração entre as séries, o que pode demandar a troca do modelo utilizado de VAR (Vetor Autorregressivo) para VEC (Vetor de Correção de Erros), ou de ARDL (Modelo Autorregressivo de Lag Distribuído) para ECM⁵ (Error Correction Model). Por fim, feita a estimação, constroem-se as funções de resposta ao impulso e executa-se a decomposição da variância do erro, no caso dos modelos vetoriais. Os modelos ARDL são interpretados comumente pelos próprios coeficientes estimados.

Nas seguintes subseções estão descritos com maior detalhe cada um dos procedimentos e testes a serem realizados.

4.2.1. Estacionariedade das Séries

Um dos pressupostos do modelo VAR é o da estacionariedade das séries de dados utilizadas (ENDERS, 2015). A presença de estacionariedade é importante também como prevenção de se estimar regressões espúrias. Tsay (2013) afirma que uma série é fracamente estacionária (em virtude da quase ausência de exemplos reais de estacionariedade estrita) se essa possuir média e covariância invariantes ao longo do tempo. Para que isso seja verdade, a média da série não pode depender do período em que a série inicia, nem do valor inicial.

Dada uma série temporal $z_t = \phi_1 z_{t-1} + a_t$, com intercepto nulo, $\phi_0 = 0$, suponhamos que esta começa no tempo $t = v$, com valor inicial z_v . Por sucessivas iterações, chegamos ao valor de z_t após $t - v$ períodos:

$$\begin{aligned}
 z_t &= \phi_1 z_{t-1} + a_t \\
 &= \phi_1 (\phi_1 z_{t-2} + a_{t-1}) + a_t \\
 &= \phi_1^2 z_{t-2} + \phi_1 a_{t-1} + a_t \\
 &= \phi_1^3 z_{t-3} + \phi_1^2 a_{t-2} + \phi_1 a_{t-1} + a_t \\
 &= \dots
 \end{aligned}$$

⁵ Constitui um ARDL com cointegração

$$= \phi_1^{t-v} z_v + \sum_{i=0}^{t-1} \phi_1^i a_{t-i}$$

Tem-se que, para que z_t seja independente de z_v , é necessário que ϕ_1^{t-v} convirja a 0, ao passo que $v \rightarrow -\infty$, ou seja, que os choques recebidos pela variável se dissipem ao longo do tempo (ao passo em que o período em que o choque foi dado fique mais distante do tempo presente, a influência desse choque tende a zero.).

Nos estudos econométricos, de modo geral, o procedimento que se utiliza para garantir que uma série seja estacionária é verificar a ausência de raiz unitária nesta série. Quando uma série possui raiz unitária, ela apresenta um padrão sistemático de movimentos imprevisíveis chamado de tendência estocástica (MADDALA; KIM, 1998). Isso se dá pela transmissão perfeita dos choques de um período ao próximo, de forma que esses não se dissipam.

4.2.1.1. Teste de Raiz Unitária de Dickey-Pantula

O procedimento padrão mais recorrente na literatura para verificar a ausência ou a existência de raiz unitária é o teste de Dickey-Fuller (Aumentado), ou DF/ADF (DICKEY; FULLER, 1979,1981). Este procedimento, de forma simplificada, testa a hipótese de que a diferença de z_t , $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$, recebe total influência do período defasado, ou seja, testa se $\rho=0$ em:

$$\Delta z_t = \rho z_{t-1} + e_t$$

Os testes de raiz unitária, por padrão, testam a hipótese da existência de uma raiz unitária contra a hipótese de estacionariedade. Esse procedimento, contudo, pode levar a um diagnóstico errôneo de estacionariedade, quando, na verdade, há duas ou mais raízes unitárias. Desta forma, o procedimento mais adequado é fazer testes de estacionariedade de ordens superiores antes dos de ordens inferiores (MADDALA; KIM, 1998).

Tipicamente, séries econômicas costumam ser integradas de 1ª ordem (GUJARATI, 2009, p. 747), portanto, só serão realizados os testes para verificar se as séries são I(1) ou I(2). Utiliza-se o procedimento de Dickey e Pantula (1987). Um primeiro passo é o teste da hipótese de existência de 2 raízes contra a hipótese de apenas 1.

O teste de Dickey-Pantula se apresenta como na equação (22):

$$\Delta^2 z_t = \rho_1 \Delta z_{t-1} + \rho_2 z_{t-1} + e_t \quad (22)$$

A hipótese nula, H_0 , é de existência de duas raízes unitárias, ou seja, uma série integrada de segunda ordem: $\rho_1 = \rho_2 = 0$.

Já a hipótese alternativa, H_A , é de existência de apenas uma raiz unitária, ou seja: $\rho_1 < 0, \rho_2 = 0$.

Não se rejeitando H_0 , tem-se o diagnóstico de que a série é $I(2)$. Rejeitando-se H_0 , passa-se à segunda etapa, a qual consta do teste da hipótese de $I(1)$ contra a hipótese de série $I(0)$, estacionária. Já sabendo que $\rho_1 < 0$, o objetivo agora é testar se $\rho_2 = 0$ (H_0), ou $\rho_2 < 0$ (H_A). Em ambas as etapas, os valores críticos são os de Mackinnon (1991).

4.2.1.2. Teste de Raiz Unitária ERS

Na segunda etapa, no entanto, será utilizado o teste ERS, de Elliot, Rothenberg e Stock (1996), também conhecido como DF-GLS (Dickey-Fuller- Mínimos Quadrados Generalizados), que possui maior poder que o teste ADF, sendo indicado para quando há poucas observações.

Ao contrário dos testes ADF e Dickey-Pantula, que trabalham considerando a primeira diferença, Δz_t , o teste ERS diferencia a série em função dos componentes deterministas de z_t estimados por meio do método de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS), de forma a tirar a tendência da série. No caso, considere-se uma série com a seguinte estrutura:

$$z_t = a_0 + a_2 t + B(L)\varepsilon_t$$

na qual: t é a tendência, ε_t é o termo de erro, e $B(L)$ é um termo de defasagem.

Estima-se pelo método de Mínimos Quadrados a seguinte equação:

$$\tilde{z}_t = a_0 z_{1t} + a_2 z_{2t} + e_t$$

Por fim, tira-se a tendência da série utilizando-se $\tilde{z}_t$, e tem-se:

$$z_t^d = z_t - \hat{a}_0 - \hat{a}_2 t$$

A segunda etapa do teste ERS é semelhante aos testes padrões ADF. Utilizando-se a série, da qual a tendência foi retirada, z_t^d , segue-se à regressão básica de Dickey-Fuller:

$$\Delta z_t^d = \gamma z_{t-1}^d + \varepsilon_t$$

Sendo $\gamma \neq 0$, deve-se rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária. Havendo intercepto, mas não tendência, os valores críticos do teste são os mesmos do τ de Dickey-Fuller. Havendo tendência, os valores críticos dependem do α escolhido.

4.2.1.3 Cointegração

O teste de cointegração, assim como os outros procedimentos realizados com as séries temporais antes da estimação propriamente dita, tem o objetivo de evitar regressões espúrias. Esse conceito é relevante ao se trabalhar com séries múltiplas não-estacionárias, e funciona como um sinal de segurança de que, de fato, existe uma relação (de longo prazo) entre as variáveis.

Cointegração pode ser descrita como uma tendência estocástica em comum entre as n variáveis.

Suponha-se as séries y_t e z_t como passeios aleatórios, μ , com um termo irregular, e , tal que:

$$y_t = \mu_{yt} + e_{yt}$$

$$z_t = \mu_{zt} + e_{zt}$$

Pode-se dizer que y_t e z_t são cointegradas se existir uma combinação linear entre ambas, $\beta_1 y_t + \beta_2 z_t$, que seja estacionária (ENDERS, 2015).

4.2.2. Teste de Cointegração de Johansen

O teste mais utilizado para verificar a existência de cointegração entre duas ou mais variáveis é o de Johansen (1988). Supondo um vetor Y_t , com n variáveis $I(1)$, tem-se o seguinte VAR, com 1 defasagem:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + U_t$$

Subtrai-se Y_{t-1} de ambos os lados:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + U_t$$

$$\Pi = A_1 - I$$

A quantidade de vetores de cointegração é o posto de Π , ou seja, a quantidade de autovalores diferentes de zero.

Para tanto, o autor utiliza duas estatísticas: $\lambda_{traço}$ e λ_{max} .

$$\lambda_{traço}(r) = -T * \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (23)$$

$$\lambda_{max}(r) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda_{r+1}}) \quad (24)$$

Em ambas as expressões, T é o número de observações utilizadas, $\hat{\lambda}$ é o valor estimado dos auto-valores, e r é a quantidade de vetores de cointegração.

Neste trabalho, será utilizado o valor de $\lambda_{traço}$. Quando o valor calculado de $\lambda_{traço}$ for maior que os seus respectivos valores críticos para uma determinada quantidade, k, de vetores, rejeita-se a hipótese nula de que a quantidade de vetores de cointegração, r, é menor do que k. Os testes são sequenciais, portanto, quando rejeitada a hipótese nula para um determinado k, a quantidade de vetores de cointegração será $r = k-1$.

4.2.3. Autorregressão Vetorial (VAR) e Vetor com Correção de Erro (VEC)

A metodologia VAR, desenvolvida por Sims (1972, 1980), é uma forma eficiente de se estudar fenômenos temporais multi-equacionais por permitir a obtenção de elasticidades de impulso para n períodos à frente e a decomposição histórica da variância dos erros de previsão. Outra vantagem do método é permitir a endogeneidade de todas variáveis.

Sua forma compacta, bivariada (podendo ser generalizada para n equações), como apresentado por Enders (2015), pode ser escrita como:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

$$\text{sendo } B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix}, x_t = \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix}, \Gamma_0 = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix}, \Gamma_1 = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix}$$

A forma padrão é obtida quando se pré-multiplica ambos os lados pela inversa da matriz B:

$$x_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (26)$$

De forma simplificada, pode-se representar a equação (26) como sendo:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (27)$$

Sendo: $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$, e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$.

Em caso de as séries utilizadas não serem estacionárias em nível, se existir pelo menos um vetor de cointegração entre as séries, o procedimento correto passa a ser a estimação do Modelo Vetorial com Correção de Erro (VEC). Esse modelo leva em consideração as relações de equilíbrio de longo prazo e os desvios em relação a esse equilíbrio, sendo representado como:

$$\Delta x_t = A_0 + \Pi x_t + \Gamma x_{t-1} + e_t \quad (28)$$

O posto de Π é o número de vetores de cointegração, e $\Pi = \alpha\beta'$, em que β é a matriz dos vetores de cointegração e α é a matriz dos vetores de ajustamento, ou seja, a velocidade que os desvios demoram a voltar para a trajetória de equilíbrio.

4.2.3.1. Funções de Resposta ao Impulso e Problema de Identificação

Funções de resposta ao impulso permitem avaliar o comportamento das variáveis em relação a choques individuais em quaisquer dos componentes do sistema, por meio da simulação desses.

Para a obtenção destas funções, é necessário que o VAR esteja na representação de Vetores de Médias Móveis (VMA), na qual as variáveis ficam em função dos choques, assumindo-se que estão asseguradas as condições de estacionariedade e invertibilidade. A expressão (29) apresenta uma versão generalizada:

$$x_t = \mu + \sum_0^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t-1} \quad (29)$$

Os coeficientes φ_i permitem que se calcule as chamadas funções de resposta ao impulso.

Esta metodologia não permite a estimação de um VAR subidentificado, ou seja, um no qual existam mais variáveis do que equações. Existem 2 procedimentos comuns para se resolver o problema, conforme Enders (2015):

- i) Decomposição de Choleski, na qual, dado um VAR com n variáveis, ou seja, no qual a matriz B é $n \times n$, torna-se essa matriz triangular, com $(n^2-n)/2$ restrições, em outras palavras, perfeitamente identificado, com as variáveis ordenadas da menos endógena para a mais endógena. Na prática, pode-se dizer que no VAR bivariado da equação (25), b_{21} será igualado a zero, e y_t e z_t serão ordenados conforme sua endogeneidade;
- ii) Procedimento de Bernanke (1986): Não se exige mais a estrutura triangular, e as restrições podem ser impostas com base na teoria econômica. Isto é comumente chamado de VAR Estrutural (SVAR).

4.2.3.2. Decomposição da Variância do Erro

Conforme Enders (2010), a decomposição da variância do erro “nos diz a proporção dos movimentos numa sequência devidos aos seus próprios choques *versus* os choques de outras

variáveis”, ou seja, pode-se dizer que é um mecanismo de ponderação da importância de cada variável nos desvios da variável em questão do seu valor previsto.

Extrapolando a expressão (29) do VAR na representação VMA para n períodos à frente, tem-se:

$$x_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i}$$

O erro de previsão n períodos à frente é:

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i}$$

Focando na variável y_t , tem-se que o erro de previsão n períodos à frente é:

$$\begin{aligned} y_{t+n} - E_t y_{t+n} &= \varphi_{11}(0)\varepsilon_{yt+n} + \varphi_{11}(1)\varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \varphi_{11}(n-1)\varepsilon_{yt+1} + \varphi_{12}(0)\varepsilon_{zt+n} \\ &+ \varphi_{11}(1)\varepsilon_{zt+n} + \dots + \varphi_{12}(n-1)\varepsilon_{zt+n} \end{aligned}$$

A variância do erro de previsão do erro n períodos à frente, portanto, será:

$$\begin{aligned} \sigma_y(n)^2 &= \sigma_y^2[\varphi_{11}(0)^2 + \varphi_{11}(1)^2 + \dots + \varphi_{11}(n-1)^2] \\ &+ \sigma_z^2[\varphi_{12}(0)^2 + \varphi_{12}(1)^2 + \dots + \varphi_{12}(n-1)^2] \end{aligned}$$

As proporções de $\sigma_y(n)^2$, dados os choques nas sequências $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$ são, respectivamente:

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

e

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

4.2.4. Modelo Autorregressivo de Lag Distribuído (ARDL)

O modelo autorregressivo de lag distribuído é bem mais simples do que o VAR, pois só há uma variável dependente, ou seja, não se trata de um sistema de variáveis endógenas. Basicamente, a variável dependente, y_t , será estimada em função de valores presentes e passados de uma variável explicativa, x_{t-i} , e de seus próprios valores passados, y_{t-k} .

$$y_t = b + y_{t-k} + x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (30)$$

$$k = 1, 2, 3, \dots, n$$

$$i = 0, 1, 2, 3, \dots, m$$

Valores passados de y serão acrescentados enquanto houver autocorrelação nos erros do modelo estimado, a ser medida pela aplicação do teste de Ljung-Box. A quantidade de lags da variável explicativa será escolhida pela significância das defasagens, medida através do teste t .

4.3. Modelos a serem estimados

As relações a serem testadas estão exibidas no quadro 4, e se materializam nos sistemas de equações (31) e (32). A variável dependente é o PIB da Agropecuária (PIBAP) para os três primeiros modelos, e Participação da Agropecuária no PIB (AP%) nos três modelos que se seguem.

Há três modelos para cada variável dependente porque são utilizadas três alternativas diferentes de considerar as taxas de juros, lembrando: SELIC (taxa de juros SELIC nominal), por ser a taxa de juros básica da economia, JCR (taxa de juros do Crédito Rural real *ex-Post*), que é a taxa de juros efetivamente utilizada pelos produtores rurais, e TJEA (taxa de juros real *ex-ante*), a taxa de juros que influencia na tomada de decisão dos investidores, fenômeno importante ao se estudar o *overshooting*. Há ainda presentes em todos os modelos as variáveis PRPP (Preços Relativos da Agropecuária) e E (Taxa de Câmbio Real)

Modelo	Relação Testada	Período	Periodicidade
Modelo 1	$PIBAP = f(PIBAP, PRPP, SELIC, E)$	1996-2016	Trimestral
Modelo 2	$PIBAP = f(PIBAP, PRPP, JCR, E)$	1996-2016	Trimestral
Modelo 3	$PIBAP = f(PIBAP, PRPP, TJEA, E)$	2002-2016	Trimestral
Modelo 4	$AP\% = f(AP\%, PRPP, SELIC, E)$	1996-2016	Trimestral
Modelo 5	$AP\% = f(AP\%, PRPP, JCR, E)$	1996-2016	Trimestral
Modelo 6	$AP\% = f(AP\%, PRPP, TJEA, E)$	2002-2016	Trimestral

Quadro 4 – Relações testadas nos modelos 1 a 6

Fonte: Elaboração Própria

Utilizando a notação JUROS para representar os três tipos de taxas de juros (SELIC/JCR/TJEA), os modelos empíricos estocásticos 1 a 3 do quadro 4 terão o seguinte formato (devidamente modificados no caso de ser um modelo VEC):

$$PIBAP_t = b_{10} + b_{11}PIBAP_{t-k} + b_{12}PRPP_{t-i} + b_{13}JUROS_{t-i} + b_{14}E_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$PRPP_t = b_{20} + b_{21}PIBAP_{t-i} + b_{22}PRPP_{t-k} + b_{23}JUROS_{t-i} + b_{24}E_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

$$JUROS_t = b_{30} + b_{31}PIBAP_{t-i} + b_{32}PRPP_{t-i} + b_{33}JUROS_{t-k} + b_{34}E_{t-i} + \varepsilon_{3t}$$

$$E_t = b_{40} + b_{41}PIBAP_{t-i} + b_{42}PRPP_{t-i} + b_{43}JUROS_{t-i} + b_{44}E_{t-k} + \varepsilon_{4t} \quad (31)$$

$$k=1,2,3,\dots,n$$

$$i=0,1,2,3,\dots,n$$

Já os modelos empíricos estocásticos 4 a 6 do quadro 4 terão o seguinte formato (devidamente modificados no caso de ser um modelo VEC):

$$AP\%_t = c_{10} + c_{11}AP\%_{t-k} + c_{12}PRPP_{t-i} + c_{13}JUROS_{t-i} + c_{14}E_{t-i} + \zeta_{1t}$$

$$PRPP_t = c_{20} + c_{21}AP\%_{t-i} + c_{22}PRPP_{t-k} + c_{23}JUROS_{t-i} + c_{24}E_{t-i} + \zeta_{2t}$$

$$JUROS_t = c_{30} + c_{31}AP\%_{t-i} + c_{32}PRPP_{t-i} + c_{33}JUROS_{t-k} + c_{34}E_{t-i} + \zeta_{3t}$$

$$E_t = c_{40} + c_{41}AP\%_{t-i} + c_{42}PRPP_{t-i} + c_{43}JUROS_{t-i} + c_{44}E_{t-k} + \zeta_{4t} \quad (32)$$

$$k=1,2,3,\dots,n$$

$$i=0,1,2,3,\dots,n$$

Com esses modelos, as relações de interesse que se buscam são as expressas na figura 1.

Figura 1 – Relações de interesse dos modelos 1 a 6

Fonte: Elaboração Própria (2019)

Além de haver dificuldade em se definir todas as relações entre as variáveis a serem atribuídas ao sistema, dadas as limitações da metodologia de Bernanke (1986) e a grande quantidade de relações possíveis elencadas na seção 2, opta-se pela decomposição de Choleski

por se entender que a ordenação de endogeneidade das variáveis atende bem às necessidades do trabalho.

A ordenação das variáveis no procedimento da decomposição de Choleski, da mais exógena para a mais endógena, nos modelos 1 a 3 do Quadro 4, tendo a variável PIBAP como dependente é:

$$JUROS \rightarrow E \rightarrow PRPP \rightarrow PIBAP$$

Já a ordenação das variáveis para o procedimento de decomposição de Choleski, para os modelos 4 a 6 do quadro 4, que têm a variável AP% como dependente é:

$$JUROS \rightarrow E \rightarrow PRPP \rightarrow AP\%$$

Depois da própria variável dependente (PIBAP e AP%), a variável mais endógena são os preços relativos da agropecuária (PRPP), os quais recebem influência monetária, pelo efeito *overshooting* (FRANKEL, 1986; KWON, KOO, 2009; SAGHAIAN; REED; MARCHANT, 2002), e influência cambial (BRUGNARO, BACHA, 2009; KWON, KOO, 2009; ORDEN, 2002). Por fim, a taxa de câmbio (E) fica como mais endógena do que a taxa de juros (JUROS), pois aparece em quase todos os trabalhos do quadro 2 e sofre influência indireta da taxa de juros (SCHUH, 1984).

Os modelos ARDL (7 e 8), que dizem respeito aos efeitos cambiais sobre Preços Recebidos (IPR) e Preços Pagos (IPP) da Agropecuária separadamente (e usando dados mensais), de forma a complementar o resultado dos modelos 1 a 6 no que tange ao efeito cambial indireto, terão o formato seguinte:

Modelo 7:

$$IPP_t = b + IPP_{t-k} + E_{t-i} + \varepsilon_t \quad (33)$$

Modelo 8:

$$IPR_t = b + IPR_{t-k} + E_{t-i} + \varepsilon_t \quad (34)$$

k=1,2,3,...,n

i=0,1,2,3,...,n

4.4. Critérios de Adequação dos Modelos a serem estimados

Estimado o VAR (caso de as séries serem estacionárias em nível ou de serem diferenciadas, não havendo vetor de cointegração entre elas) ou o VEC (caso em que as séries

não são estacionárias em nível, mas existe vetor de cointegração entre elas), o modelo estimado será considerado adequado se as raízes do modelo estimado estiverem dentro do círculo unitário⁶, se houver convergência das funções de impulso-resposta a um determinado patamar (de acordo com Lütkepohl (2005), a convergência ao valor zero não é um requisito no VEC), e não houver autocorrelação.

Lütkepohl (2005) afirma que o teste de autocorrelação de Portmanteau é inadequado para poucas defasagens e que o teste LM de Breusch-Godfrey é mais adequado para defasagens pequenas. Dada essa realidade, o teste LM foi utilizado dos lags 1 ao 4 e o teste de Portmanteau para os lags 16 e 20.

O teste de Zivot- Andrews (1992), o qual identifica quebras estruturais, será realizado para as variáveis que não sejam estacionárias, e as *dummies* criadas para as quebras indicadas serão mantidas no modelo estimado apenas se melhorarem os critérios de adequação do modelo citados. Essas quebras estruturais serão sugeridas a partir da análise do comportamento das variáveis, a ser feita no capítulo seguinte.

Para os modelos ARDL, a serem empregados para estimar as equações (33) e (34), não se faz necessária a realização de testes extras, pois a própria forma como o modelo é montado, de forma a não ter autocorrelação, já garante sua adequação.

⁶ Verificar o comportamento das raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR/VEC através do recurso do círculo unitário permite testar sua estabilidade dinâmica. No caso, estando todas dentro do círculo, o sistema é estável. O eixo x diz respeito à parte real, e o eixo y à parte imaginária.

5. COMPORTAMENTOS DAS SÉRIES DE DADOS UTILIZADOS

Este capítulo analisa as trajetórias temporais das séries de dados utilizados nas regressões, com o intuito de uma melhor compreensão dos fenômenos estudados e ressaltados nas equações/sistema de equações (31) a (34). Procurar-se-á, também, identificar possíveis quebras estruturais dessas variáveis que possam, ou não, sugerir o emprego de variáveis *dummys* nas equações a serem estimadas.

5.1. Variáveis dos Modelos que explicam choques sobre o PIB da agropecuária

No gráfico 2 estão exibidas as séries do PIB da agropecuária, nominal e real dessazonalizado, sendo esta última série a que é efetivamente utilizada na estimação dos modelos 1 a 3 (que aparecem no quadro 4 do capítulo anterior). A série nominal possui uma clara tendência ascendente e um expressivo componente sazonal, dificultando enxergar o desempenho nas diferentes épocas, além da influência de outras variáveis.

Gráfico 2: PIB da Agropecuária Brasileira Nominal e Real Dessazonalizado - em milhões de R\$ (1996-2016)- Dados Trimestrais

Fonte: Elaboração Própria com dados do IPEADATA (2018)

Gráfico 3: PIB da Agropecuária Brasileira Real Dessazonalizado, com duas tendências separadas em 2010 – milhões de R\$ (1996-2016)- Dados Trimestrais

Fonte: Elaboração Própria com dados do IPEADATA (2018)

Com o intuito de facilitar a visualização do desempenho da série, exibe-se no gráfico 3 a série real dessazonalizada com duas tendências sobrepostas (uma até o fim de 2009, e outra a partir do início de 2010). Do gráfico 3, pode-se ver uma quebra de tendência em 2010, ano até o qual o PIB do setor crescia a um ritmo bem menor do que no período posterior. Ou seja, o ritmo de crescimento do PIB da agropecuária de 1996 a 2009 foi diferente do ritmo ocorrido de 2010 a 2016.

O gráfico 4, da razão de Preços Recebidos/ Preços Pagos pelo produtor rural, apresenta, no geral, um comportamento ascendente no período de 1996-2016. Essa relação apresenta a realidade intersetorial nacional. A série possui uma mudança de patamar a partir de 2010, a partir do qual os preços relativos passam a um nível superior ao qual estavam até então, o que coincide com a quebra de trajetória da série do PIB Agropecuário dessazonalizado, no gráfico 3. Pode-se, então, pressupor uma relação entre preços relativos e desempenho do setor.

Gráfico 4: Índice de Preços Relativos da Agropecuária Brasileira (1996-2016) - Dados Trimestrais

Fonte: Elaboração Própria com dados da FGV(2018)

Os gráficos 5 e 6 exibem as séries do índice da taxa de câmbio real e da taxa de juros SELIC nominal. A série do índice da taxa de câmbio real não somente será utilizada nos modelos vetoriais 1 a 6 (mostrados no quadro 4), como também será utilizada nas estimações dos modelos ARDL 7 e 8.

Gráfico 5: Índice da Taxa de Câmbio Real-
Média 2010=100 (1996-2016) – Dados
Trimestrais

Fonte: Elaboração Própria com dados do
IPEADATA (2018)

Gráfico 6: Taxa de Juros SELIC Nominal -
% (1996-2016) – Dados Trimestrais

Fonte: Elaboração Própria com dados do
IPEADATA (2018)

É possível perceber que ambas as séries, as quais estão nos gráficos 5 e 6, parecem caminhar juntas na maior parte do tempo (o coeficiente de correlação entre elas é de 77,3%), em especial a partir de 2003. Isso se dá porque na primeira década do século XXI, tanto a taxa de câmbio (REIS, 2013), como a taxa de juros (BARBOSA, CAMELO e JOÃO, 2016) responderam fortemente ao componente risco. A melhora do perfil de crédito brasileiro nesse período permitiu a apreciação cambial concomitante à ocorrência da queda da taxa de juros nominal, à medida que a taxa de inflação ficou em patamares relativamente baixos na primeira década do século XXI.

No gráfico 7, estão exibidas as séries da taxa de juros real do Crédito Rural e da taxa de juros real *ex post*, as quais foram calculadas usando o IGP (Índice Geral de Preços) como deflator. De 1996 até 1998, a taxa de juros do Crédito Rural é positiva; depois, de 1999 a 2003, é negativa; e, a partir de 2004, começa a alternar entre positiva e negativa. Nas estimações, foi utilizado o procedimento já citado na seção de metodologia, de acréscimo de uma unidade à taxa de juros do Crédito Rural de forma a deixar todos valores sendo positivos, o que permite, assim, que o cálculo dos logaritmos seja realizado. A série da SELIC real (*ex post*) sempre está superior à taxa de juros do Crédito Rural.

Gráfico 7: Taxa de juros real do Crédito Rural e SELIC real (1996- 2016) - Dados Trimestrais

Fonte: Elaboração Própria com dados do MAPA e do IPEADATA (2018)

O gráfico 8 exibe a taxa de juros *ex ante*, para o período de 2002 a 2016. Sua menor extensão se deve à limitação da disponibilidade de dados fornecidos pelo Banco Central. Parece haver uma inversão de trajetória a partir de 2013, quando, após chegar a um mínimo, essa taxa de juros passa a crescer.

Gráfico 8: Taxa de Juros Real Ex Ante (2002-2016) – Dados Trimestrais

Fonte: Elaboração Própria com dados do Banco Central do Brasil (2018)

A taxa de juros *ex ante* apresenta um comportamento que lembra o da taxa de juros nominal, para o mesmo período de referência (2002-2016).

5.2. Variáveis dos Modelos que explicam choques sobre a participação da agropecuária no PIB do Brasil

Além das variáveis retratadas nos gráficos 4 a 8, os modelos 4 a 6 utilizam ainda a variável “Participação da Agropecuária no PIB”.

O *World Bank* (2018) divulga os dados anuais da participação da agropecuária no PIB, para o mundo. Como pode ser observado no gráfico 9, desde 1996 a tendência tem sido de queda desse indicador. O Brasil, que parecia estar seguindo a tendência mundial de queda da importância da agropecuária, exibe uma interrupção desse comportamento desde 1996, aparentando ter encontrado um nível de equilíbrio para a participação da agropecuária no PIB.

Gráfico 9: Participação da Agropecuária no PIB – Brasil e Mundo - % (2000-2016) - Dados Anuais

Fonte: Elaboração Própria com dados do IPEADATA e World Bank (2018)

Pode-se perceber, no gráfico 10, que, exceto o período que vai do segundo trimestre de 2002 ao primeiro trimestre de 2005, há uma certa constância da participação da agropecuária no PIB brasileiro no período escolhido, com valores predominantemente entre 4% e 5%. Do segundo trimestre de 2003 ao terceiro trimestre de 2004 tem-se o pico, no qual esta participação ficou acima de 6,5% (acima de 7%, considerando a série com sazonalidade).

Gráfico 10 – Participação da Agropecuária no PIB com (linha clara) e sem (linha escura) sazonalidade – % (1996-2016) – Dados Trimestrais

Fonte: Elaboração Própria com dados do IPEADATA (2018)

As variáveis explicativas mostradas nos gráficos 4 a 8, no entanto, não apresentam comportamento constante, o que leva a crer que possivelmente tenha existido, nos períodos de 1996 a 2001 e de 2005 a 2015, um equilíbrio nos seus efeitos sobre a variável AP%, ou seja, que os efeitos de variações cambiais tenham neutralizado os das variações monetárias, já que seus impactos são inversos. Sabendo que maiores valores da taxa de câmbio (desvalorização) favorecem e, que maiores valores da taxa de juros desfavorecem a agropecuária, e que o coeficiente de correlação entre SELIC nominal e taxa de câmbio é de 77,3%, pode-se supor, pela observação da trajetória de ambas, que elas se compensam na maior parte do tempo em seus efeitos sobre a variável AP%. Inclusive, a queda da SELIC nominal de 1999 a 2003 (gráfico 6), não acompanhada pela taxa de câmbio (gráfico 5), antecede o período em que a agropecuária teve sua maior participação no PIB, em todo período estudado.

A variável que parece ter a maior relação com a participação da agropecuária no PIB, no entanto, é a taxa de juros real do Crédito Rural. Esta variável, que, na maior parte do tempo se situa entre 5% e -5% ao ano, apresentou seus níveis mais baixos no período entre 2002 e 2004, chegando a -17,2% ao ano no primeiro trimestre de 2003, o que coincide com o pico de participação do setor agropecuário no PIB brasileiro.

5.3. Variáveis dos modelos que explicam os efeitos cambiais sobre preços pagos e recebidos pela agropecuária

Os modelos 7 e 8 utilizam apenas o índice da taxa de câmbio real, já mostrada no gráfico 5, e os índices de preços pagos e recebidos da agropecuária, que estão exibidos no gráfico 11.

O gráfico 11 mostra que, a partir de 2010, o índice de preços recebidos ultrapassou o de preços pagos. Isso coincide com a quebra de trajetória da taxa de câmbio em 2010, como exposto no gráfico 5, o que pode significar uma maior sensibilidade dos preços pagos a choques cambiais do que por parte dos preços recebidos, o que se busca testar nas equações (33) e (34).

Gráfico 11: Índices de Preços Pagos e Recebidos da Agropecuária Brasileira- Janeiro/96=100 (1996-2016) - Dados Mensais

Fonte: Elaboração Própria com dados da FGV(2018).

6. RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS E DISCUSSÕES DESSES RESULTADOS

Este capítulo está dividido em três partes: a primeira diz respeito à análise das estimativas dos modelos Vetoriais 1 a 3 (ver quadro 4), que explicam o desempenho da agropecuária (item 6.1), a segunda parte analisa as estimativas dos modelos Vetoriais 4 a 6 (ver quadro 4), que explicam a participação da agropecuária no PIB (item 6.2), e a terceira parte apresenta os resultados das estimativas dos modelos 7 e 8, Autorregressivos de Lag Distribuído (ARDL), que explicam o índice de preços pagos e o de preços recebidos pela agropecuária e determinados pelo índice de taxa de câmbio real (item 6.3). Lembrando que os resultados dos itens 6.1 e 6.2 utilizam dados trimestrais e os resultados do item 6.3 utilizam dados mensais.

6.1. As estimativas dos modelos 1 a 3 que explicam o desempenho da Agropecuária

Os testes de raiz unitária estão exibidos no apêndice A, separados pela abrangência e periodicidade das séries. Primeiro, estão exibidos os testes que abarcam o período de 1996-2016, cujas variáveis são trimestrais e dizem respeito aos modelos 1,2,4,e 5 (apresentados no quadro 4), depois são exibidos os testes que abarcam o período de 2002-2016, cujas variáveis são trimestrais e dizem respeito aos modelos 3 e 6 (apresentados no quadro 4), e, por fim, são exibidos os testes para as séries de periodicidade mensal, que abarcam o período de 1996-2016 e dizem respeito aos modelos 7 e 8.

Os testes de Dickey-Pantula indicam que nenhuma das séries utilizadas é integrada de ordem 2.

Os testes ERS revelam que todas as variáveis são $I(1)$, com exceção da participação da agropecuária no PIB e o PIB da agropecuária (apenas quando se considera o período de 2002-2016), que são $I(0)$. Sendo integradas de ordem zero apenas as variáveis dependentes, tem-se no máximo uma variável $I(0)$ por modelo. O procedimento correto, neste caso, é verificar a existência de vetores de cointegração, pois, segundo Bueno (2012), havendo pelo menos duas variáveis com ordem de integração superior (no caso, há 3 variáveis $I(1)$), sendo as outras de ordem inferior (há, no máximo, uma $I(0)$ por modelo), pode-se verificar a existência de vetores de cointegração.

Os critérios de informação para o modelo 1 (apêndice C), o qual considera como taxa de juros a SELIC nominal, apontam para a utilização de 1 ou 2 defasagens (pois essas são as defasagens que apresentam os menores valores calculados para os critérios de informação. Neste trabalho é estimado um VEC (2), ou seja, com duas defasagens, em detrimento de um

VEC (1), que só possui uma defasagem, por se verificar melhor desempenho nos testes de autocorrelação. A estatística traço (Tabela 22 do apêndice C) revela a existência de 1 vetor de cointegração.

Os testes de Zivot-Andrews ⁷indicaram uma quebra de tendência na série do PIB da agropecuária no segundo trimestre de 2003, e outra quebra de tendência na série da taxa de juros SELIC no primeiro trimestre de 2013. Duas variáveis *dummies* foram criadas para ambas as quebras e testes foram realizados em conjunto e separadamente. Apenas a *dummy* da série do PIB da agropecuária melhorou os critérios de avaliação dos modelos, de forma que essa foi mantida no modelo 1.

Os testes indicam ausência de autocorrelação (Tabela 23 do apêndice C) para o VEC (2), com a *dummy* citada, e 1 vetor de cointegração, na especificação com constante apenas.

O gráfico 12 indica estabilidade no sistema, já que as raízes do modelo estão dentro do círculo unitário.

Gráfico 12- Raízes do Modelo 1 no Círculo Unitário

Fonte: Elaboração Própria

Assim sendo, aceitando o modelo 1 (ver quadro 4) como adequado, exibem-se as funções de resposta ao impulso nos gráficos 13 a 18.

⁷ Ver Apêndice B.

Gráfico 13: Função de resposta de Preços Relativos a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 1

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 14: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 1

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 15: Função de Resposta de Preços Relativos a impulso em SELIC Nominal- Modelo 1

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 16: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso em SELIC Nominal- Modelo 1

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 17: Função de resposta de PIB da agropecuária a impulso em Preços Relativos- Modelo 1

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 18: Função de resposta da taxa de câmbio a impulso em Preços Relativos- Modelo 1

Fonte: Elaboração Própria

Os critérios de informação para o modelo 2 (apêndice D), o qual considera a taxa de juros real do Crédito Rural, indicam um VEC (2) ou um VEC (3). Um VEC (2) com dois vetores de cointegração (apêndice D), na especificação com constante apenas, e com a variável *dummy* para a quebra de tendência do PIB da agropecuária é escolhido por apresentar melhores resultados nos testes de autocorrelação (apêndice D).

Apesar de essa ser a melhor especificação dentre as apresentadas, os testes de autocorrelação não permitem descartar a hipótese de autocorrelação nos lags 3 e 4 (ao nível de significância de 1%).

O gráfico 19, por fim, mostra que o modelo não é explosivo, pelo fato de as raízes se inserirem dentro do círculo unitário.

Gráfico 19- Raízes do Modelo 2 no Círculo Unitário

Fonte: Elaboração Própria

As funções de resposta ao impulso para o modelo 2, que estão representadas nos gráficos 20 a 25, diferem do modelo 1 com a taxa SELIC ao apresentar o efeito indireto da taxa de juros no gráfico 22 (o gráfico 15, que representa o mesmo efeito no modelo 1, não possui efeito bem definido por conta da amplitude do intervalo de confiança).

Gráfico 20: Função de resposta de Preços Relativos a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 2

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 21: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 2

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 22: Função de Resposta de Preços Relativos a impulso na taxa de juros do Crédito Rural- Modelo 2

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 23: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso na taxa de juros do Crédito Rural- Modelo 2

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 24: Função de resposta de PIB da agropecuária a impulso em Preços Relativos- Modelo 2

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 25: Função de resposta da taxa de câmbio a impulso em Preços Relativos- Modelo 2

Fonte: Elaboração Própria

Os testes de Zivot-Andrews ⁸ para o período de 2002-2016 indicam uma quebra de tendência a partir do primeiro trimestre de 2013, tanto para a taxa de câmbio, como para a taxa de juros, uma quebra do tipo intercepto do segundo trimestre de 2004 ao primeiro de 2006 da série do PIB da agropecuária, e outra do tipo intercepto no segundo trimestre de 2004 da participação da agropecuária.

Os critérios de informação para o modelo 3 (Tabela 27 do apêndice E), o qual considera a taxa de juros real *ex ante*, indicam um VEC (1) ou um VEC (2). Um VEC (2) com dois vetores de cointegração (Tabela 28 do apêndice E) e com a variável *dummy* para a quebra de tendência da taxa de câmbio e da taxa de juros no primeiro trimestre de 2013 é escolhido por apresentar melhores resultados nos testes de autocorrelação (apêndice E).

Apesar de essa ser a melhor especificação (pelos critérios de adequação dos modelos na seção 4.4) dentre as apresentadas, os testes de autocorrelação não permitem descartar a hipótese de autocorrelação no lag 20 (ao nível de significância de 1%), pois o p-valor calculado é de apenas 0,0051, como mostrado na tabela 29.

⁸ Ver Apêndice B.

O gráfico 26, por fim, mostra que o modelo 3 não é explosivo, pelo fato de as raízes se inserirem dentro do círculo unitário.

Gráfico 26- Raízes do Modelo 3 no Círculo Unitário

Fonte: Elaboração Própria

As funções de resposta ao impulso para o modelo 3 estão representadas nos gráficos 27 a 32. Os efeitos aqui exibidos são basicamente os mesmos do modelo 2, mas, possivelmente em virtude da menor disponibilidade de dados, os intervalos de confiança são muito mais abertos, ou seja, passam menor confiança em relação aos efeitos indicados.

Gráfico 27: Função de resposta de Preços Relativos a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 3

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 28: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso em Taxa de Câmbio- Modelo 3

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 29: Função de Resposta de Preços Relativos a impulso na taxa de juros real ex ante- Modelo 3

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 30: Função de resposta do PIB da agropecuária a impulso na taxa de juros real ex ante- Modelo 3

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 31: Função de resposta de PIB da agropecuária a impulso em Preços Relativos- Modelo 3

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 32: Função de resposta da taxa de câmbio a impulso em Preços Relativos- Modelo 3

Fonte: Elaboração Própria

Apesar de os três modelos estimados terem significados majoritariamente semelhantes, e o modelo 1 apresentar um desempenho melhor nos testes de autocorrelação em relação aos modelos 2 e ao 3, estes dois últimos foram mantidos por apresentar um efeito bem definido na função de resposta dos preços relativos ao impulso na taxa de juros. Esta relação está expressa nos gráficos 15 (modelo 1), gráfico 22 (modelo 2), e gráfico 29 (modelo 3), e é a base para se atestar o fenômeno do *overshooting*. Esse fenômeno faz sentido apenas no contexto de uma taxa de juros real, de preferência do tipo *ex ante*, pois os preços da agropecuária vão responder às expectativas futuras de ganhos reais no mercado financeiro.

Em termos de significância estatística, o efeito da taxa de juros sobre os preços relativos não existia no modelo 1 (gráfico 15), mas nos modelos 2 e 3 (gráficos 22 e 29, respectivamente) ele passa a ser claramente negativo, tendo relevância estatística (por ambos os intervalos de confiança estarem abaixo de zero) por 2 ou 3 períodos, o que leva a crer que o fenômeno de *overshooting* (FRANKEL, 1986), de fato, tenha existido no período.

As respostas dadas pelos preços relativos aos choques nas taxas de câmbio (gráficos 13, 20, e 27) são bem definidas como negativas nos 3 modelos, apesar de não ser possível afirmar o significado estatístico desse efeito no modelo 3 (gráfico 27) pelo fato de o intervalo de confiança ser amplo demais.

Pelo conjunto dos modelos 1 a 3, assume-se aqui que há, de fato, efeito cambial indireto (via preços relativos) negativo sobre o PIB da agropecuária no Brasil no período estudado. O fato desse efeito ser negativo contraria o que Shane e Liefert (2000) atestaram para o Brasil dos anos 1990. Entende-se que a competitividade e grande parte do valor agregado da agropecuária brasileira estejam na abundância de terras e mão-de-obra, o que reduziria a dependência de insumos externos e, conseqüentemente, faria com que depreciações cambiais gerassem efeitos positivos para os preços relativos. Para compreender melhor esse fenômeno é que são estimados os modelos ARDL 7 e 8 na seção 6.3, na qual haverá uma maior discussão sobre o tema.

Com relação aos efeitos sobre o PIB da agropecuária, tem-se um efeito negativo da taxa de juros sobre essa variável (gráficos 16, 23, e 30), como esperado, e um efeito positivo, porém não tão bem definido, da depreciação da taxa de câmbio (gráficos 14 e 21), sendo que no modelo 3 esse efeito é negativo (gráfico 28).

No que tange ao efeito não tão bem definido da taxa de câmbio, há a explicação de Hoc (2017), cujo resultado é semelhante com relação a essa variável, de que a apreciação cambial dos anos 2000 se deu no mesmo momento do crescimento da exportação de *commodities*. Isso faria com que, apesar de o sinal indicar que depreciações cambiais melhoram o desempenho do setor, o intervalo de confiança fique amplo demais para indicar significância estatística. Além disso, deve-se considerar também o efeito indireto do câmbio sobre o setor agropecuário via preços a ser discutido a partir do gráfico 33, o que também pode justificar a menor precisão da resposta ao impulso.

Os gráficos 18, 25 e 32 indicam, conforme Agénor e Montiel (2008), um efeito dos preços relativos sobre a taxa de câmbio. Ou seja, que aumentos dos preços relativos resultem em apreciações cambiais. O gráfico 18, o único em que o efeito apresenta relevância estatística, indica, contudo, que esse efeito seja apenas temporário.

Através da figura 2, visualiza-se melhor a relação entre as variáveis da forma posta pelos modelos estimados.

Figura 2 – Relações entre as variáveis nos modelos 1, 2 e 3

Nota: “+” indica efeito positivo, e “-” um efeito negativo.

Fonte: Elaboração Própria (2019)

A figura 2 mostra os efeitos majoritariamente exibidos entre as variáveis nos modelos 1 a 3. Os efeitos indiretos são a junção dos efeitos Taxa de Juros/Câmbio→Preços Relativos com o efeito Preços Relativos→PIB da Agropecuária. Por exemplo, como o efeito de uma depreciação cambial sobre os preços relativos (gráfico 13) é negativo, e o efeito dos preços relativos sobre o PIB da agropecuária é positivo (gráfico 17), há uma transmissão do efeito negativo da depreciação cambial para o PIB da agropecuária. Como essa figura engloba muitas informações, especialmente porque não deixa claro os efeitos indiretos, as informações serão divididas entre as figuras 3 e 4.

Com o intuito de visualizar em conjunto os efeitos cambiais diretos e indiretos, o gráfico 33 exibe as funções de resposta ao impulso que dizem respeito a esses efeitos no modelo 1, o que se mostra mais adequado à análise de efeitos cambiais. O gráfico 33 é uma junção dos gráficos 13, 14 e 17.

Como já dito, é possível que o efeito impreciso do câmbio sobre a agropecuária se dê pelo efeito negativo que o câmbio causa nos preços relativos, os quais têm efeito positivo no PIB agropecuário (gráficos 17, 24, e 31). Há, assim, um efeito positivo da depreciação cambial ao aumentar a receita da agropecuária e outro negativo, de aumentar o custo de produção (como evidenciado na figura 3).

Gráfico 33 – Gráficos das Respostas ao Impulso do Modelo 1 relativas aos efeitos direto e indireto da taxa de câmbio

Fonte: Elaboração Própria (2019)

Figura 3 – Relações entre as variáveis relativas ao efeito cambial

Nota: “+” indica efeito positivo, e “-” um efeito negativo.

Fonte: Elaboração Própria (2019)

O questionamento importante a ser feito a partir desse ponto é se a magnitude do efeito indireto do câmbio é grande o suficiente para tornar a relação taxa de câmbio → Agropecuária tão dúbia assim. Após 12 períodos, o efeito Câmbio sobre Preços Relativos é de apenas -0,02%, enquanto o de Preços Relativos sobre o PIB da Agropecuária de 0,04%.

Apesar de as funções de resposta ao impulso indicarem que o efeito indireto é menor que o direto, a análise de decomposição da variância, a qual será exposta mais a frente, nas

tabelas 1 a 6, indica uma maior relevância do efeito indireto, já que a principal variável explicativa da variância do erro para variável Log (PIBAP), na maioria dos modelos, é o Log (PRPP), ao passo que a principal variável dentro do modelo para explicação da variância do erro da variável Log (PRPP) é justamente o Log (E).

Voltando-se para a análise das funções de resposta ao impulso que dizem respeito à taxa de juros, tem-se um efeito duplamente negativo sobre a agropecuária, o que corrobora com a linha de pensamento de Saghaian, Reed e Marchant (2002), a qual se baseia na hipótese de *overshooting* (FRANKEL, 1986). O questionamento a ser feito agora é se o efeito dos juros é especialmente maior sobre a agropecuária, ou se é homogeneamente negativo para a economia como um todo.

Shane e Liefert (2000) entendem que o efeito das taxas de juros sobre o PIB da agropecuária é negativo, assim como o é para a economia como um todo, ou seja, o efeito não é especialmente mais negativo na agropecuária do que nos outros setores. Essa ideia contrasta com o defendido por Spolador e Barros (2004) de que há, na verdade, um efeito especialmente negativo dos juros sobre a agropecuária pelos custos de oportunidade de se investir no setor com maiores custos de obtenção de empréstimos, ou seja, a agropecuária aqui é mais afetada do que os outros setores. Essa questão poderá ficar mais clara através das funções de resposta ao impulso dos Modelos 4 e 6. A figura 4 evidencia um resumo desses efeitos.

A partir das tabelas 1 a 6, pela análise de decomposição da variância do erro dos modelos 1 a 3, mais poderá ser concluído sobre os efeitos.

As tabelas 1 a 3 exibem a decomposição histórica da variância do erro de previsão⁹ com foco na variável Log (PIBAP), o que se pode relacionar à influência dos choques diretos. Percebe-se, então, uma notável diferença entre os modelos 1 e 3, nos quais a variável que aparece como mais importante são os preços relativos, e o modelo 2, no qual praticamente metade da variância no erro do PIB da agropecuária advém da taxa de juros real do Crédito Rural.

⁹ Permite saber quais as variáveis cujos choques mais afetam a variável em questão, conforme explicado na seção 5.2.3.2

Figura 4 – Relações entre as variáveis relativas aos efeitos monetários

Nota: “-” denota um efeito negativo.

Fonte: Elaboração Própria (2019)

Dessa forma, com exceção do modelo 2, os modelos 1 e 3 colocam a variância do erro do PIB da agropecuária como devida, principalmente, aos choques em preços relativos (aproximadamente 30% da variância), ressaltando a influência dos efeitos indiretos, seguidos, respectivamente, pelos choques na taxa de juros e na taxa de câmbio, respondendo esses últimos por, aproximadamente, 7% da variância, o que pode significar que os efeitos cambiais devem perder importância ao passo em que os efeitos diretos são enfraquecidos pelos efeitos indiretos que atuam pelo caminho inverso.

Tabela 1 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Modelo 1 para a variável Log (PIBAP)

Período	Log (SELIC)	Log(E)	Log (PRPP)	Log (PIBAP)
1	0,00209	0,00195	0,16125	0,83471
2	0,06262	0,01504	0,22438	0,69796
3	0,06907	0,01779	0,31574	0,59741
4	0,07100	0,02233	0,32876	0,57792
5	0,09230	0,02831	0,31504	0,56434
6	0,10819	0,03470	0,31255	0,54456
7	0,11620	0,04299	0,31105	0,52977
8	0,12567	0,05163	0,30481	0,51790
9	0,13575	0,05933	0,29804	0,50688
10	0,14366	0,06646	0,29232	0,49756

Nota: SELIC- Taxa de juros SELIC; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 2 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Modelo 2 para a variável Log (PIBAP)

Período	Log (JCR)	Log(E)	Log (PRPP)	Log (PIBAP)
1	0,20449	0,03067	0,03493	0,72991
2	0,30535	0,01704	0,05913	0,61848
3	0,35454	0,01298	0,11482	0,51766
4	0,38914	0,00949	0,12705	0,47432
5	0,42238	0,00758	0,11986	0,45018
6	0,45355	0,00757	0,12043	0,41846
7	0,48069	0,00876	0,12193	0,38862
8	0,50297	0,01076	0,11974	0,36654
9	0,51992	0,01335	0,11747	0,34926
10	0,53300	0,01622	0,11594	0,33484

Nota: : JCR- Taxa de Juros Real do Crédito Rural; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 3 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Modelo 3 para a variável Log (PIBAP)

Período	Log (TJEA)	Log(E)	Log (PRPP)	Log (PIBAP)
1	0,01401	0,04901	0,04581	0,89117
2	0,03730	0,02641	0,11722	0,81907
3	0,07528	0,02089	0,22383	0,68000
4	0,09918	0,02348	0,26210	0,61523
5	0,09665	0,03924	0,26250	0,60162
6	0,08755	0,05784	0,26649	0,58812
7	0,07974	0,06806	0,28501	0,56719
8	0,07460	0,07201	0,30158	0,55180
9	0,07115	0,07404	0,31011	0,54470
10	0,06840	0,07492	0,31544	0,54124

Nota: TJEA- Taxa de Juros Real Ex Ante; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária.

Fonte: Elaboração Própria

A seguir, segue-se à análise nas tabelas 4, 5 e 6 da análise de decomposição da variância com foco na variância do erro de Log (PRPP) para os modelos 1, 2 e 3, respectivamente, pois é justamente pelo efeito das taxas de juros e câmbio sobre os preços relativos que se têm os efeitos indiretos. Dessa forma, é importante saber em que medida os preços relativos estão sendo afetados por tais variáveis.

Como já esperado, o modelo 1 é ineficiente em captar os efeitos monetários via preços relativos. Por essa razão, é mais prudente analisar apenas as tabelas 5 e 6.

As tabelas 5 e 6 indicam, de forma geral, que, por volta de 34% da variância do erro dos preços relativos é devida à taxa de juros e à taxa de câmbio, conjuntamente. Apesar de a taxa de câmbio apresentar uma relevância um pouco maior, o modelo 2 (tabela 5) dá a ambas variáveis praticamente o mesmo peso.

Tabela 4 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Modelo 1 para a variável Log (PRPP)

Período	Log (SELIC)	Log(E)	Log (PRPP)	Log (PIBAP)
1	0,00094	0,03170	0,96735	0,00000
2	0,00052	0,03569	0,95923	0,00455
3	0,00127	0,07821	0,91277	0,00775
4	0,00098	0,12665	0,86171	0,01067
5	0,00295	0,15386	0,83090	0,01229
6	0,00467	0,16941	0,81284	0,01308
7	0,00506	0,18260	0,79854	0,01379
8	0,00518	0,19436	0,78607	0,01438
9	0,00550	0,20359	0,77613	0,01478
10	0,00587	0,21046	0,76859	0,01509

Nota: SELIC- Taxa de juros SELIC; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 5 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Modelo 2 para a variável Log (PRPP)

Período	Log (JCR)	Log(E)	Log (PRPP)	Log (PIBAP)
1	0,09963	0,03529	0,86509	0,00000
2	0,16255	0,04407	0,79303	0,00036
3	0,17042	0,07963	0,74966	0,00030
4	0,16628	0,11534	0,71757	0,00081
5	0,16810	0,13626	0,69475	0,00088
6	0,17264	0,14916	0,67745	0,00074
7	0,17602	0,15930	0,66397	0,00072
8	0,17743	0,16734	0,65448	0,00075
9	0,17711	0,17385	0,64829	0,00075
10	0,17585	0,17965	0,64376	0,00074

Nota: JCR- Taxa de Juros Real do Crédito Rural; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 6 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Modelo 3 para a variável Log (PRPP)

Período	Log (TJEA)	Log(E)	Log (PRPP)	Log (PIBAP)
1	0,08763	0,05130	0,86107	0,00000000
2	0,15770	0,03269	0,77793	0,03168
3	0,16504	0,06073	0,74106	0,03317
4	0,16473	0,10130	0,70943	0,02454
5	0,15436	0,13624	0,69029	0,01912
6	0,14517	0,15920	0,67780	0,01783
7	0,14052	0,17203	0,66978	0,01767
8	0,14050	0,17791	0,66475	0,01684
9	0,14267	0,18067	0,66075	0,01591
10	0,14509	0,18235	0,65736	0,01519

Nota: TJEA- Taxa de Juros Real Ex Ante; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária.

Fonte: Elaboração Própria

6.2. Modelos 4 a 6: Explicando a participação da agropecuária no PIB do Brasil

Assim como na seção 6.1, a forma de construção de cada modelo será discutida, apresentando-se as respectivas funções de resposta ao impulso, antes de se passar à discussão dos resultados.

Como discutido na seção anterior, e exibido no apêndice A, há no modelo 4 três variáveis $I(1)$ e uma $I(0)$, porém os testes de Johansen (Tabela 31 do apêndice F) indicam a inexistência de cointegração.

Os critérios de informação para o modelo 4 (Tabela 30 do apêndice F), o qual considera como taxa de juros a SELIC nominal, apontam para a utilização de uma defasagem apenas. É estimado um VAR(1) sem *dummies*, na especificação com tendência e constante. Os testes indicam ausência de autocorrelação (Tabela 32 do apêndice F). O gráfico 34 indica que as raízes do modelo estão dentro do círculo unitário.

Gráfico 34- Raízes do Modelo 4 no Círculo Unitário

Fonte: Elaboração Própria

Uma vez concluído que o modelo é adequado, passa-se à análise dos gráficos 35 a 39, que exibem as funções acumuladas de resposta ao impulso do modelo estimado.

Gráfico 35: Função de resposta dos preços relativos em 1ª diferença a impulso na taxa de câmbio em 1ª diferença- Modelo 4

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 36: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em 1ª diferença a impulso em taxa de câmbio em 1ª diferença- Modelo 4

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 37: Função de resposta dos preços relativos em 1ª diferença a impulso em SELIC em 1ª diferença- Modelo 4

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 38: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em 1ª diferença a impulso em SELIC em 1ª diferença- Modelo 4

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 39: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em 1ª diferença a impulso em preços relativos em 1ª diferença- Modelo 4

Fonte: Elaboração Própria

Os critérios de informação para o modelo 5 (Tabela 33 do apêndice G), o qual considera a taxa de juros real do Crédito Rural, apontam para a utilização de 2 defasagens. É estimado um VEC(2) sem *dummies*. Os testes indicam autocorrelação (Tabela 35 do apêndice G) no lag 4 (ao nível de significância de 1%). O gráfico 40 indica que as raízes do modelo estão dentro do círculo unitário.

Gráfico 40- Raízes do Modelo 5 no Círculo Unitário

Fonte: Elaboração Própria

Os gráficos 41 a 45 exibem as funções de resposta ao impulso do modelo estimado.

Gráfico 41: Função de resposta dos preços relativos a impulso na taxa de câmbio-

Modelo 5

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 42: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em a impulso em taxa de câmbio- Modelo 5

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 43: Função de resposta dos preços relativos a impulso em taxa de juros real do Crédito Rural- Modelo 5

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 44: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB a impulso em taxa de juros real do Crédito Rural- Modelo 5

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 45: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB a impulso em preços relativos- Modelo 5

Fonte: Elaboração Própria

Por fim, os critérios de informação para o modelo 6 (Tabela 36 do apêndice H), o qual considera como taxa de juros a real *ex ante*, apontam para a utilização de 1, 2 ou 5 defasagens.

Neste trabalho é estimado um VEC (2) em detrimento de um VEC (1) ou um VEC (5) por se verificar melhor desempenho nos testes de autocorrelação. A estatística traço (Tabela 37 do apêndice H) revela a existência de 1 vetor de cointegração. A especificação utilizada é com constante apenas, sem *dummies*. Os testes indicam ausência de autocorrelação (Tabela 38 do apêndice H) para o modelo. O gráfico 46 indica que as raízes do modelo estão dentro do círculo unitário.

Gráfico 46- Raízes do Modelo 6 no Círculo Unitário

Fonte: Elaboração Própria

Segue-se aos gráficos 47 a 51, que exibem as funções de resposta ao impulso do modelo estimado.

Gráfico 47: Função de resposta dos preços relativos a impulso na taxa de câmbio- Modelo 6

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 48: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB em a impulso em taxa de câmbio- Modelo 6

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 49: Função de resposta dos preços relativos a impulso em taxa de juros real ex ante- Modelo 6

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 50: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB a impulso em taxa de juros real ex ante- Modelo 6

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 51: Função de resposta da participação da agropecuária no PIB a impulso em preços relativos- Modelo 6

Fonte: Elaboração Própria

Os choques cambiais aparecem como praticamente irrelevantes, em termos de significância estatística, à participação da agropecuária no PIB (gráficos 47 e 48). No modelo 4, eles não possuem efeito, e nos modelos 5 e 6, apesar de haver um efeito indireto negativo e um efeito direto positivo, não há significância estatística. Porém, há que se considerar que nos modelos 1, 2, e 3 há sim influência da taxa de câmbio sobre os preços relativos (os modelos 7 e 8 também testarão essa relação), e pode-se dizer que, pelos modelos 4, 5 e 6, há influência dos preços relativos sobre a participação da agropecuária no PIB (gráficos 39, 45 e 51). Dessa forma, em concordância com o previsto em Agénor e Montiel (2008), pode-se concluir pela existência de impacto indireto negativo do câmbio sobre AP%. O efeito cambial direto, por outro lado, não se confirma.

Sobre a taxa de juros, pode-se dizer que seus efeitos diretos se confirmam estatisticamente tanto com a taxa de juros real do Crédito Rural (gráfico 44), como com a SELIC nominal (gráfico 38), porém não com a taxa de juros real ex ante (gráfico 50). Os efeitos monetários indiretos se confirmam estatisticamente somente com a taxa de juros real do Crédito Rural (gráfico 43), e com a taxa de juros real ex ante (gráfico 49), mas não com a SELIC nominal (gráfico 37). Estes resultados corroboram com a tese de que os efeitos da taxa de juros são especialmente mais negativos sobre o setor agropecuário do que sobre os outros setores, conforme a tese de Spolador e Barros (2004).

A falta de efeito direto da variável taxa de câmbio sobre a participação da agropecuária no PIB (AP%) contraria o esperado pelo estudo de Giambiagi e Terra (2014). Apesar da lógica do modelo teórico, há muitas hipóteses simplificadoras em sua construção, as quais fogem da realidade brasileira. Deve-se considerar que o efeito positivo da depreciação cambial influi sobre o setor de comercializáveis como um todo (e não apenas sobre a agropecuária), e não se consideram no modelo os efeitos dos preços relativos, nem do efeito “histerese” de Krugman (1988).

Nas tabelas 7, 8 e 9, a decomposição histórica da variância do erro para a variável participação da agropecuária no PIB, para os modelos 4, 5 e 6, é exibida. Como o mesmo processo para a variável preços relativos já foi realizado nas tabelas 4, 5 e 6, não é necessário refazê-lo. É possível dizer que, de forma geral, o efeito mais importante é o monetário direto. Os efeitos indiretos, aqui, são menos relevantes do que na análise do desempenho do setor. As tabelas 7 e 8 atribuem aos preços relativos apenas 7%, aproximadamente, da variância do erro da participação da agropecuária no PIB. O destaque mesmo fica para a taxa de juros real do Crédito Rural, responsável por 56% da variância do erro de AP%.

Tabela 7 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Modelo 4 para a variável Log (AP%)

Período	$\Delta \text{Log (SELIC)}$	$\Delta \text{Log (E)}$	$\Delta \text{Log (PRPP)}$	$\Delta \text{Log (AP\%)}$
1	0,00009	0,02292	0,06319	0,91380
2	0,04040	0,04191	0,05975	0,85794
3	0,05685	0,03887	0,06033	0,84396
4	0,06222	0,03908	0,06045	0,83824
5	0,07108	0,03879	0,06102	0,82911
6	0,07118	0,03867	0,06148	0,82868
7	0,07288	0,03861	0,06144	0,82707
8	0,07286	0,03860	0,06153	0,82701
9	0,07307	0,03859	0,06152	0,82682
10	0,07307	0,03859	0,06153	0,82681

Nota: SELIC- Taxa de juros SELIC; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; AP%- Participação da agropecuária no PIB.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 8 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Modelo 5 para a variável Log (AP%)

Período	Log (JCR)	Log(E)	Log (PRPP)	Log (PIBAP)
1	0,17271	0,02807	0,01853	0,78070
2	0,26151	0,02289	0,04136	0,67424
3	0,29148	0,03448	0,09920	0,57483
4	0,37165	0,03966	0,10336	0,48533
5	0,46190	0,04803	0,08646	0,40361
6	0,51854	0,06592	0,07644	0,33910
7	0,54590	0,08321	0,07388	0,29701
8	0,55643	0,09389	0,07392	0,27576
9	0,55935	0,09947	0,07547	0,26572
10	0,56121	0,10221	0,07752	0,25906

Nota: JCR- Taxa de Juros Real do Crédito Rural; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 9 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Modelo 6 para a variável Log (AP%)

Período	Log (TJEA)	Log(E)	Log (PRPP)	Log (PIBAP)
1	0,01548	0,00130	0,05640	0,92682
2	0,04022	0,01840	0,11882	0,82256
3	0,07358	0,03305	0,19928	0,69410
4	0,11118	0,05211	0,20557	0,63113
5	0,12589	0,07015	0,18517	0,61880
6	0,12908	0,08338	0,16953	0,61800
7	0,13155	0,09231	0,16427	0,61186
8	0,13444	0,09838	0,16188	0,60530
9	0,13671	0,10225	0,15888	0,60215
10	0,13854	0,10451	0,15646	0,60049

Nota: TJEA- Taxa de Juros Real Ex Ante; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária.

Fonte: Elaboração Própria

6.3. Modelos 7 e 8: ARDLs da influência da taxa de câmbio sobre preços pagos e recebidos pela agropecuária

Apesar de o teste de raiz unitária para a taxa de câmbio já haver sido realizado anteriormente, ele foi refeito, juntamente com os das outras variáveis dos modelos 7 e 8, pois a

periodicidade deles é agora mensal. Os testes na periodicidade mensal estão disponíveis no apêndice A (tabelas 17 e 18).

Como indicado nos testes, todas variáveis são $I(1)$. Para realizar o teste de cointegração num modelo bivariado, realizam-se regressões lineares de Log (IPP) e Log (IPR) , sem constante, tendo como variável explicativa Log (E) . Haverá cointegração caso o resíduo seja estacionário. O teste de raiz unitária do resíduo dessa regressão está exibido na tabela 10.

Tabela 10 – Teste ERS para os resíduos dos modelos lineares de Log (IPR) e Log (IPP) explicadas por Log (E)

Série	Componente Determinista	Nº de Defasagens	Estatística do teste	Valores Críticos		Resultado da significância de H_0
				5%	1%	
Resíduos de $\text{Log (IPP)} \sim \text{Log (E)}$	Tendência e Constante		-2,040	-2,89	-3,48	Não rejeita $H_0: I(1)$
	Constante	1	-0,795	-1,94	-2,57	Não rejeita $H_0: I(1)$
Resíduos de $\text{Log (IPR)} \sim \text{Log (E)}$	Tendência e Constante		-2,107	-2,89	-3,48	Não rejeita $H_0: I(1)$
	Constante	1	-0,904	-1,94	-2,57	Não rejeita $H_0: I(1)$

Nota: $\text{Log (IPP)} \sim \text{Log (E)}$ - Modelo linear do logaritmo do Índice de Preços Pagos sendo explicado pelo logaritmo do índice da taxa de câmbio; $\text{Log (IPR)} \sim \text{Log (E)}$ - Modelo linear do logaritmo do Índice de Preços Recebidos sendo explicado pelo logaritmo do índice da taxa de câmbio.

Fonte: Elaboração Própria

Não sendo os resíduos das regressões estacionários, considera-se que não há cointegração e, portanto, estima-se o ARDL com todas variáveis em diferença. A especificação que exhibe o lag estatisticamente significativo da variável explicativa e não apresenta autocorrelação utiliza um lag de $\Delta \log (E)$ e quatro de $\Delta \log (IPP)$. O modelo está exibido na tabela 11.

Tabela 11 – Modelo 7: ARDL de $\Delta \log (IPP)$ sendo explicada por $\Delta \log (E)$

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	P-valor
Constante	0,005799	0,001388	4,18	0,0000409
$\Delta \log (E)$	0,007467	0,028858	-0,259	0,79606
$\Delta \log (E) (-1)$	0,08929	0,028882	3,092	0,00223
$\Delta \log (IPP) (-1)$	-0,052206	0,06298	-0,829	0,40797
$\Delta \log (IPP) (-2)$	0,125935	0,062945	2,001	0,04655
$\Delta \log (IPP) (-3)$	-0,037996	0,063117	-0,602	0,54774
$\Delta \log (IPP) (-4)$	0,144979	0,062701	2,312	0,02161

Nota: IPP- Índice de Preços Pagos; E- Índice da taxa de câmbio real.

Fonte: Elaboração Própria

A especificação que exibe o lag estatisticamente significativo da variável explicativa e não apresenta autocorrelação utiliza 1 lag de $\Delta \log(E)$ e 1 de $\Delta \log(IPP)$. O modelo está exibido na tabela 12.

Tabela 12 – Modelo 8: ARDL de $\Delta \log(IPP)$ sendo explicada por $\Delta \log(E)$

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	P-valor
Constante	0,004677	0,001175	3,979	9,09E-05
$\Delta \log(E)$	-0,017924	0,0288	-0,622	0,5343
$\Delta \log(E) (-1)$	0,067761	0,028523	2,376	0,0183
$\Delta \log(IPP) (-1)$	0,445731	0,057476	7,755	2,34E-13

Nota: IPP- IPR- Índice de Preços Recebidos; E- Índice da taxa de câmbio real.

Fonte: Elaboração Própria

Como exibido nas tabelas 11 e 12, o efeito do câmbio defasado em um período é mais forte sobre preços pagos, 0,089%, do que sobre preços recebidos, 0,067%, o que reforça o estimado no modelo 1, de que o efeito de câmbio sobre preços relativos era de, aproximadamente, -0,025%.

Dessa forma, há mais evidências da existência de efeito negativo da depreciação cambial sobre preços relativos (como nos gráficos 13, 20 e 27), pois os preços pagos são mais sensíveis às variações cambiais do que os preços recebidos.

Como ressaltado na discussão da seção 5.1, isso vem a conflitar com a afirmação de Shane e Liefert (2000) de que o Brasil, enquanto produtor não dependente de insumos *tradables*, tende a apresentar resultados positivos para o setor agropecuário dada uma depreciação cambial. Os resultados aqui apresentados sugerindo o contrário, levantam o questionamento de que talvez tenha havido uma mudança estrutural no processo produtivo, ou simplesmente que o Brasil tenha aumentado relativamente a produção de culturas intensivas em insumos importados, em detrimento de culturas intensivas em terra e mão-de-obra.

As principais culturas produzidas pelo Brasil em 2016 foram soja, milho, e cana-de-açúcar, as quais corresponderam juntas a 60,4% do valor total produzido na agricultura, segundo a pesquisa de Produção Agrícola Municipal, PAM (IBGE, 2019). A parcela de insumos *tradables* nos custos de produção da cana-de-açúcar era 18,4% no período de 1999/2000, passou a 18% na safra de 2014/2015; a parcela de insumos *tradables* para o milho, que era de 42,4% em 1999/2000, passou a 57,7% em 2014/2015; e a mesma parcela para a soja passou de 50,1% em 1999/2000 a 68,5% em 2014/2015 (AGRIANUAL, 2000, 2001, 2015).

Concomitante ao aumento da importância de insumos *tradables* nos custos do milho e da soja, há a expressiva expansão da participação da soja no produto agrícola brasileiro no período, saindo de 19,17% do valor produzido em 2000 para 32,67% em 2016.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Buscou-se, neste trabalho, avaliar se o PIB da agropecuária e sua participação no PIB total brasileiro são ou não afetados pelos choques cambiais e monetários e, se sim, de que forma isso ocorre. Para tanto, foi utilizada uma abordagem que diferencia os efeitos desses choques em diretos e indiretos (aqueles que se dão via preços relativos).

O uso de modelos VAR (VEC) e ARDL para os anos considerados nesta dissertação (1996 a 2016) revelaram resultados que contrastaram um pouco com o existente na literatura, em especial sobre os choques cambiais, o que em parte deve-se a mudanças de comportamento da agropecuária diante da abertura econômica e do processo de valorização cambial que o Brasil passou nas duas primeiras décadas do século XXI.

No que tange à taxa de câmbio, era esperado que tanto os efeitos direto e indireto de uma depreciação cambial fossem positivos sobre o desempenho da agropecuária, pois a literatura existente ressaltava muito que a receita das exportações seria afetada pelo câmbio e os custos eram pouco afetados pela taxa de câmbio, pois eram custos com terra e mão de obra pagos na moeda local. Na prática, verificou-se que o efeito direto, apesar de positivo, não era tão claro assim, em especial, pelo fato de o intervalo de confiança da função de resposta ao impulso não estar completamente acima de zero. Além da justificativa do *boom* de preços de *commodities* nos anos 2000, que se deu conjuntamente a uma apreciação cambial, de forma a tornar menos claro o efeito da taxa de câmbio (HOC, 2017; BARROS, 2016), deve-se considerar também o efeito indireto da taxa de câmbio, que é de um efeito negativo da depreciação cambial sobre a agropecuária, via preços relativos, e a influência de um maior desenvolvimento do mercado financeiro brasileiro, o qual tem criado mais mecanismos que permitam o *hedge* cambial (seja por meio de operações em mercado futuro, via cédula de produto rural ou de outras operações de crédito indexadas pela correção cambial) para produtores rurais, protegendo-os das flutuações cambiais.

Como discutido, apesar de pelas funções de resposta ao impulso o efeito indireto da taxa de câmbio ser menor do que o efeito direto, a análise de decomposição da variância indicou que, na verdade, é esse efeito indireto que está mais em ação, o que torna o impacto da taxa de câmbio algo dúbio (não se sabe ao certo qual dos efeitos prevalece) e difícil de ser interpretado.

É interessante registrar que Shane e Liefert (2000) justificaram que o Brasil não teve a agropecuária tão prejudicada pela crise asiática dos anos 1990, justamente porque, tendo uma parcela de *tradables* entre seus insumos menor do que a de outros países, a depreciação cambial

teria melhorado seus termos de troca no período. Essa não foi a relação observada nos modelos 7 e 8 ao se usar dados de 1996 a 2016, que indicam que, por haver uma maior sensibilidade dos preços pagos a choques cambiais do que os preços recebidos, as depreciações cambiais geram uma piora nos preços relativos. Essa constatação pode indicar uma mudança estrutural no setor agropecuário nos anos 2000, de forma a se tornar mais dependente de insumos importados.

Essa mudança estrutural foi verificada com o aumento expressivo da participação de insumos *tradables* nos custos de produção do milho e da soja, culturas que juntas representam mais de 44% da produção agrícola brasileira em 2016, e com o aumento de importância da soja no produto agrícola nacional, de menos de 20% em 2000 para 32,67% em 2016 (IBGE, 2019). A mudança estrutural pode ter se dado pelo contexto dos anos 2000 de valorização cambial e uma maior liberalização econômica, o que facilitou a introdução cada vez maior de insumos importados no processo produtivo.

Com relação aos efeitos da taxa de juros, como já era esperado, tanto seus efeitos diretos como os indiretos, pelo fenômeno do *overshooting* (FRANKEL, 1986), foram negativos.

Os resultados para os modelos da participação da agropecuária no PIB (modelos 4, 5 e 6) são indicativos, na medida de suas limitações, de que há efeitos cambiais e monetários indiretos sobre essa variável, porém eles são bem menores do que o efeito direto da taxa de juros real do crédito rural. Entre as três alternativas de conceitos de taxas de juros, a análise de decomposição da variância indicou que o modelo que incorporava a taxa de juros real do crédito rural foi o que essa variável respondia pela maior parte da variância do erro da participação da agropecuária no PIB. À exceção desse modelo, apenas uma pequena parte da variância do erro, aproximadamente 17%, tendo como foco a variável, é devida às variáveis explicativas do modelo (juros, câmbio e preços relativos), no período estudado. Isso pode ter duas explicações:

- 1- A participação da agropecuária no PIB pode ser mais suscetível a variáveis estruturais, como a produtividade, do que variáveis conjunturais, como as utilizadas nesse trabalho;
- 2- O período utilizado, o qual foi escolhido por conta da inconsistência de variáveis macroeconômicas antes de 1996, é um período em que a agropecuária manteve sua fatia no PIB quase sempre constante, e isso pode ter dificultado ao modelo captar os efeitos das variáveis explicativas.

Sendo a taxa de juros real do crédito rural a variável que apresentou o maior efeito sobre a participação da agropecuária no PIB, corrobora-se com a afirmação de Spolador e Barros

(2004) de que a taxa de juros afeta o setor agropecuário de forma particularmente mais forte do que o resto da economia, pelos custos de oportunidade do setor e altos custos de financiamento.

Os modelos 4, 5 e 6, que são específicos para verificar participação da agropecuária no PIB, apesar de captarem que sua fatia é afetada positivamente pela melhora dos preços relativos, não captam os efeitos cambiais sobre preços relativos.

Os resultados obtidos nesta dissertação chamam atenção para o fato de que há mudanças nas duas primeiras décadas dos anos 2000 (como sua adaptação à maior liberalização econômica e a fases de valorização cambial) que implicam comportamentos diferentes da agropecuária (em seu desempenho e sua participação no PIB brasileiro) a choques cambiais em relação aos que tinham sido diagnosticados em trabalhos anteriores.

REFERÊNCIAS

AGÉNOR, P.-R.; MONTIEL, P. J. **Development macroeconomics**. Princeton University Press, 2008.

AGRIANUAL. AGRIANUAL 1999: Anuário da agricultura brasileira. São Paulo: FNP Consultoria, 2000.

_____. AGRIANUAL 2000: Anuário da agricultura brasileira. São Paulo: FNP Consultoria, 2001.

_____. AGRIANUAL 2015: Anuário da agricultura brasileira. São Paulo: FNP Consultoria, 2016.

ANDERSON, K. On why agriculture declines with economic growth. *Agricultural Economics*, v. 1, n. 3, p. 195-207, 1987.

ALFARO, L. et al. Why governments implement temporary stabilization programs. **Journal of Applied Economics**, v. 2, n. 2, p. 211-245, 1999.

BARBOSA, F. de H.; CAMELO, F. D.; JOAO, I. C.. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. *Rev. Bras. Econ.*, Rio de Janeiro, v. 70, n. 4, p. 399-417, Dec. 2016. Available from
<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S003471402016000400399&lng=en&nrm=iso>. access on 05 Apr. 2019. <http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20160021>.

BARROS, G.S.A.C.. Effects of international shocks and domestic macroeconomic policies upon Brazilian agriculture. **Agricultural Economics**, v. 7, n. 3-4, p. 317-329, 1992.

_____. 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.

BATTEN, D. S.; BELONGIA, M. T. The recent decline in agricultural exports: is the exchange rate the culprit?. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, n. October 1984, 1984.

BELONGIA, M.; KING, R. A. A monetary analysis of food price determination. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 65, n. 1, p. 131-135, 1983.

BERNANKE, B.S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.25, p.49-100, 1986.

BESSLER, D. A. Relative prices and money: a vector autoregression on Brazilian data. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 66, n. 1, p. 25-30, 1984.

BONOMO, M.; TERRA, C.. Elections and exchange rate policy cycles. **Economics & Politics**, v. 17, n. 2, p. 151-176, 2005.

- BRANDAO, A. S. P. Macroeconomics and agriculture in Brazil: results for vector autoregressions. **IAAE Occasional Paper, International Association of Agricultural Economists (UK)**, 1987.
- BRUGNARO, R.; BACHA, C. J. C.. Análise da participação da agropecuária no PIB do Brasil de 1986 a 2004. **Estud. Econ.**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 127-159, Mar. 2009. Available from <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-41612009000100005&lng=en&nrm=iso>. access on 09 May 2018. <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612009000100005>.
- BURSTEIN, A. T.; NEVES, J. C.; REBELO, S. Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations. **Journal of monetary Economics**, v. 50, n. 6, p. 1189-1214, 2003.
- BUENO, R. D. L. S. Econometria de séries temporais. São Paulo: Cengage Learning, 2012.
- CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. PIB do Agronegócio Brasil. CEPEA-USP, mai. 2018. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Relatorio%20PIBAGRO%20Brasil_MAO_CNA.pdf>. Acesso em: 07 set. 2018
- CHAMBERS, R. G. Interrelationships between monetary instruments and agricultural commodity trade. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 63, n. 5, p. 934-941, 1981.
- CHAMBERS, R. G.; JUST, R. E. Effects of exchange rate changes on US agriculture: a dynamic analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 63, n. 1, p. 32-46, 1981.
- CUNHA, Cleyzer Adrian da; VIEIRA, Wilson da Cruz. Choques monetários e cambiais e preços relativos na economia brasileira: 1990-2000. **Revista de Economia e Agronegócio/Brazilian Review of Economics and Agribusiness**, v. 1, n. 822-2016-54056, p. 89-115, 2003.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.
- _____. 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: 16 ago. 2017
- DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987.
- DIXIT, A.. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 104, n. 2, p. 205-228, 1989a.
- _____. Entry and exit decisions under uncertainty. **Journal of political Economy**, v. 97, n. 3, p. 620-638, 1989b.

DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161-1176, 1976.

ELLIOTT, G. et al. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York : Wiley, 2015.

FRANKEL, J. A. Expectations and commodity price dynamics: The overshooting model. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n. 2, p. 344-348, 1986.

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 mar. 2019.

GASQUES, J. G. et al. Produtividade da agricultura brasileira: a hipótese da desaceleração. *Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade*. Brasília, DF: Ipea, p. 143-163, 2016.

GIAMBIAGI, F.; TERRA, C. **Finanças Internacionais: Macroeconomia Aberta**. Elsevier Brasil, 2014.

GRAHAM, D.H.; GAUTHIER, H.; BARROS, J.R.M. Thirty Years of Agricultural Growth in Brazil: Crop Performance, Regional Profile, and Recent Policy Review. In **Economic Development and Cultural Change**, v. 36, n. 1, pp. 1-34, outubro de 1987.

GUJARATI, D. N. **Basic econometrics**. McGraw-Hill Education, 2009.

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. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo, 2017.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Produção Agrícola Municipal (PAM)* Rio de Janeiro, 2019. Disponível em: < <http://www.sidra.ibge.gov.br/> >. Acesso: 31 mar. 2019.

IPEA – IPEADATA. Dados macroeconômicos. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 1 out. 2018.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, p. 231-254, 1988.

KOST, W. E. et al. Effects of an exchange rate change on agricultural trade. *Agricultural Economics Research*, n. 3, 1976.

KRUGMAN, P. R. Deindustrialization, reindustrialization, and the real exchange rate. National Bureau of Economic Research, Working paper n. 2586, 1988.

KWON, D.-H.; KOO, W. W. Interdependence of Macro and Agricultural Economics: How Sensitive is the Relationship?. *American journal of agricultural economics*, v. 91, n. 5, p. 1194-1200, 2009.

LÜTKEPOHL, H. New introduction to multiple time series analysis. Springer Science & Business Media, 2005.

MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. Em: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J., Long-run economic relationships: readings in cointegration. Oxford U. P., 1991.

MADDALA, G. S.; KIM, I-M.. Unit roots, cointegration, and structural change. Cambridge university press, 1998.

MARGARIDO, M. A.; SERIGATI, F. C.; PEROSA, B. B. Análise do mecanismo de transmissão dos preços internacionais de commodities agrícolas sobre o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil. **Textos para Discussão 256**, Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, São Paulo, 2010.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K.S. **Foundations of international macroeconomics**. Cambridge, MA: MIT press, 1996.

ORDEN, D. Agriculture, trade, and macroeconomics: The US case. *Journal of Policy Modeling*, v. 8, n. 1, p. 27-51, 1986.

_____. Exchange rate effects on agricultural trade. *Journal of agricultural and applied economics*, v. 34, n. 2, p. 303-312, 2002.

OREIRO, J.L.; DAGOSTINI, L. Terms of Trade, Real Exchange Rate Over-Valuation and De-industrialization: Theory and Empirical Evidence on Brazilian Case (2003-2015). Instituto de Economia-Universidade Federal do Rio de Janeiro, Discussion Paper n. 24, 2016.

PAIVA, P.; BACHA, C.J.C. Comparison between agriculture versus mining and oil shares into the GDP of the South American countries from 1960 to 2014. In: ERSa 58th Meeting, Places for people: innovative, inclusive and liveable regions, 2018, Cork.

PAIVA, R.M.; SCHATTAN, S.; FREITAS, C.F.T. **Setor agrícola do Brasil**; comportamento econômico, problemas e possibilidades. 2.ed. Rio de Janeiro: Forense-Universitária, São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1976.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. **Testing for a unit root in time series regression**. *Biometrika*, Great Britain, v.75, n. 2, p. 335-346. 1988.

REIS, L. de M.. Determinantes da apreciação da taxa de câmbio real brasileira nos anos 2000. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas - FGV, Rio de Janeiro, 2013.

SAGHAIAN, S. H.; REED, M. R.; MARCHANT, M. A. Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in an open economy. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 84, n. 1, p. 90-103, 2002

- SANTOS, P. F. A.; SPOLADOR, H. F. S.. Produtividade Setorial e Mudança Estrutural no Brasil: Uma Análise Para o Período 1981 a 2013. *Rev. Bras. Econ.*, Rio de Janeiro , v. 72, n. 2, p. 217-248, Junho de 2018 . Disponível em:
<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402018000200217&lng=en&nrm=iso>. Acesso em 14 Set. 2018.
- SHANE, M. D.; LIEFERT, W. M. The international financial crisis: macroeconomic linkages to agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 82, n. 3, p. 682-687, 2000.
- SCALCO, P., VIEIRA, W.. Regime de metas de inflação: relação entre preços agrícolas, taxa de juros e taxa de câmbio. **Revista de Política Agrícola**, Local de publicação (editar no plugin de tradução o arquivo da citação ABNT), 19, Jun. 2015. Disponível em:
<<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/323>>. Acesso em: 04 Dez. 2019.
- SCHUH, G. E. The exchange rate and US agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 56, n. 1, p. 1-13, 1974.
- _____. Future directions for food and agricultural trade policy. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 66, n. 2, p. 242-247, 1984.
- SIMS, C. A. Money, income, and causality. *The American economic review*, p. 540-552, 1972.
- _____. Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1-48, 1980.
- 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: 19 mar. 2019.
- STEIN, E. H.; STREB, J. M.; GHEZZI, P. Real exchange rate cycles around elections. **Economics & Politics**, v. 17, n. 3, p. 297-330, 2005.
- TSAY, R. S. Multivariate time series analysis: with R and financial applications. John Wiley & Sons, 2013.
- USDA (United States Department of Agriculture). USDA Agricultural Projections to 2027. US Department of Agriculture, February, 2018.
- TWEETEN, Luther G. An economic investigation into inflation passthrough to the farm sector. *Western Journal of Agricultural Economics*, p. 89-106, 1980.
- XU, M.; ORDEN, D. Exchange rate effects on Canadian/US agricultural prices. AAEA Selected Paper, 2002.

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

WORLD BANK. World Bank National Accounts Data. Disponível em: <<https://data.worldbank.org>>. Acesso em 1 out. 2018.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D.W.K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, 1992.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Testes de raiz unitária

Tabela 13: Testes de Dickey-Pantula para o período de 1996-2016

Série	Componente Determinista	Nº de Defasagens	Estatística do teste	Valores Críticos		Resultado da significância de H0
				5%	1%	
Log (SELIC)	Tendência e Constante	1	-8,173	-3,464	-4,071	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-8,165	-2,896	-3,510	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-8,179	-1,945	-2,593	Rejeita H0: I(2)***
Log (PRPP)	Tendência e Constante	0	-7,482	-3,464	-4,071	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-7,453	-2,896	-3,510	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-7,430	-1,945	-2,593	Rejeita H0: I(2)***
Log (ERIIPA)	Tendência e Constante	0	-7,226	-3,464	-4,071	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-7,261	-2,896	-3,510	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-7,225	-1,945	-2,593	Rejeita H0: I(2)***
Log(JCR)	Tendência e Constante	3	-7	-3,464	-4,071	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-7	-2,896	-3,510	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-7	-1,945	-2,593	Rejeita H0: I(2)***
Log (PIBAP)	Tendência e Constante	3	-5,930	-3,464	-4,071	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-5,903	-2,896	-3,510	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-3,446	-1,945	-2,593	Rejeita H0: I(2)***
Log (AP%)	Tendência e Constante	3	-7,192	-3,464	-4,071	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-7,238	-2,896	-3,510	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-7,286	-1,945	-2,593	Rejeita H0: I(2)***

Nota: SELIC- Taxa de juros SELIC; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária; JCR- Taxa de Juros do Crédito Rural; ***- significância de 1%.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa

Tabela 14: Testes de ERS para o período de 1996-2016

Série	Componente Determinista	Nº de Defasagens	Estatística do teste	Valores Críticos		Resultado da significância de H0
				5%	1%	
Log (SELIC)	Tendência e Constante		-2,986	-3,03	-3,758	Não rejeita H0: I(1)
	Constante	1	-1,056	-1,94	-2,59	Não rejeita H0: I(1)
Log (PRPP)	Tendência e Constante		-1,765	-3,03	-3,758	Não rejeita H0: I(1)
	Constante	1	-0,681	-1,94	-2,59	Não rejeita H0: I(1)
Log (ERIIPA)	Tendência e Constante		-2,227	-3,03	-3,758	Não rejeita H0: I(1)
	Constante	1	-0,629	-1,94	-2,59	Não rejeita H0: I(1)
Log (JCR)	Tendência e Constante		-5,226	-3,03	-3,758	Não rejeita H0: I(1)
	Constante	1	-5	-1,94	-2,59	Não rejeita H0: I(1)
Log (PIBAP)	Tendência e Constante		-2,566	-3,03	-3,758	Não rejeita H0: I(1)
	Constante	0	2,045	-1,94	-2,59	Não rejeita H0: I(1)
Log (AP%)	Tendência e Constante		-3,568	-3,03	-3,758	Rejeita H0: I(1)**
	Constante	0	-3,378	-1,94	-2,59	Rejeita H0: I(1)**

Nota: SELIC- Taxa de juros SELIC; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária; JCR- Taxa de Juros do Crédito Rural; ***- significância de 1%.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa

Tabela 15: Testes de Dickey-Pantula para o período de 2002-2016

Série	Componente Determinista	Nº de Defasagens	Estatística do teste	Valores Críticos		Resultado da significância de H0
				5%	1%	
Log (TJEA)	Tendência e Constante	0	-5,508	-3,748	-4,11	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-5,457	-2,91	-3,54	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-5,473	-1,94	-2,600	Rejeita H0: I(2)***
Log (PRPP)	Tendência e Constante	0	-5,854	-3,748	-4,11	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-5,884	-2,91	-3,54	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-5,823	-1,94	-2,600	Rejeita H0: I(2)***
Log (ERIIPA)	Tendência e Constante	0	-5,740	-3,748	-4,11	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-5,704	-2,91	-3,54	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-5,650	-1,94	-2,600	Rejeita H0: I(2)***
Log(PIBAP)	Tendência e Constante	1	-7,384	-3,748	-4,11	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-7,450	-2,91	-3,54	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-5,676	-1,94	-2,600	Rejeita H0: I(2)***
Log(AP%)	Tendência e Constante	1	-7,853	-3,748	-4,11	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-7,786	-2,91	-3,54	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-7,841	-1,94	-2,600	Rejeita H0: I(2)***

Nota: TJEA- Taxa de juros real ex ante; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária; ***- significância de 1%.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa

Tabela 16: Testes de ERS para o período de 2002-2016

Série	Componente Determinista	Nº de Defasagens	Estatística do teste	Valores Críticos		Resultado da significância de H0
				5%	1%	
Log (TJEA)	Tendência e Constante	1	-1,396	-3,03	-3,58	Não rejeita H0: I(1)
	Constante		-1,053	-1,95	-2,6	Não rejeita H0: I(1)
Log (PRPP)	Tendência e Constante	1	-1,855	-3,03	-3,58	Não rejeita H0: I(1)
	Constante		-0,770	-1,95	-2,6	Não rejeita H0: I(1)
Log (ERIIPA)	Tendência e Constante	1	-1,770	-3,03	-3,58	Não rejeita H0: I(1)
	Constante		-1,026	-1,95	-2,6	Não rejeita H0: I(1)
Log (PIBAP)	Tendência e Constante	0	-3,582	-3,03	-3,58	Rejeita H0: I(1)**
	Constante		0,823	-1,95	-2,6	Não rejeita H0: I(1)
Log (AP%)	Tendência e Constante	1	-3,220	-3,03	-3,58	Rejeita H0: I(1)**
	Constante		-2,241	-1,95	-2,6	Rejeita H0: I(1)**

Nota: TJEA- Taxa de juros real ex ante; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária; ***- significância de 1%.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa

Tabela 17 – Teste de Dickey-Pantula para as variáveis dos modelos 3 e 4, de preços pagos e recebidos da agropecuária sendo explicados pela taxa de câmbio

Série	Componente Determinista	Nº de Defasagens	Estatística do teste	Valores Críticos		Resultado da significância de H0
				5%	1%	
Log (IPP)	Tendência e Constante	3	-6,679	-3,428	-3,995	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-6,623	-2,873	-3,456	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-4,691	-1,942	-2,574	Rejeita H0: I(2)***
Log (IPR)	Tendência e Constante	0	-9,760	-3,428	-3,995	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-9,782	-2,873	-3,456	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-8,742	-1,942	-2,574	Rejeita H0: I(2)***
Log (E)	Tendência e Constante	0	-11,882	-3,428	-3,995	Rejeita H0: I(2)***
	Constante		-11,900	-2,873	-3,456	Rejeita H0: I(2)***
	Nenhum		-11,870	-1,942	-2,574	Rejeita H0: I(2)***

Nota: IPP- Índice de Preços Pagos; IPR- Índice de Preços Recebidos; E- Índice da taxa de câmbio real.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 18 – Teste ERS para as variáveis dos modelos 7 e 8, de preços pagos e recebidos da agropecuária sendo explicados pela taxa de câmbio

Série	Componente Determinista	Nº de Defasagens	Estatística do teste	Valores Críticos		Resultado da significância de H0
				5%	1%	
Log (IPP)	Tendência e Constante		-1,029	-2,89	-3,48	Não rejeita H0: I(1)
	Constante	0	4,258	-1,94	-2,57	Não rejeita H0: I(1)
Log (IPR)	Tendência e Constante		-2,762	-2,89	-3,48	Não rejeita H0: I(1)
	Constante	1	2,661	-1,94	-2,57	Não rejeita H0: I(1)
Log (E)	Tendência e Constante		-2,227	-2,89	-3,48	Não rejeita H0: I(1)
	Constante	1	-0,629	-1,94	-2,57	Não rejeita H0: I(1)

Nota: IPP- Índice de Preços Pagos; IPR- Índice de Preços Recebidos; E- Índice da taxa de câmbio real.

Fonte: Elaboração Própria

APÊNDICE B – Testes de Zivot-Andrews

Tabela 19: Testes de Zivot-Andrews para o período de 1996-2016

	Periodicidade		Lag	Estatística Calculada	Ponto de Quebra Potencial	Nível de Significância
Log(AP%)	Trimestral	Tendência	4	-1,99	-	-
		Intercepto	6	-3,28		-
Log (PIBAP)	Trimestral	Tendência	6	-4,59	2003 T2	5%
		Intercepto	6	-5,30	2001 T3	5%
Log (SELIC)	Trimestral	Tendência	4	-4,34	2013 T1	10%
		Intercepto	4	-3,97	-	-
Log (PRPP)	Trimestral	Tendência	4	-3,88	-	-
		Intercepto	4	-4,46	-	-
Log(E)	Trimestral	Tendência	1	-2,95	-	-
		Intercepto	1	-3,30	-	-
Log(JCR)	Trimestral	Tendência	5	-3,39	-	-
		Intercepto	5	-4,31	-	-

Nota: SELIC- Taxa de juros SELIC; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária; JCR- Taxa de Juros do Crédito Rural.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa

Tabela 20: Testes de Zivot-Andrews para o período de 2002-2016

Variável	Periodicidade		Lag	Estatística Calculada	Ponto de Quebra Potencial	Nível de Significância
Log(AP%)	Trimestral	Tendência	8	-4,01	-	-
		Intercepto	4	-5,03	2004 T2	5%
		Tendência	5	-5,04	2006 T1	1%
Log (PIBAP)	Trimestral				2004 T2- 2006 T1	
		Intercepto	2	-5,37		1%
Log (TJEA)	Trimestral	Tendência	3	-5,48	2013 T1	5%
		Intercepto	1	-3,79	-	-
Log (PRPP)	Trimestral	Tendência	4	-3,4	-	-
		Intercepto	4	-4,51	-	-
		Tendência	8	-5,48	2013 T1	1%
Log(E)	Trimestral					
		Intercepto	1	-3,79	-	-

Nota: TJEA- Taxa de juros real ex ante; PRPP- Preços Recibidos/Preços Pagos; E- Índice da Taxa de Câmbio Cambial; PIBAP- PIB da agropecuária.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa

APÊNDICE C – Testes referentes ao modelo 1: Desempenho da agropecuária, com taxa de juros SELIC nominal

Tabela 21 – Critérios de Informação para a seleção de defasagens para modelo 1 com SELIC

Número de Defasagens	Critérios de Seleção			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	-2,04E+07	-2,02E+07	-1,97E+07	1,33E-03
2	-2,05E+07	-2,00E+07	-1,93E+07	1,28E-03
3	-2,04E+07	-1,97E+07	-1,87E+07	1,37E-03
4	-2,02E+07	-1,93E+07	-1,80E+07	1,80E-03
5	-2,03E+07	-1,92E+07	-1,76E+07	1,69E-03

Nota: AIC- Critério de Informação de Akaike; HQ- Critério de Informação de Hannan-Quinn; SC- Critério de Informação de Schwarz; FPE: Critério de Predição Final do Erro.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 22 – Estatística Traço do Teste de Cointegração de Johansen para o Modelo 1

	Estatística Traço		
	Valor Observado	Valor Crítico	
		95%	99%
$r=0$	64,75	53,12	60,16
$r \leq 1$	33,48	34,91	41,07
$r \leq 2$	15,18	19,96	24,6
$r \leq 3$	5,58	9,24	12,97

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 23 – Testes de Autocorrelação para o Modelo 1 com SELIC

Teste	Lags	p-valor
Breusch-Godfrey	1	0,5102
Breusch-Godfrey	2	0,3844
Breusch-Godfrey	3	0,3631
Breusch-Godfrey	4	0,1432
Portmanteau	16	0,778
Portmanteau	20	0,5264

Fonte: Elaboração Própria

APÊNDICE D – Testes referentes ao modelo 2: Desempenho da agropecuária, com taxa de juros real do Crédito Rural

Tabela 24 – Critérios de Informação para a seleção de defasagens para o Modelo 2

Número de Defasagens	Critérios de Seleção			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	-2,39E+07	-2,36E+07	-2,32E+07	4,25E-05
2	-2,46E+07	-2,40E+07	-2,34E+07	2,03E-05
3	-2,47E+07	-2,41E+07	-2,30E+07	1,96E-05
4	-2,46E+07	-2,38E+07	-2,25E+07	2,09E-05
5	-2,46E+07	-2,35E+07	-2,19E+07	2,27E-05

Nota: AIC- Critério de Informação de Akaike; HQ- Critério de Informação de Hannan-Quinn; SC- Critério de Informação de Schwarz; FPE: Critério de Predição Final do Erro.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 25 – Estatística Traço do Teste de Cointegração de Johansen para o Modelo 2

	Estatística Traço		
	Valor Observado	Valor Crítico	
		95%	99%
r=0	77,4	53,12	60,16
r≤1	38,11	34,91	41,07
r≤2	13,5	19,96	24,6
r≤3	5,19	9,24	12,97

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 26 – Testes de Autocorrelação para o Modelo 2 com taxa de Juros do Crédito Rural

Teste	Lags	p-valor
Breusch-Godfrey	1	0,0824
Breusch-Godfrey	2	0,0258
Breusch-Godfrey	3	0,0038
Breusch-Godfrey	4	0,0004
Portmanteau	16	0,0936
Portmanteau	20	0,0444

Fonte: Elaboração Própria

APÊNDICE E – Testes referentes ao modelo 3: Desempenho da agropecuária, com taxa de juros real ex ante

Tabela 27 – Critérios de Informação para a seleção de defasagens para o Modelo 3

Número de Defasagens	Critérios de Seleção			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	-2,13E+07	-2,10E+07	-2,05E+07	5,40E-04
2	-2,15E+07	-2,10E+07	-2,01E+07	4,49E-04
3	-2,15E+07	-2,07E+07	-1,94E+07	4,98E-04
4	-2,13E+07	-2,03E+07	-1,87E+07	5,93E-04
5	-2,14E+07	-2,02E+07	-1,82E+07	5,89E-04

Nota: AIC- Critério de Informação de Akaike; HQ- Critério de Informação de Hannan-Quinn; SC- Critério de Informação de Schwarz; FPE: Critério de Predição Final do Erro.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 28 – Estatística Traço do Teste de Cointegração de Johansen para o Modelo 3

	Estatística Traço		
	Valor Observado	Valor Crítico	
		95%	99%
$r=0$	66,58	53,12	60,16
$r\leq 1$	38,33	34,91	41,07
$r\leq 2$	15,56	19,96	24,6
$r\leq 3$	3,66	9,24	12,97

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 29 – Testes de Autocorrelação para o Modelo 3 com taxa de Juros real ex ante

Teste	Lags	p-valor
Breusch-Godfrey	1	0,0218
Breusch-Godfrey	2	0,0247
Breusch-Godfrey	3	0,0382
Breusch-Godfrey	4	0,0115
Portmanteau	16	0,0322
Portmanteau	20	0,0051

Fonte: Elaboração Própria

APÊNDICE F – Testes referentes ao modelo 4: Participação da agropecuária no PIB, com o uso da SELIC nominal

Tabela 30 – Critérios de Informação para a seleção de defasagens

Número de Defasagens	Critérios de Seleção			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	-2,06E+07	-2,03E+07	-1,99E+07	1,15E-03
2	-2,05E+07	-2,00E+07	-1,93E+07	1,26E-03
3	-2,03E+07	-1,97E+07	-1,86E+07	1,51E-03
4	-2,04E+07	-1,95E+07	-1,82E+07	1,44E-03
5	-2,03E+07	-1,93E+07	-1,77E+07	1,59E-03

Nota: AIC- Critério de Informação de Akaike; HQ- Critério de Informação de Hannan-Quinn; SC- Critério de Informação de Schwarz; FPE: Critério de Predição Final do Erro.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 31 – Estatística Traço do Teste de Cointegração de Johansen para o Modelo 2

	Estatística Traço		
	Valor Observado	Valor Crítico	
		95%	99%
r=0	46,47	53,12	60,16
r≤1	28,66	34,91	41,07
r≤2	12,75	19,96	24,6
r≤3	4,02	9,24	12,97

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 32 – Testes de Autocorrelação para o Modelo 2

Teste	Lags	p-valor
Breusch-Godfrey	1	0,2072
Breusch-Godfrey	2	0,654
Breusch-Godfrey	3	0,1685
Breusch-Godfrey	4	0,1125
Portmanteau	16	0,3829
Portmanteau	20	0,2705

Fonte: Elaboração Própria

APÊNDICE G – Testes referentes ao modelo 5: Participação da agropecuária no PIB, com o uso da taxa de juros real do Crédito Rural

Tabela 33 – Critérios de Informação para a seleção de defasagens

Número de Defasagens	Critérios de Seleção			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	-2,42E+07	-2,40E+07	-2,35E+07	2,96E-05
2	-2,50E+07	-2,46E+07	-2,38E+07	1,34E-05
3	-2,50E+07	-2,44E+07	-2,33E+07	1,37E-05
4	-2,49E+07	-2,40E+07	-2,27E+07	1,57E-05
5	-2,48E+07	-2,38E+07	-2,22E+07	1,74E-05

Nota: AIC- Critério de Informação de Akaike; HQ- Critério de Informação de Hannan-Quinn; SC- Critério de Informação de Schwarz; FPE: Critério de Predição Final do Erro.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 34 – Estatística Traço do Teste de Cointegração de Johansen para o Modelo 5

	Estatística Traço		
	Valor Observado	Valor Crítico	
		95%	99%
$r=0$	66,19	53,12	60,16
$r\leq 1$	28,05	34,91	41,07
$r\leq 2$	11,15	19,96	24,6
$r\leq 3$	4,64	9,24	12,97

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 35 – Testes de Autocorrelação para o Modelo 5

Teste	Lags	p-valor
Breusch-Godfrey	1	0,1782
Breusch-Godfrey	2	0,1067
Breusch-Godfrey	3	0,0596
Breusch-Godfrey	4	0,0001
Portmanteau	16	0,1127
Portmanteau	20	0,0279

Fonte: Elaboração Própria

APÊNDICE H – Testes referentes ao modelo 6: Participação da agropecuária no PIB, com o uso da taxa de juros real ex ante

Tabela 36 – Critérios de Informação para a seleção de defasagens

Número de Defasagens	Critérios de Seleção			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	-2,14E+07	-2,10E+07	-2,05E+07	5,16E-04
2	-2,15E+07	-2,09E+07	-2,01E+07	4,61E-04
3	-2,15E+07	-2,07E+07	-1,95E+07	4,82E-04
4	-2,15E+07	-2,05E+07	-1,89E+07	5,02E-04
5	-2,16E+07	-2,04E+07	-1,84E+07	4,96E-04

Nota: AIC- Critério de Informação de Akaike; HQ- Critério de Informação de Hannan-Quinn; SC- Critério de Informação de Schwarz; FPE: Critério de Predição Final do Erro.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 37 – Estatística Traço do Teste de Cointegração de Johansen para o Modelo 6

	Estatística Traço		
	Valor Observado	Valor Crítico	
		95%	99%
r=0	58,61	53,12	60,16
r≤1	31,66	34,91	41,07
r≤2	13,71	19,96	24,6
r≤3	3,64	9,24	12,97

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 38 – Testes de Autocorrelação para o Modelo 6

Teste	Lags	p-valor
Breusch-Godfrey	1	0,02765
Breusch-Godfrey	2	0,0145
Breusch-Godfrey	3	0,01442
Breusch-Godfrey	4	0,01022
Portmanteau	16	0,05109
Portmanteau	20	0,01943

Fonte: Elaboração Própria