



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro de Ciências Sociais

Faculdade de Ciências Econômicas

Tiago Sayão Rosa

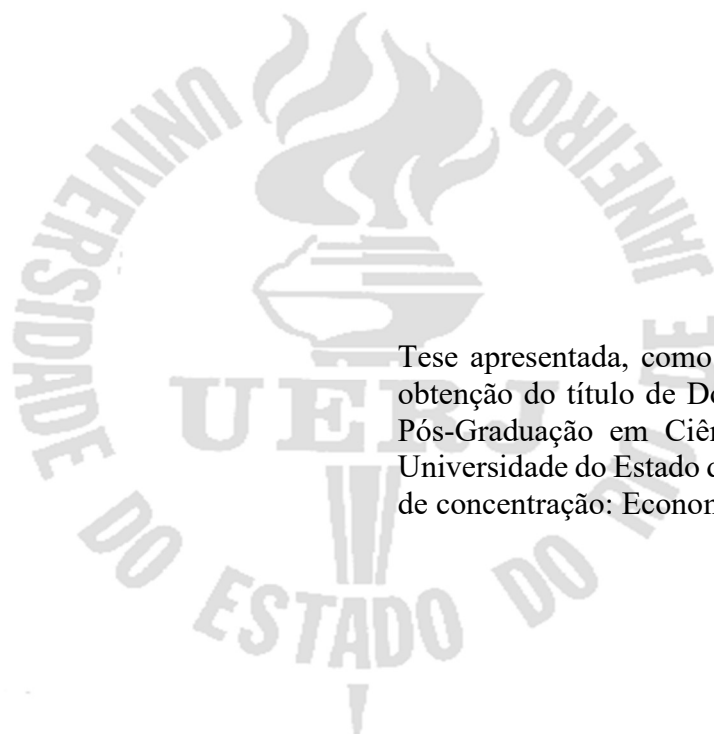
Transmissão de Preços do Leite entre os Principais Estados Brasileiros

Rio de Janeiro

2020

Tiago Sayão Rosa

Transmissão de Preços do Leite entre os Principais Estados Brasileiros



Tese apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Andrea Ugolini

Rio de Janeiro

2020

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

R788 Rosa, Tiago Sayão.
Transmissão de preços do leite entre os principais estados
brasileiros / Tiago Sayão Rosa. – 2020.
201 f.
Orientador: Prof. Dr. Andrea Ugolini.
Tese (doutorado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro,
Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f. 170-183.
1. Economia – Brasil – Teses. 2. Leite – Produção – Teses. 3.
Oferta e procura – Brasil – Teses. 4. Preços – Teses. I. Ugolini,
Andrea. II. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Faculdade de
Ciências Econômicas. III. Título.

CDU 338(81):637.11

Bibliotecária: Luciana Zöhner CRB7/5643

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação, deste que citada a fonte.

Assinatura

Data

Tiago Sayão Rosa

Transmissão de Preços do Leite entre os Principais Estados Brasileiros

Tese apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Aplicada.

Aprovado em 16 de março de 2020.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Andrea Ugolini (Orientador)

Faculdade de Ciências Econômicas – UERJ

Prof. Dr. Fernando Antônio Lucena Aiube

Faculdade de Ciências Econômicas – UERJ

Prof. Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva

Departamento de Engenharia de Produção – CEFET

Prof. Dra. Vivian Vicente de Almeida

Faculdade de Ciências Econômicas – IBMEC

Prof. Dr. Jorge Nogueira de Paiva Britto

Faculdade de Ciências Econômicas – UFF

Rio de Janeiro

2020

DEDICATÓRIA

*À Deus pela saúde e perseverança,
à minha amada Ana Paula pelo amor incondicional
e aos meus filhos Tainá e Davi.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus em primeiro lugar pelo acolhimento das minhas orações nos mais diversos momentos de desespero.

Agradeço especialmente aos meus pais, Zoraida e Romilto: vocês são minha principal fonte de inspiração, exemplo de caráter e simplicidade! Não cumpriria essa etapa sem o amor, carinho, afeto e apoio durante essa longa jornada. Agradeço também à minha amada Ana Paula, companheira de vida, amiga e confidente por sempre acreditar em mim. Essa Tese só foi possível graças à você: TE AMO! Agradeço também aos meus filhos, Tainá e Davi: os abraços e beijos quando chego em casa são revigorantes!

Agradeço ao meu orientador, o professor Doutor Andrea Ugolini, que me acolheu em um momento delicado estando sempre solícito a ensinar com muita atenção e paciência. Durante a execução desse estudo, minha admiração só aumentou e seus conselhos, em vários momentos, transmitiram paz e segurança.

Ao professor Doutor Carlos Alberto Gonçalves da Silva pelo apoio na elaboração da metodologia utilizada neste trabalho. A sua paciência, disponibilidade e conhecimento fazem diferença na vida profissional e pessoal dos alunos.

Aos demais professores do Programa em Pós Graduação em Ciências Econômicas cuja dedicação e o incansável esforço na transmissão de conhecimento fazem o programa alcançar níveis cada vez melhores de qualidade.

Aos amigos do corpo discente em especial Thiago Meyer, Carolina Silveira e Salatiel Turra. Agradeço também aos amigos e parceiros de vida Ricardo Macedo, José Maria, Vivian Vicente, Eleonora Mesquita, Ariana Britto, Alessandra Porto e Aline Novaes. As palavras de incentivo foram essenciais nesta trajetória.

Aos técnicos administrativos do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da UERJ, em especial à minha amiga Rosângela Lemos e ao Erik Martins pela ajuda disponibilizada.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES, pelo apoio financeiro imprescindível para a realização do curso.

RESUMO

SAYÃO, T. R. **Transmissão de Preços do Leite entre os Principais Estados Brasileiros.** 2020. 197 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2020.

A bovinocultura leiteira é de grande importância econômica para o Brasil, sendo responsável pela geração de empregos, diretos e indiretos em toda a cadeia. Além disso, é um dos alimentos fundamentais na alimentação humana pelo seu alto valor nutritivo sendo importante fonte de cálcio e proteína animal. Diante desse cenário, o objetivo do presente estudo é investigar o processo de transmissão de preços do leite no âmbito espacial e vertical nos estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás e São Paulo no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2018. A metodologia utilizada foi o Modelo de Correção de Erro (VEC), teste de cointegração de Johansen (1988), Modelo Autoregressivo Vetorial (VAR) com destaque para o *Spillover*, teste de Causalidade de Granger, Função Impulso-Resposta e modelos assimétricos (família ARCH). De acordo com os resultados obtidos para análise espacial, o estado de Minas Gerais é o maior formador de preços ao nível do produtor. Após dez meses, os preços mineiros explicam grande proporção da variabilidade dos preços nos outros estados. Já o estado de São Paulo possui um papel preponderante nos preços no atacado e varejo dentre as unidades federativas estudadas. Com relação aos mercados verticais, foi possível evidenciar que os preços *spot* são os principais responsáveis pela assimetria na transmissão de preços nos estados de Minas Gerais, Goiás e São Paulo, enquanto no Rio Grande do Sul e Paraná os preços atacadistas são os maiores transmissores.

Palavras-chave: Leite, Transmissão de Preços, VAR, *Spillover*, ARCH.

ABSTRACT

SAYÃO, T. R. **Transmission of Milk Prices between the Main Brazilian States**. 2020. 197 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2020.

Dairy cattle farming is of great economic importance for Brazil, being responsible for the generation of jobs, direct and indirect throughout the chain. In addition, it is one of the fundamental foods in human nutrition due to its high nutritional value and is an important source of calcium and animal protein. Given this scenario, the objective of the present study is to investigate the process of transmission of milk prices in the spatial and vertical scope in the states of Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás and São Paulo in the period from January 2007 to December 2018. The methodology used was the Error Correction Model (ECM), Johansen's cointegration test (1988), Autoregressive Vector Model (VAR) with emphasis on Spillover, Granger Causality test, Impulse-Response Function and asymmetric models (ARCH family). According to the results obtained for spatial analysis, the state of Minas Gerais is the largest price maker at the producer level. After ten months, the prices of Minas Gerais explain a large proportion of price variability in other states. The state of São Paulo, on the other hand, plays a predominant role in wholesale and retail prices among the federated units studied. With regard to vertical markets, it was possible to show that spot prices are the main responsible for the asymmetry in price transmission in the states of Minas Gerais, Goiás and São Paulo while in Rio Grande do Sul and Paraná, wholesale prices are the biggest transmitters.

Keywords: Milk, Price Transmission, VAR, Spillover, ARCH.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 -	Distribuição da produção nacional de leite de vaca – 2018.	33
Figura 2 -	Representação da Cadeia Produtiva do Leite no Brasil.	34
Figura 3 -	Assimetria relacionada à velocidade.	70
Figura 4 -	Assimetria relacionada à magnitude.	70
Figura 5 -	Assimetria relacionada à velocidade e magnitude.	71
Figura 6 -	Assimetria positiva.	72
Figura 7 -	Assimetria negativa.	72
Figura 8 -	Mapa da rede de <i>spillover</i> dos retornos dos preços pagos ao produtor.	133
Figura 9 -	Mapa da rede de <i>spillover</i> dos retornos dos preços no atacado.	135
Figura 10 -	Mapa da rede de <i>spillover</i> dos retornos dos preços no varejo.	137
Figura 11 -	Mapa da rede de <i>spillover</i> dos retornos dos preços praticados em Minas Gerais.	145
Figura 12 -	Mapa da rede de <i>spillover</i> dos retornos dos preços no Rio Grande do Sul.	148
Figura 13 -	Mapa da rede de <i>spillover</i> dos retornos dos preços no Paraná.	151
Figura 14 -	Mapa da rede de <i>spillover</i> dos retornos dos preços em Goiás.	154
Figura 15 -	Mapa da rede de <i>spillover</i> de retornos dos preços em São Paulo.	158
Figura 16 -	Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor em MG.	161
Figura 17 -	Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor no RS.	162
Figura 18 -	Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor no PR.	163
Figura 19 -	Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor em GO.	165
Figura 20 -	Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor em SP.	166

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 -	Principais consumidores de leite de vaca (bilhões de litros) – 2017.....	22
Gráfico 2 -	Origem das importações brasileiras de leite e derivados em 2018.	28
Gráfico 3 -	Destino das exportações brasileiras de leite e derivados em 2018.....	29
Gráfico 4 -	Evolução da produção de leite em milhões de litros no período 1980 – 2018.	30
Gráfico 5 -	Produção de leite e efetivo de animais ordenhadas no período 1980 – 2018.	31
Gráfico 6 -	Evolução da produtividade (em mil litros/vaca ordenhada/ano) de leite nas regiões no período 2007/2018.....	32
Gráfico 7 -	Municípios com maior volume de produção (mil litros) – 2018.	36
Gráfico 8 -	Evolução dos preços médios nominais mineiros e nacional – 2007/2018....	37
Gráfico 9 -	Municípios gaúchos com maior volume de produção (mil litros) – 2007/2018.....	39
Gráfico 10 -	Evolução dos preços médios gaúchos e nacional – 2007/2018.	40
Gráfico 11 -	Municípios paranaenses com maior volume de produção (mil litros) – 2018.	43
Gráfico 12 -	Evolução dos preços médios paranaenses e nacional – 2007/2018.	43
Gráfico 13 -	Municípios goianos com maior volume de produção (mil litros) – 2018....	45
Gráfico 14 -	Evolução dos preços médios nominais goianos e nacional – 2007/2018.	46
Gráfico 15 -	Municípios paulistas com maior volume de produção (mil litros) – 2018. ...	48
Gráfico 16 -	Evolução dos preços médios nominais paulistas e nacional – 2007/2018....	49
Gráfico 17 -	Evolução da produção de leite sob inspeção – 2007/2018.....	52
Gráfico 18 -	Distribuição espacial dos laticínios – 2018.....	53
Gráfico 19 -	Evolução dos preços <i>spot</i> – 2007/2018.....	54
Gráfico 20 -	Evolução dos preços no atacado – 2007/2018.	59
Gráfico 21 -	Evolução dos preços no varejo – 2007/2018.	64
Gráfico 22 -	Comportamento dos preços mensais pagos aos produtores nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.	120
Gráfico 23 -	Comportamento dos preços mensais <i>spot</i> nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.	120
Gráfico 24 -	Comportamento dos preços mensais no atacado nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.	121
Gráfico 25 -	Comportamento dos preços mensais no varejo nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.	121

Gráfico 26 - Comportamento dos retornos dos preços pagos ao produtor nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.	124
Gráfico 27 - Comportamento dos retornos dos preços <i>spot</i> nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.	124
Gráfico 28 - Comportamento dos retornos dos preços no atacado nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.	125
Gráfico 29 - Comportamento dos retornos dos preços no varejo nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.	125

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Principais produtores mundiais de leite de vaca.	21
Tabela 2 -	<i>Ranking</i> de produtividade de leite de vaca em 2017 (em mil litros/vaca/ano).	23
Tabela 3 -	Exportações mundiais estimadas das principais <i>commodities</i>	24
Tabela 4 -	Exportações e Importações de Lácteos – 2007/2018.	25
Tabela 5 -	Tarifas de importação para produtos lácteos.	26
Tabela 6 -	Evolução da produção de leite nas regiões do país no período 2007/2018.	31
Tabela 7 -	Evolução da produtividade nas mesorregiões mineiras no período 2007/2018.	36
Tabela 8 -	Evolução da produtividade nas mesorregiões gaúchas no período 2007/2018.	38
Tabela 9 -	Evolução da produtividade nas mesorregiões paranaenses no período 2007/2018.	42
Tabela 10 -	Evolução da produtividade nas mesorregiões goianas no período 2007/2018.	44
Tabela 11 -	Evolução da produtividade nas mesorregiões paulistas no período 2007/2018.	47
Tabela 12 -	Desempenho da indústria de alimentação no Brasil no período 2007/2018.	50
Tabela 13 -	Desempenho dos setores da indústria de alimentação no período 2007/2018.	51
Tabela 14 -	<i>Ranking</i> das 13 maiores empresas de laticínios do Brasil em 2018.	55
Tabela 15 -	Valor de vendas (em 1000 R\$) dos derivados lácteos no Brasil – 2015/2017.	58
Tabela 16 -	Número de estabelecimentos varejistas e de trabalhadores registrados no comércio varejista de produtos de padaria, laticínio, doces, balas e semelhantes – 2007/2018.	60
Tabela 17 -	Maiores redes varejistas do Brasil – 2018.	63
Tabela 18 -	Maiores supermercados do Brasil – 2018.	63

Tabela 19 -	Evolução do Consumo de Leite e Derivados Lácteos no Brasil – milhões de litros.....	65
Tabela 20 -	Estatísticas descritivas para os preços do leite.....	118
Tabela 21 -	Correlação linear entre as séries de preços.....	119
Tabela 22 -	Estatísticas descritivas para os retornos dos preços do leite.....	122
Tabela 23 -	Correlação linear entre os retornos das séries de preços.....	123
Tabela 24 -	Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	127
Tabela 25 -	Teste de raiz unitária de Phillips e Perron (PP).....	128
Tabela 26 -	Teste de raiz unitária de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).....	129
Tabela 27 -	Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as três séries de preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.....	130
Tabela 28 -	<i>Spillover</i> para os retornos dos preços pagos ao produtor.....	132
Tabela 29 -	<i>Spillover</i> para os retornos dos preços no atacado.....	134
Tabela 30 -	<i>Spillover</i> para os retornos dos preços no varejo.....	136
Tabela 31 -	Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços pagos ao produtor.....	138
Tabela 32 -	Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados no atacado.....	139
Tabela 33 -	Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados no varejo.....	139
Tabela 34 -	Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retornos dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.....	143
Tabela 35 -	Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados em MG.....	143
Tabela 36 -	<i>Spillover</i> para os retornos dos preços praticados em MG.....	144
Tabela 37 -	Teste de Causalidade de Granger – Retornos dos preços praticados em MG.....	146
Tabela 38 -	<i>Spillover</i> para os retornos dos preços praticados no RS.....	148
Tabela 39 -	Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados no RS.....	149
Tabela 40 -	<i>Spillover</i> para os retornos dos preços praticados no PR.....	150

Tabela 41 -	Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados no Paraná.....	152
Tabela 42 -	<i>Spillover</i> dos retornos dos preços praticados em Goiás.....	153
Tabela 43 -	Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados em GO	155
Tabela 44 -	<i>Spillover</i> de Retorno para os preços praticados em São Paulo.....	157
Tabela 45 -	Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados em SP.	159
Tabela 46 -	Modelos de volatilidade assimétrica ajustados.....	160
Tabela 47 -	Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços pagos ao produtor.....	184
Tabela 48 -	Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados no Atacado.....	184
Tabela 49 -	Teste de Cointegração – Retorno dos preços praticados no Varejo.....	184
Tabela 50 -	<i>Spillover</i> de Volatilidade para os retornos dos preços pagos ao produtor.	185
Tabela 51 -	<i>Spillover</i> de Volatilidade para os retornos dos preços pagos ao produtor.	185
Tabela 52 -	<i>Spillover</i> de Volatilidade para os retornos dos preços pagos ao produtor.	185
Tabela 53 -	<i>Spillover</i> de Volatilidade para os retornos dos preços no atacado.....	186
Tabela 54 -	<i>Spillover</i> de Volatilidade para os retornos dos preços no atacado.....	186
Tabela 55 -	<i>Spillover</i> de Volatilidade para os retornos dos preços no atacado.....	186
Tabela 56 -	<i>Spillover</i> de Volatilidade para os retornos dos preços no varejo.....	187
Tabela 57 -	<i>Spillover</i> de Volatilidade para os retornos dos preços no varejo.....	187
Tabela 58 -	<i>Spillover</i> de Volatilidade para os retornos dos preços no varejo.....	187
Tabela 59 -	Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retorno dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.....	192
Tabela 60 -	Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados no RS.....	192
Tabela 61 -	Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retorno dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.....	194
Tabela 62 -	Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados no PR.....	194

Tabela 63 -	Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retorno dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.	196
Tabela 64 -	Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados em Goiás.	196
Tabela 65 -	Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retorno dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.	198
Tabela 66 -	Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados em SP.	198
Tabela 67 -	Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços em MG.	200
Tabela 68 -	Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços no RS.	200
Tabela 69 -	Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços no PR.	200
Tabela 70 -	Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços em GO.	201
Tabela 71 -	Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços em SP.	201

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	16
1.1 Considerações Gerais	16
1.2 O problema de pesquisa e sua relevância	18
1.3 Hipóteses e Objetivos	19
1.4 Estrutura do Trabalho	20
2 PANORAMA DA BOVINOCULTURA LEITEIRA	21
2.1 Produção mundial e comércio internacional	21
2.2 Produção nacional	29
2.2.1 <u>Minas Gerais</u>	35
2.2.2 <u>Rio Grande do Sul</u>	37
2.2.3 <u>Paraná</u>	41
2.2.4 <u>Goiás</u>	44
2.2.5 <u>São Paulo</u>	46
2.3 Indústria	49
2.4 Varejo	59
3 REFERENCIAL TEÓRICO	66
4 REVISÃO DA LITERATURA	78
4.1 Transmissão de preços do leite entre segmentos de mercado	78
4.2 Transmissão de preços do leite entre regiões	80
4.3 Evidências Internacionais	82
5 METODOLOGIA	84
5.1 Análise de séries temporais	84
5.2 Teste de Raiz unitária	85
5.3 Modelo Vetor Autorregressivo (VAR)	90
5.4 Estabilidade e estacionariedade	93
5.5 Estimação, análise e previsão	97
5.5.1 <u>Estimação</u>	97
5.5.2 <u>Função Impulso-Resposta</u>	98
5.5.3 <u>Decomposição da Variância</u>	102
5.5.4 <u>Spillovers</u>	104

5.5.5	<u>Causalidade de Granger</u>	107
5.6	Não estacionareidade e cointegração	109
5.6.1	<u>Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM)</u>	110
5.6.2	<u>Teste de Cointegração de Johansen</u>	111
5.7	Transmissão Assimétrica e Causalidade da Volatilidade	112
5.7.1	<u>Modelos Univariados</u>	112
5.7.2	<u>Modelos Assimétricos</u>	113
5.7.3	<u>Distribuição de Erros</u>	114
6	DADOS	117
7	RESULTADOS	126
7.1	Comportamento dos retornos dos preços entre os estados	126
7.1.1	<u>Teste de Raiz Unitária</u>	126
7.1.2	<u>Análise de Cointegração de Johansen</u>	130
7.1.3	<u>Spillovers</u>	131
7.1.4	<u>Causalidade de Granger</u>	137
7.1.5	<u>Função Impulso-Resposta</u>	140
7.2	Comportamento dos retornos dos preços em cada estado	142
7.2.1	<u>Minas Gerais</u>	142
7.2.3	<u>Paraná</u>	150
7.2.4	<u>Goiás</u>	153
7.2.5	<u>São Paulo</u>	156
7.3	Transmissão Assimétrica da Volatilidade dos retornos dos preços dos principais estados produtores	160
7.3.1	<u>Estado de Minas Gerais</u>	161
7.3.2	<u>Estado do Rio Grande do Sul</u>	162
7.3.3	<u>Estado do Paraná</u>	163
7.3.4	<u>Goiás</u>	164
7.3.5	<u>São Paulo</u>	165
	CONCLUSÕES	167
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	170
	APÊNDICE A – Teste de Cointegração de Johansen.....	184
	APÊNDICE B – Análise de Robustez: Retorno dos preços pagos ao produtor.....	185

APÊNDICE C – Análise de Robustez: Retorno dos preços praticados no atacado	186
APÊNDICE D – Análise de Robustez: Retorno dos preços praticados no varejo.....	187
APÊNDICE E – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços pagos ao produtor	188
APÊNDICE F – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços praticados no Atacado.....	189
APÊNDICE G – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços praticados no Varejo	190
APÊNDICE H – Função Impulso-Resposta para os retornos dos preços praticados em Minas Gerais.....	191
APÊNDICE I – Critérios de defasagem e Teste de cointegração de Johansen – RS.....	192
APÊNDICE J – Função Impulso-Resposta para o retorno dos preços praticados no Rio Grande do Sul	193
APÊNDICE L – Critérios de Defasagem e Teste de cointegração de Johansen – PR.....	194
APÊNDICE M – Função Impulso-Resposta para o retorno dos preços praticados no Paraná	195
APÊNDICE N – Critérios de Defasagem e Teste de cointegração de Johansen – GO	196
APÊNDICE O – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços praticados em Goiás.....	197
APÊNDICE P – Critérios de Defasagem e Teste de cointegração de Johansen – SP.....	198
APÊNDICE Q – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços praticados em São Paulo	199
APÊNDICE R – Teste de Causalidade Granger – Volatilidade dos retornos dos preços.....	200

INTRODUÇÃO

1.1 Considerações Gerais

O Brasil, no início da década de 90, promoveu um processo de abertura comercial que provocou modificações no setor agroindustrial de leite. Dentre os principais motivos para essas modificações, apontamos a desregulamentação do mercado de leite a partir de 1991; o surgimento de novos produtos aliados a maior presença de grandes empresas; maior abertura da economia para o mercado internacional; em especial, a criação do Mercado Comum do Cone Sul (Mercosul) e a estabilização de preços da economia brasileira em decorrência do Plano Real (JANK; GALAN, 1999). Dentre os fatos citados anteriormente, destacamos o grande crescimento do mercado de leite UHT¹, alterando a dinâmica do consumo em todo território nacional. Conforme Vilella et al (1999), isso fez com que mudasse o ponto de referência do preço do leite, do leite pasteurizado para o leite longa vida. Essa mudança trouxe impactos em toda a cadeia produtiva pela redução da margem de lucro, visto que os principais pontos de venda do leite UHT são os supermercados, que passam a ter muita influência no preço do leite, em virtude do forte poder de barganha que as grandes redes possuem frente aos fornecedores.

Em 2018, segundo dados da Pesquisa Pecuária Municipal (PPM) divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), as regiões que mais destacaram na produção de leite foram o Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Estas regiões concentraram 34,19%, 33,84% e 12,13% do total de leite produzido. Os estados que se destacaram na produção de leite foram Minas Gerais, com participação de 26,42%, Paraná, com 12,93%, Rio Grande do Sul com 12,54%, Goiás, com 9,11%, Santa Catarina, com 8,78% e São Paulo, com 4,85%. Com relação aos municípios que apresentaram as maiores quantidades de leite produzido, destacam-se três: Castro (PR), Patos de Minas (MG) e Orizona (GO) (IBGE, 2019). Borges et al (2014) afirmam que, no Brasil, dentro do cenário produtivo convivem tanto sistemas tecnológicos modernos, com elevada qualidade genética do rebanho e condições adequadas de suplementação alimentar, quanto sistemas de produção absolutamente extensivos, com padrões genéticos mestiços e

¹ Leite UHT (*ultra high temperature*) é submetido a uma elevada temperatura (130°C a 150°C) durante cerca de 2 a 4 segundos, num processo térmico de fluxo contínuo. Após o tempo definido, é imediatamente resfriado a uma temperatura inferior a 32°C e envasado em embalagens hermeticamente fechadas e esterilizadas.

alimentação animal feita em pasto natural, onde a produção é direcionada para a subsistência ou para o mercado informal.

A importância do setor lácteo na economia nacional pode ser vista ao analisar os dados disponíveis na base de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE, 2019). No ano de 2018, existiam 6.113 laticínios, os quais foram responsáveis pelo estabelecimento de mais 100 mil empregos formais. Nesse mesmo ano, o setor de laticínios obteve um faturamento líquido de 68,7 bilhões de reais, atingindo o segundo lugar no *ranking* de faturamento das indústrias de produtos alimentares (ABIA, 2019). Também chama a atenção a distribuição espacial dos laticínios: dos mais de 6.000 laticínios existentes, no ano de 2018, 1.405 estão em Minas Gerais, e 805 em São Paulo, perfazendo, respectivamente, 23% e 13% do total de laticínios brasileiros. Na sequência, aparecem Paraná, com 8%, Rio Grande do Sul, com 7%, Bahia, com 6%, Santa Catarina e Goiás, ambos com 5%.

Tais dados levam à conclusão de que existe uma grande integração entre o estado-produtor e o processamento e comercialização indicada, principalmente, pelo estado de Minas Gerais e São Paulo. A unidade federativa paulista, apesar de ocupar a sexta posição na produção nacional, é a segunda em número de laticínios. Ferreira et al. (2008 apud LIMA et al., 2017) e Brunozi Júnior et al. (2012 apud LIMA et al., 2017) afirmam que o setor da indústria brasileira de laticínios é marcado pela concentração de um grande número de empresas de micro e pequeno porte, com algumas empresas de grande porte. De acordo com a Associação Brasileira dos Produtores de Leite – LEITE BRASIL (2019), no ano de 2018, os treze maiores laticínios captaram 7,6 bilhões de litros, representando aproximadamente 31% de toda a produção formal de leite no período. De acordo com Sorio (2018), para complicar, o varejo apresenta concentração bem superior ao do setor de laticínios (as quatro maiores redes detêm 47% do comércio de alimentos) o que ajuda a explicar porque vários laticínios de grande porte apresentaram problemas significativos a ponto de falirem, como a Leite Nilza ou a LBR.

Gomes et al. (2017) afirmam que, dentre os derivados lácteos mais relevantes no varejo, o leite UHT representa 77% do leite fluído com inspeção do Brasil e cresceu 56% entre 2010 e 2016. Com isso, o leite UHT é o produto com maior volatilidade entre os principais derivados e o que guarda maior relação com o preço do leite ao produtor. Além disso, o consumo do leite UHT em 2017 foi da ordem de sete bilhões de litros, o que significa um crescimento de 2,8% ou 194 milhões de litros a mais que em 2016. Alguns fatores explicam esses números: maior prazo de validade, não há necessidade de refrigeração, incentivo à produção em locais distantes dos centros consumidores, o que pressiona os preços para baixo devido à concorrência entre as empresas atuantes (GOMES et al., 2017).

1.2 O problema de pesquisa e sua relevância

A justificativa para pesquisa está em consonância com a importância da bovinocultura leiteira no cenário nacional, como fundamental fonte geradora de emprego e renda. No Brasil, no ano de 2018, o leite ocupava a sétima posição dentre os dez produtos mais importantes da agropecuária brasileira, representando 5,63% do valor bruto da produção agropecuária (VBP) calculado pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). No ano de 2017, de acordo com o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2019), o Brasil era o sexto maior produtor mundial, ficando atrás de União Europeia, Estados Unidos e Índia. As projeções para 2020 indicam uma produção nacional de 24,4 milhões de toneladas, um aumento de 2% frente a 2019. Gomes (2002) afirma que as condições edafoclimáticas do país permitem que a bovinocultura de leite seja desenvolvida em todo o seu vasto território, adaptada às peculiaridades regionais, de forma atomizada e, predominantemente, por pequenos e médios produtores. O Censo Agropecuário 2017, divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), identificou no país 1,17 milhão de propriedades rurais que atuam na produção de leite. A pecuária de leite está presente em aproximadamente 23% dos estabelecimentos agropecuários do Brasil.

Conforme apontado anteriormente, existe forte integração do mercado interno, estruturado na cadeia produtiva do leite e conectado do consumidor final até o produtor de leite. Dessa forma, tomando os segmentos da produção, atacado e varejo dentro da cadeia produtiva do leite, busca-se investigar a análise de transmissão de preços nos estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás e São Paulo. A análise espacial está baseada nos postulados e definições da Lei do Preço Único, que é amplamente citada nos diversos trabalhos que visam estudar a transmissão de preços entre mercados. Dessa forma, será possível identificar a configuração da integração entre os diferentes elos da cadeia nos estados selecionados. Ressalta-se que a maioria dos estudos presentes, na literatura analisada, sobre a dinâmica dos preços do leite considera somente o elo da produção como objeto de análise. Portanto, pouco se sabe sobre a transmissão de preços nos elos atacadistas e varejistas. Nesse sentido, esta pesquisa busca preencher essa lacuna teórica.

Além disso, tomando-se individualmente cada estado, busca-se analisar a transmissão de preços entre produtor, *spot*², atacado e varejo. A análise vertical de transmissão de preços está baseada nos trabalhos de Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), que apontam o uso do poder de mercado como fonte de assimetria na transmissão de preços tanto espacial como vertical. Pretende-se, através do estudo do comportamento dos preços nos estados selecionados nos diferentes níveis de mercado, fornecer informações que possam contribuir para o entendimento e desenvolvimento do setor como um todo.

1.3 Hipóteses e Objetivos

As hipóteses formuladas para esta pesquisa estão vinculados ao processo de transmissão de preços tanto no nível horizontal (espacial) quanto vertical na cadeia produtiva do leite UHT nos principais estados produtores. Os objetivos propostos para esta pesquisa visam entender a dinâmica dos preços dentro da cadeia produtiva do leite UHT, com o foco do estudo voltado na transmissão de preço entre os diferentes elos nos estados selecionados. Esta pesquisa tem por objetivo geral verificar a existência de assimetria de preço espacial e vertical na cadeia produtiva do leite UHT no período de 2007 a 2018. Para tanto, foram delineados dois objetivos específicos:

- Investigar a presença de assimetria espacial de preços nos mercados de produção, atacado e varejo, tomando os principais estados produtores nacionais como estudos de caso;
- Estudar a transmissão vertical de choques de preços nos diferentes segmentos da cadeia em cada estado, ou seja, se os choques positivos e negativos dos mercados *spot*, atacadista e varejista são transmitidos em magnitude e intensidade para o preço pago ao produtor.

² O leite *spot* é aquele leite comercializado entre as indústrias. Sua comercialização ganhou mais importância nos últimos anos por conta do enfraquecimento de indústrias e cooperativas menores, contribuindo para um maior fluxo de comercialização nesse mercado.

1.4 Estrutura do Trabalho

Este estudo está organizado em oito capítulos. Inicia-se com este capítulo introdutório que descreve as hipóteses e os objetivos da pesquisa. O segundo capítulo apresenta um panorama da bovinocultura leiteira, destacando os principais *players* em termos da produção mundial, assim como uma evolução da balança comercial de lácteos brasileira. Nesse mesmo capítulo, também é apresentada uma descrição da produção nacional de leite, panorama do segmento industrial do leite UHT e sua comercialização. O terceiro capítulo aborda o referencial teórico sobre transmissão horizontal e vertical de preços dentro de cadeias produtivas, apresentando o conceito de assimetria de transmissão de preços, os tipos de assimetria bem como suas possíveis causas. Já no quarto capítulo, são destacados os principais estudos sobre transmissão de preços na cadeia produtiva do leite, desenvolvendo-se a revisão de literatura. No quinto capítulo, são explicitados os métodos de análise econométrica: Modelo de Correção de Erro (VEC), teste de cointegração de Johansen (1988), Modelo Autoregressivo Vetorial (VAR) com destaque para o *Spillover*, teste de Causalidade de Granger, Função Impulso-Resposta e modelos assimétricos (família ARCH). No sexto capítulo, são detalhados os dados e as principais estatísticas descritivas; e, no sétimo capítulo, são apresentados os resultados obtidos pela pesquisa. Após as discussões desses resultados e suas implicações, tem-se o oitavo capítulo que apresenta as conclusões dessa pesquisa.

2 PANORAMA DA BOVINOCULTURA LEITEIRA

2.1 Produção mundial e comércio internacional

Tomando o ano de 2017³ como referência na Tabela 1, a produção mundial de leite de vaca foi de cerca de 672,62 bilhões de litros de leite, segundo dados disponibilizados pela Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO, 2019). A União Europeia lidera a produção mundial no ano de 2017, apesar da redução na participação relativa no decorrer dos anos. No ano de 2000, sua participação era cerca de 30,50%, enquanto no ano de 2017 esse valor se reduziu para 24,16% ou seja, um queda aproximada de 6%. De acordo com o EUROSTAT (2019), os países que se destacaram na produção de leite de vaca em 2018 são: Alemanha, França, Reino Unido, Holanda, Polônia e Itália, que juntos representam 67,73% do total de leite de vaca produzido na União Europeia.

Tabela 1 - Principais produtores mundiais de leite de vaca.

País/ Bloco	2000		2010		2017	
	Produção	%	Produção	%	Produção	%
União Europeia	149,435	30,50	147,764	24,55	163,217	24,16
EUA	75,928	15,50	87,487	14,53	97,734	14,47
Índia	32,967	6,73	54,903	9,12	83,633	12,38
Brasil	20,379	4,16	30,715	5,10	33,490	4,96
Rússia	31,959	6,52	31,585	5,25	30,914	4,58
China	8,274	1,76	36,092	6,00	30,772	4,55
Nova Zelândia	12,900	2,50	17,010	2,83	21,372	3,16
Turquia	8,732	1,78	12,418	2,06	18,762	2,78
Paquistão	8,039	1,64	12,437	2,07	16,115	2,39
México	9,311	1,90	10,676	1,77	11,767	1,74
Outros	132,254	27,00	160,834	26,72	167,840	24,84
Total	489,874	100,00	601,925	100,00	675,621	100,00

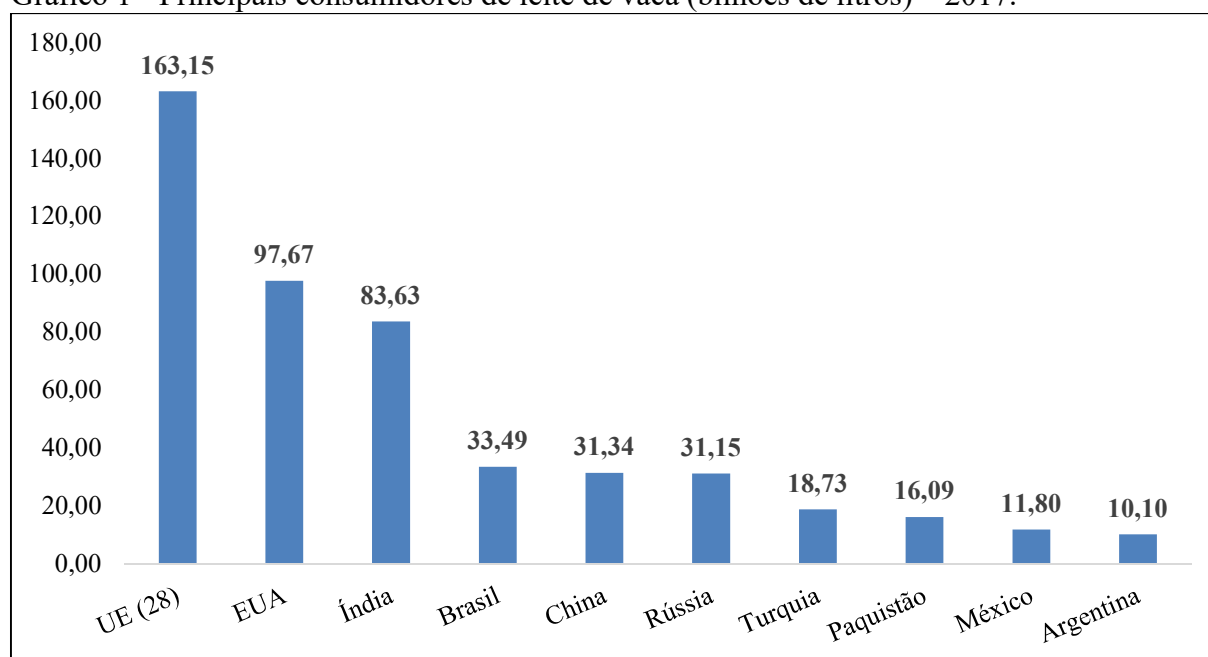
Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da FAOFAST; EUROSTAT; USDA e IBGE, 2019.

Os quatro maiores produtores no ano de 2017 totalizaram 71,03% do total informado pela FAOFAST, destacando o expressivo aumento da produção nos países mais populosos do mundo (China e Índia), que foram responsáveis por cerca de 17% da produção mundial. O crescimento da importância do Brasil na produção mundial de leite fica destacado pela quarta

³ Ano mais recente disponibilizado até a finalização deste estudo e utilizado, desse modo, como mais recente.

posição, com 4,96% da produção total mundial, sendo que, ao longo dos dezessete anos, o aumento foi de cerca de 13,12 bilhões de litros produzidos. Os maiores consumidores refletem os principais produtores, com destaque para países como a Rússia e China, que, apesar de ocuparem, respectivamente, a quinta e a sexta posição como maiores produtores, são importadores líquidos, conforme Gráfico 1 para países selecionados. Outro destaque é a Nova Zelândia, que exporta quase toda a sua produção, pois sua população é pequena.

Gráfico 1 - Principais consumidores de leite de vaca (bilhões de litros) – 2017.



Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da FAOFAST, 2019.

O crescimento observado da produção de leite pode ser decomposto em dois componentes. O primeiro diz respeito ao aumento do número de vacas e, portanto, da capacidade produtiva. O segundo, ao crescimento da produtividade dos animais. Salienta-se que, conforme apontado por Bacchi (2018), em função da diversidade da pecuária leiteira, tanto em termos espaciais como dos diferentes sistemas de produção existentes, uma simples análise baseada na produção de leite poderia subestimar o nível de tecnologia utilizado, bem como gerar comparações errôneas entre os países produtores, ou seja, as condições dos países, no que se refere à produção, varia muito em função de fatores como a extensão territorial. Dessa forma, a Tabela 2 apresenta a produtividade mensurada em litros por vaca por ano de forma decrescente para o ano de 2017.

Assim sendo, destaca-se a presença de Israel, que, apesar da pequena produção, é o país com maior produtividade no ano de 2017. Em segundo lugar, os Estados Unidos, com elevada produção e produtividade, acompanhado pela Coreia do Sul, com 10,03 mil litros por vaca/ano.

Outro fato relevante é a posição da Holanda, que perdeu 0,2% em produção, enquanto a produtividade subiu 7,55%. Reitera-se que países que utilizam mais concentrados⁴ na alimentação animal são os que mais concedem subsídios na produção. Segundo Lima, Lucca e Trennepohl (2014 apud MORAES; BENDER FILHO, 2017), países como Estados Unidos, União Europeia, Austrália e Nova Zelândia estão destinando elevados volumes de subsídios financeiros para viabilizar a produção de leite e derivados.

Tabela 2 - *Ranking* de produtividade de leite de vaca em 2017 (em mil litros/vaca/ano).

Ranking	País	Produtividade		
		2016	2017	Varição (%)
1º	Israel	12.953	13.816	6,66
2º	Estados Unidos	10.348	10.457	1,05
3º	Coreia do Sul	9.988	10.033	0,45
4º	Dinamarca	9.542	9.748	2,16
5º	Estônia	8.639	9.175	6,20
6º	Canadá	8.763	8.756	-0,08
7º	Finlândia	8.602	8.749	1,71
8º	Suécia	8.775	8.628	-1,67
9º	Holanda	7.984	8.587	7,55
10º	Espanha	8.665	8.570	-1,09
87º	Brasil	1.711	1.963	14,73
	Mundial	2.384	2.430	1,93

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da USDA, 2019 e IBGE, 2019. Nota: ordenamento de acordo com a produtividade em 2017.

O Brasil ocupa a 87ª posição, com uma produtividade abaixo da média mundial. No entanto, apesar da redução do volume produzido em 0,5% entre os anos de 2016-2017, houve elevação da produtividade em 14,73%. Esse fato aponta para um processo de modernização e especialização nas fazendas leiteiras, sendo que Matte Júnior e Jung (2017) afirmam que a alta produção se dá em função de o país possuir o segundo maior rebanho de gado leiteiro do mundo, atrás somente da Índia, cuja produtividade é menor. Embora existam municípios brasileiros com alta produtividade, sobretudo nas regiões Sul e Sudeste, nota-se que a produtividade brasileira ainda é muito baixa, e a produção se dá de forma heterogênea. No Brasil, segundo Martins (2007), o crescimento da produção de leite no Brasil se deve muito mais ao aumento

⁴ Concentrado é uma mistura de farelo de soja, farelo de trigo e milho e um núcleo que contém minerais, vitaminas, aditivos como tamponantes (usados para regular a acidez do rúmen) e adsorventes de micotoxinas (aditivo utilizado para diminuir os impactos negativos causados pelas toxinas produzidas por diferentes tipos de fungos).

das fronteiras agrícolas do que pelo aumento de produtividade. Nas próximas seções, será detalhado de forma mais elucidativa os números que comprovam esse fato.

Conforme as informações divulgadas pelo Serviço de Agricultura Estrangeiro (Foreign Agriculture Service – FAS/USDA, 2019), comparando-se as exportações mundiais previstas para 2020, em quantidade, com as estimadas para 2019, encontram-se os seguintes resultados: aumento de 3,53% na exportação mundial de queijo (de 2,09 milhões de toneladas em 2019 para 2,17 milhões de toneladas em 2020) e aumento na exportação de leite em pó (de 1,47%, de 2,04 milhões de toneladas em 2019 para 2,07 milhões de toneladas em 2020); redução de 1,06% na exportação de leite em pó desnatado (de 2,44 milhões de toneladas em 2019 para 2,41 milhões de toneladas) e redução 3,24% na exportação de manteiga (de 924 mil toneladas em 2019 para 894 mil toneladas em 2020).

Tabela 3 - Exportações mundiais estimadas das principais *commodities*.

<i>Commodity</i>	Exportações Mundiais (em mil toneladas)			
	2017	2018	2019*	2020**
Leite em pó desnatado	2.218	2.382	2.441	2.415
Leite em pó integral	1.957	1.988	2.041	2.071
Manteiga	828	898	924	894
Queijo	1.974	2.010	2.096	2.170
Total	6.977	7.278	7.502	7.550

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da USDA/FAS, 2019.*Estimativa. **Previsto.

Segundo o Relatório Perspectivas Agrícolas elaborado pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico em parceria com a FAO (OCDE/FAO, 2019), o queijo, segundo produto lácteo por ordem de importância em termos de extrato seco⁵, é sobretudo consumido na Europa, na América do Norte e Oceania, onde o consumo por habitante deverá continuar aumentando. No que se refere ao leite em pó, tanto desnatado como integral, o principal destino será a indústria de alimentos, especialmente confeitaria, leites infantis e produtos de padaria. Enquanto certos países são autossuficientes, como a Índia e o Paquistão, em outras regiões do mundo, como a África, o Sudeste da Ásia e o Oriente Médio, o consumo de lácteos deverá aumentar mais rápido que a produção, o que irá favorecer as importações. Como o leite líquido é mais caro para importar e exportar, o leite em pó, ao qual é adicionado água para o consumo final ou utilizado para processamento, preencherá a demanda suplementar.

⁵ O extrato seco do leite é calculado adicionando a quantidade de matéria gorda e de matéria seca não gordurosa contida em cada produto industrializado (manteiga, queijo, leite em pó desnatado e leite em pó integral).

A Tabela 4 registra as exportações e importações de lácteos pelo Brasil considerando a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) para a faixa de códigos 0401 0000 a 0406 9999 mais o código NCM 1901.10.10 (leite modificado) e o código NCM 1901.90.20 (doce de leite). No ano de 2007, as exportações brasileiras de lácteos foram de US\$ 298,18 milhões, contudo as importações totalizaram US\$ 151,02 milhões no mesmo período. Logo, a balança comercial de lácteos registrou um superávit de US\$ 147,16 milhões. Já no ano de 2018, ocorreu reversão dessa situação. A balança comercial de lácteos apresentou saldo negativo de 129,49 mil toneladas de lácteos, resultado 0,9% menor que o déficit do ano anterior (de 130,64 mil toneladas), conforme dados do Comexstat (2019). A diminuição do déficit ocorreu por conta da queda de 9,8% no volume importado, que totalizou 152,59 mil toneladas de lácteos em 2018. Por outro lado, o volume exportado também caiu, chegando a 54,30 mil toneladas de lácteos, 48,23% menor que o registrado em 2017.

Tabela 4 - Exportações e Importações de Lácteos – 2007/2018.

Ano	Exportações		Importações	
	Milhões de US\$	Mil Toneladas	Milhões de US\$	Mil Toneladas
2007	298,18	103.015,44	151,02	64.123,79
2008	535,89	147.026,39	213,14	78.285,96
2009	164,23	68.429,21	264,79	132.995,62
2010	155,07	58.136,51	330,28	113.075,49
2011	121,05	41.814,28	609,12	166.685,34
2012	118,96	42.975,70	632,79	180.601,60
2013	116,96	42.125,01	595,20	159.127,19
2014	345,41	85.127,42	448,09	108.572,14
2015	319,19	76.794,23	419,27	137.165,28
2016	173,00	56.022,93	658,37	245.279,66
2017	112,58	38.513,68	561,91	169.152,20
2018	58,28	23.099,47	485,63	152.596,29

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do COMEXSTAT, 2019.

No dia 06 de fevereiro de 2019, o Ministério da Economia anunciou a não prorrogação da medida⁶ *antidumping* em relação aos leites em pó exportados para o Brasil pela União Europeia e pela Nova Zelândia. Os leites em pó exportados para o Brasil de países de fora do Mercosul pagam 28% de tarifa de importação (Tarifa Externa Comum – TEC) para entrar no mercado brasileiro e nos outros países do bloco econômico (como Argentina e Uruguai). No

⁶ Não houve comprovação da probabilidade de retomada de *dumping* nas exportações da União Europeia e da Nova Zelândia para o Brasil de leite em pó, integral ou desnatado, não fracionado, classificado nos itens 0402.10.10, 0402.10.90, 0402.21.10, 0402.21.20, 0402.29.10 e 0402.29.20 da Nomenclatura Comum do MERCOSUL - NCM, e do dano à indústria doméstica decorrente de tal prática, no caso de extinção da medida *antidumping* em questão, nos termos do art. 106 do Decreto nº 8.058, de 2013.

caso dos leites em pó vindos da União Europeia, existia até o dia seis de fevereiro de 2019 uma tarifa adicional à TEC, a tarifa *antidumping*, de 14,8%; assim, para entrar no mercado brasileiro, o leite em pó europeu pagava 42,8% de alíquota de importação (28% da TEC + 14,8% da tarifa *antidumping*). No caso dos leites em pó da Nova Zelândia, essa alíquota *antidumping* era de 3,9%, o que elevava a tarifa de importação para entrada no mercado brasileiro a 31,9%. Assim, com a efetivação da retirada da tarifa *antidumping*, ambas origens passam a pagar 28% de alíquota de importação nas vendas de leites em pó ao mercado brasileiro. A Tabela 5 abaixo apresenta as tarifas de importação para produtos lácteos após as alterações descritas anteriormente.

Tabela 5 - Tarifas de importação para produtos lácteos.

Produto	NCMs	Tarifa
Leite fluido	0401 1010; 0401 2010; 0401 4021; 0401 5021	14%
	0401 1090; 0401 2090; 0401 4010; 0401 4029; 0401 5010; 0401 5029	12%
Leite em Pó	0402 1010; 0402 1090; 0402 2110; 0402 2120; 0402 2910; 0402 2920; 0402 9900	28%
	0402 2130; 0402 2930	16%
	0402 9100	14%
Iogurtes	0403 1000; 0403 9000	16%
Soro de leite	0404 1000	28%
	0404 9000	14%
Manteiga	0405 1000; 0405 2020	16%
Queijos	0406 1010; 0406 9010; 0406 9020	28%
	0406 1090; 0406 2000; 0406 3000; 0406 4000; 0406 9030; 0406 9090	16%

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do MDIC/CAMEX, 2019.

Um fato que merece destaque e pode ajudar a amenizar o déficit na balança comercial foi o acordo entre União Europeia e Mercosul firmado no dia 28 de junho de 2019. O acordo prevê cotas recíprocas entre os blocos econômicos para os seguintes produtos lácteos: queijo (trinta mil toneladas livres da tarifa), leite em pó (dez mil toneladas livres da tarifa) e fórmula (leite em pó) infantil com cinco mil toneladas livres da tarifa. Segundo Carvalho (2019), um acordo que, se sinaliza uma abertura gradual do mercado do Mercosul, por outro lado considera cotas-limite e um período de 10 anos de desgravação das tarifas, o que dá tempo ao Brasil para adaptação, sem contar que a aprovação pelos respectivos parlamentos deve demorar ainda cerca de dois anos. Partindo do princípio de que todo o leite importado da União Europeia virá

preferencialmente para o Brasil, o impacto para o leite em pó deve ser relativamente pequeno. A cota de dez mil toneladas por ano representa cerca de 15% do que o Brasil importou em 2018 e cerca de 1,3% do que foi consumido desse produto. Para fórmulas infantis a leitura é a mesma: a cota de 5 mil toneladas já é o que o Brasil importou em 2018 da União Europeia, enquanto foram importadas quase 10.000 toneladas da Argentina. O volume interno consumido é significativamente maior. Para queijos, o impacto será um pouco maior: as 30 mil toneladas ao final dos 10 anos representam 50% a mais do que o Brasil importou em 2018.

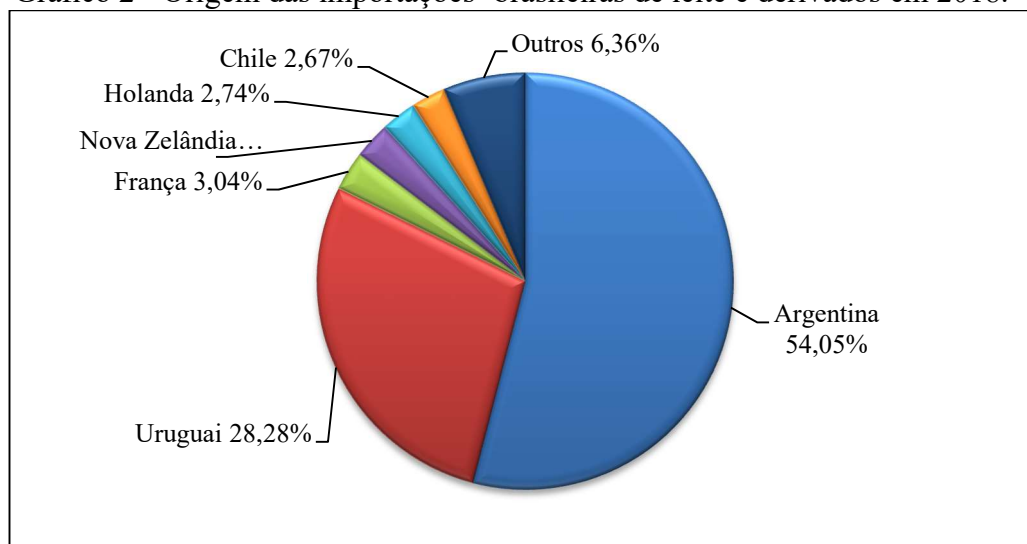
Ainda neste contexto, no dia 23 de julho de 2019, ocorreu a autorização concedida pelo governo chinês para importação de produtos lácteos oriundos do Brasil. São vinte e quatro estabelecimentos⁷ brasileiros autorizados a exportar produtos como leite em pó, queijos, manteiga e leite condensado. Segundo o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2019), desde 2007 já havia certificação acordada com o país asiático, mas nenhuma planta brasileira estava habilitada a exportar. Os chineses são os maiores importadores do mundo de lácteos. Somente de leite em pó, o país compra 800 mil toneladas por ano, 200 mil toneladas a mais em comparação à produção do Brasil. Outra notícia relevante, anunciada no dia 14 de setembro de 2019, foi a abertura do mercado egípcio para produtos lácteos brasileiros. As exportações de produtos lácteos do Brasil para o Egito estavam suspensas desde 2015, e desde 2016 havia um pedido para que o Egito aprovasse o Certificado Sanitário Internacional, que é o primeiro pré-requisito para esse tipo de exportação. Segundo Teles (2019), esse novo mercado é de 100 milhões de consumidores, além dos países vizinhos, pois o Egito tem vários acordos de livre comércio. O potencial de negócios com a abertura é de cerca de US\$ 8 bilhões.

No caso das exportações em 2018, os principais produtos exportados foram o leite condensado (US\$ 17,88 milhões), queijos (US\$ 17,86 milhões), creme de leite (US\$ 13,03 milhões) e leite modificado (US\$ 2,67 milhões), sendo que os quatro produtos apresentaram retração em relação a 2017 em termos dos valores embarcados para o exterior. Nas importações, somente leite em pó e queijos foram responsáveis por 99,60% dos valores internalizados, sendo o principal produto comprado o leite em pó. O Brasil adquiriu 96,68 mil toneladas, desembolsando US\$ 271,47 milhões. Conforme a SEAB/DERAL (2019), considerando o leite em pó, o preço médio do produto importado em 2018 foi de US\$ 2.808,00 por toneladas, 12,6% menor na comparação com a média de 2017, cuja cotação fora de US\$ 3.212,00/tonelada. As principais origens de leite e derivados importados pelo Brasil, em 2018, foram Argentina e Uruguai, que juntos responderam por mais de 88% das importações brasileiras. Em valores, as

⁷ Seis no Rio Grande do Sul, cinco em Minas Gerais, quatro no Paraná, três em Goiás, mesmo número em São Paulo e um no Rio de Janeiro.

importações de lácteos da Argentina totalizaram US\$ 262,50 milhões, enquanto as do Uruguai somaram US\$ 137,33 milhões (Gráfico 2).

Gráfico 2 - Origem das importações⁸ brasileiras de leite e derivados em 2018.

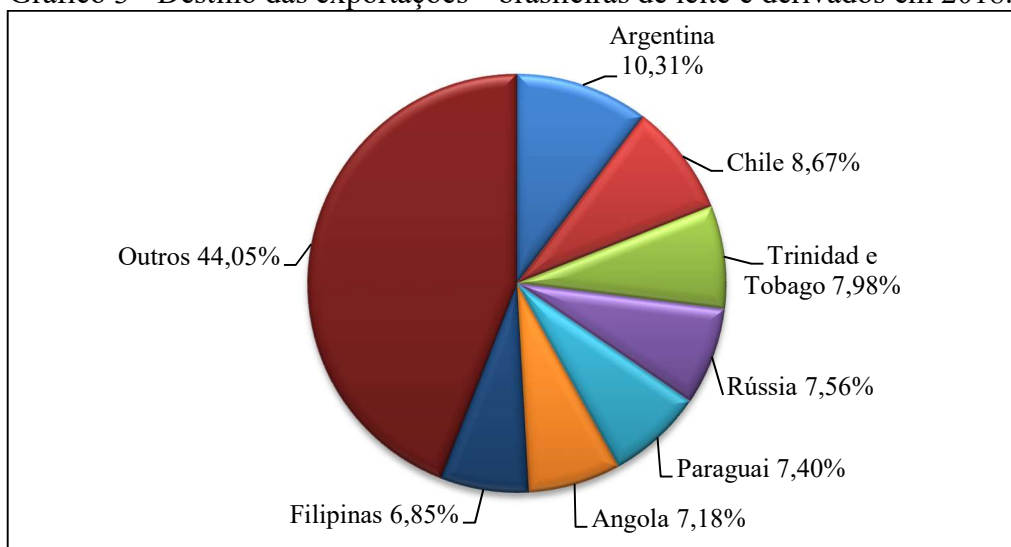


Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do COMEXSTAT, 2019.

No caso das exportações, o número de parceiros comerciais é bem mais maior⁹. O principal destino dos produtos lácteos brasileiros foi a Argentina, com vendas de US\$ 6 milhões ou cerca de 7,74% do total exportado. Em seguida, aparecem o Chile, Trinidad e Tobago, Rússia, Paraguai, Angola e Filipinas. Juntos esses sete países representaram quase 55% das exportações brasileiras de leite e derivados (Gráfico 3).

⁸ % dos valores importados.

⁹ Em 2018, o Brasil exportou para 58 países.

Gráfico 3 - Destino das exportações¹⁰ brasileiras de leite e derivados em 2018.

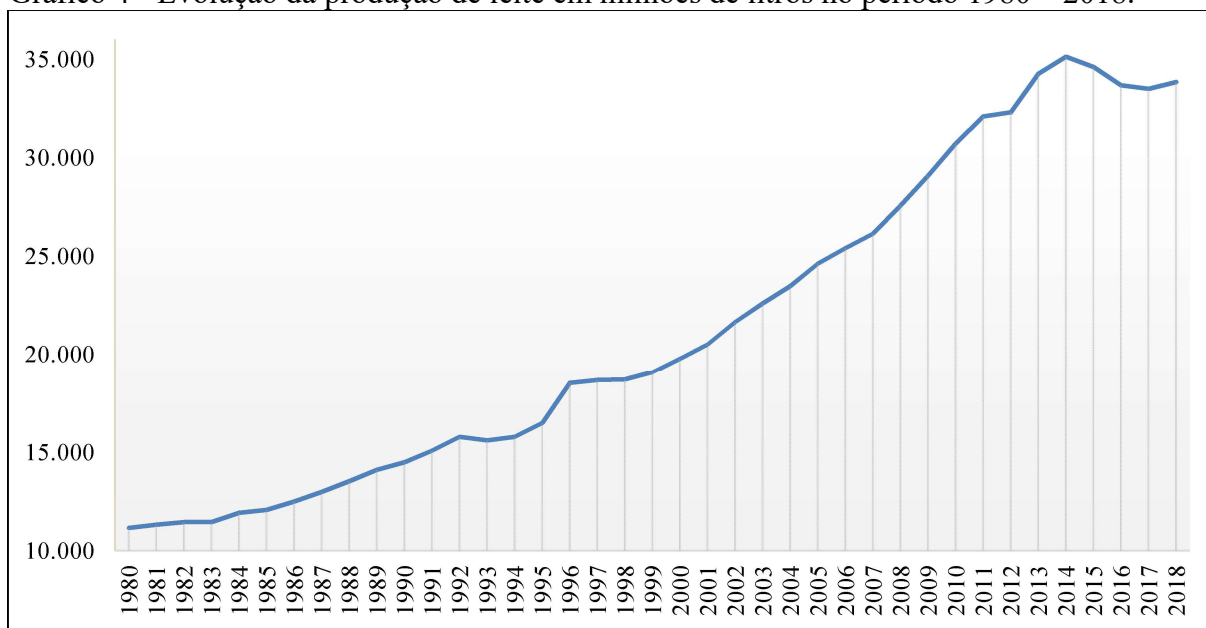
Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do COMEXSTAT, 2019.

2.2 Produção nacional

No ano de 2018, o leite ocupava a sétima posição dentre os dez produtos mais importantes da agropecuária brasileira, representando 5,63% do valor bruto da produção agropecuária (VBP), conforme calculado pelo MAPA (2019). O Gráfico 4, abaixo, evidencia a evolução da produção de leite medida em milhões de litros durante o período de 1980 até 2018. A taxa média de crescimento no período foi 2,96%, pondo o Brasil como quarto maior produtor mundial em 2017, segundo a FAO (2019). No ano de 2018, a produção doméstica alcançou 33,8 bilhões de litros, com valor de produção de R\$ 39,3 bilhões, segundo a PPM (2019) realizada pelo IBGE; um aumento de 1,04% em relação a 2017. Destaca-se que esse aumento ocorreu após três anos consecutivos de redução: -1,47% (2015), -2,68% (2016) e -0,56% (2017).

¹⁰ % dos valores importados.

Gráfico 4 - Evolução da produção de leite em milhões de litros no período 1980 – 2018.

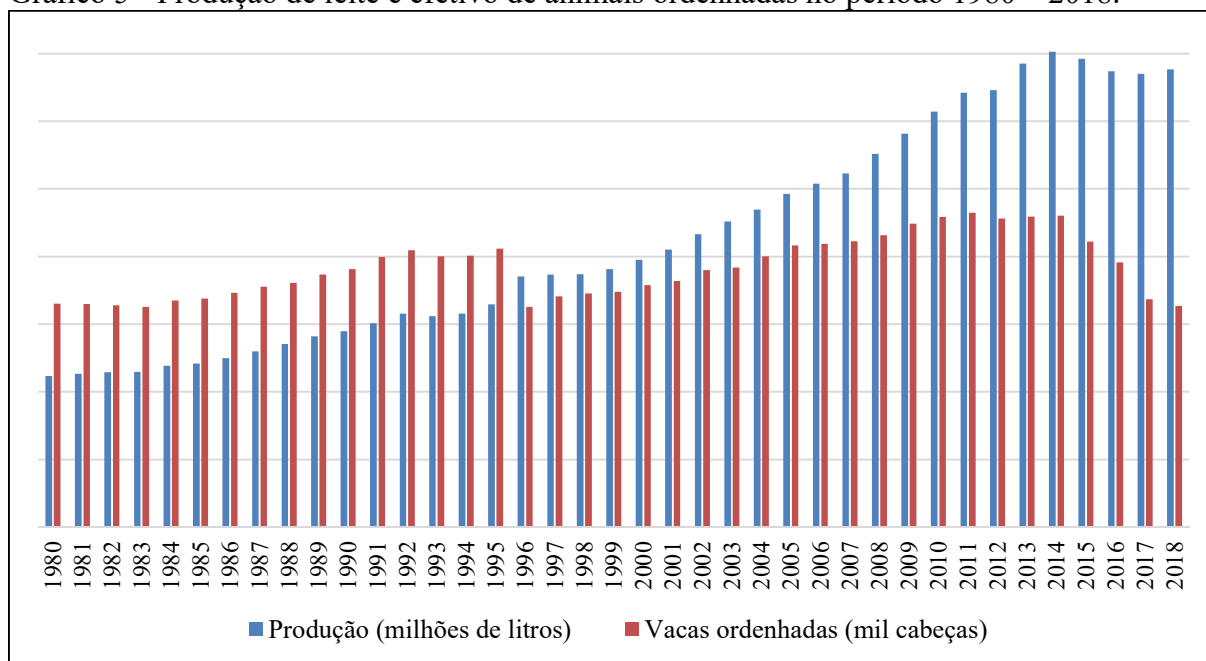


Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

A taxa média de crescimento do número de vacas ordenhadas foi negativa em 0,02%, portanto bem diferente que a taxa média de crescimento da produção explicitada anteriormente. Ou seja, esse fato corrobora a evidência de que o aumento da produção foi devido aos aumentos de tecnologia empregados pelos produtores. O Gráfico 5 apresenta um comparativo entre a produção de leite e o número de vacas ordenhadas durante os anos de 1980 até 2018. Verifica-se que uma vaca brasileira que produzia, em 1980, uma média de 676 litros de leite ao ano passou à produção de 2.069 litros ao ano em 2018, confirmando a melhora na produtividade¹¹. Salienta-se que, em 2018, ocorreu o decréscimo no número de vacas ordenhadas, com um efetivo de 16,4 milhões de animais, queda de 2,9% em relação a 2017.

¹¹ No cálculo da produtividade, foram coletados o número de vacas ordenhadas (1000 cabeças) e a produção de leite (milhões de litros), dados retirados da Pesquisa Pecuária Municipal (PPM), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Gráfico 5 - Produção de leite e efetivo de animais ordenhadas no período 1980 – 2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

A Tabela 6 apresenta a distribuição geográfica da produção doméstica para o período de 2007-2018, com destaque para a Região Sudeste, que apresentou a maior média anual. Entretanto, desde 2014, a Região Sul assumiu a primeira colocada no *ranking* nacional. Dos 33,84 bilhões de litros produzidos em 2018 no Brasil, as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste concentram 80,27% do volume primário. O Norte tem elevado sua participação ao longo dos últimos anos, com destaque para Rondônia, que foi responsável por 3,43% da produção nacional em 2018.

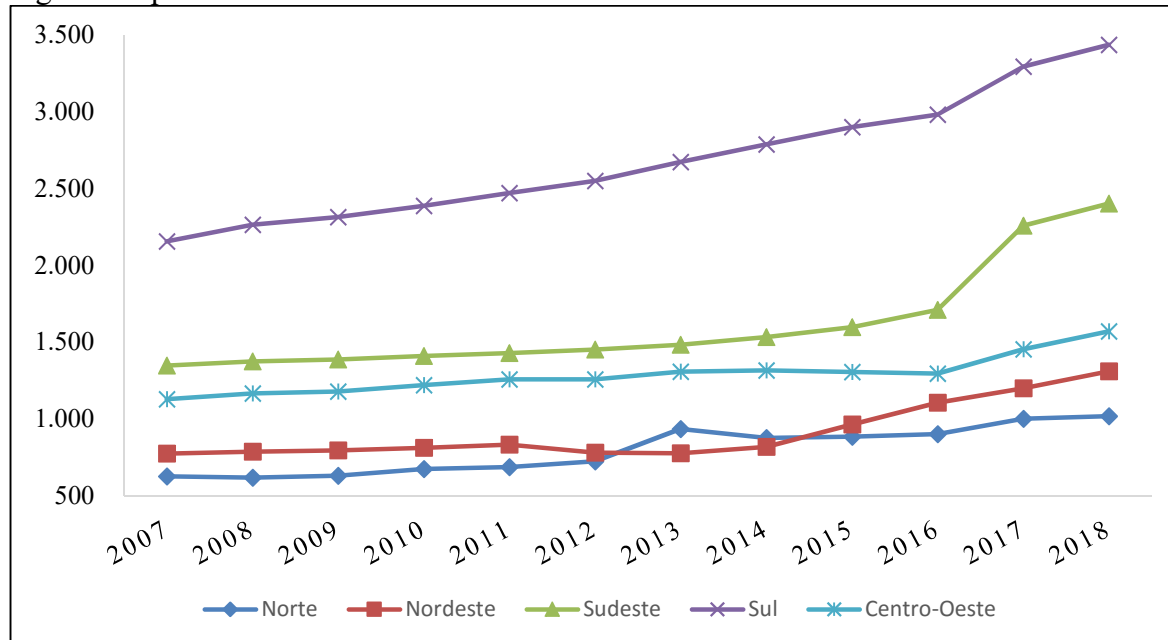
Tabela 6 - Evolução da produção de leite nas regiões do país no período 2007/2018.

Ano	Produção (bilhões de litros)				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
2007	1,68	3,34	9,80	7,51	3,81
2008	1,67	3,46	10,13	8,27	4,06
2009	1,67	3,82	10,42	8,98	4,22
2010	1,74	4,00	10,92	9,61	4,45
2011	1,68	4,10	11,31	10,23	4,78
2012	1,66	3,50	11,59	10,74	4,82
2013	1,85	3,60	12,02	11,77	5,02
2014	1,95	3,89	12,13	12,21	4,94
2015	1,83	3,96	11,90	12,32	4,60
2016	1,88	3,88	11,50	12,45	3,97
2017	2,18	3,98	11,40	11,78	3,97
2018	2,29	4,38	11,47	11,59	4,11
Média	1,84	3,82	11,22	10,62	4,39

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

O Nordeste apresenta a mesma tendência de crescimento do Norte, sendo Pernambuco o destaque estadual, com 2,78% do volume nacional no ano de 2018. Como incentivo à produção no estado, no dia seis de setembro de 2019, o governo Pernambuco concedeu benefício fiscal para incentivar o funcionamento de queijarias com até 250 m². O Gráfico 6 contém a evolução da produtividade, mensurada em litros/vaca/ano, da pecuária leite nas regiões a partir de 2007 até 2018. Nesse gráfico, fica evidente que a produção de leite por vaca ordenhada na região Sul é a maior do país, alcançando a produtividade média de 3.437 litros por vaca ordenhada/ano em 2018. Além disso, a taxa de crescimento da produtividade supera a de todas as outras. O destaque fica com o Sudeste, que, apesar da redução no volume produzido nos anos de 2018, 2017 e 2016, comparativamente ao ano de 2015, chegou a produtividade média de 2.403 litros por vaca ordenhada/ano em 2018. Um destaque positivo é a produtividade na região Nordeste: no ano de 2007, seu valor era de 774 litros/vaca ordenhada/ano e, no ano de 2018, esse valor atingiu 1.311 litros/vaca ordenhada/ano, ou seja, um crescimento de 69,37% no período.

Gráfico 6 - Evolução da produtividade (em mil litros/vaca ordenhada/ano) de leite nas regiões no período 2007/2018.

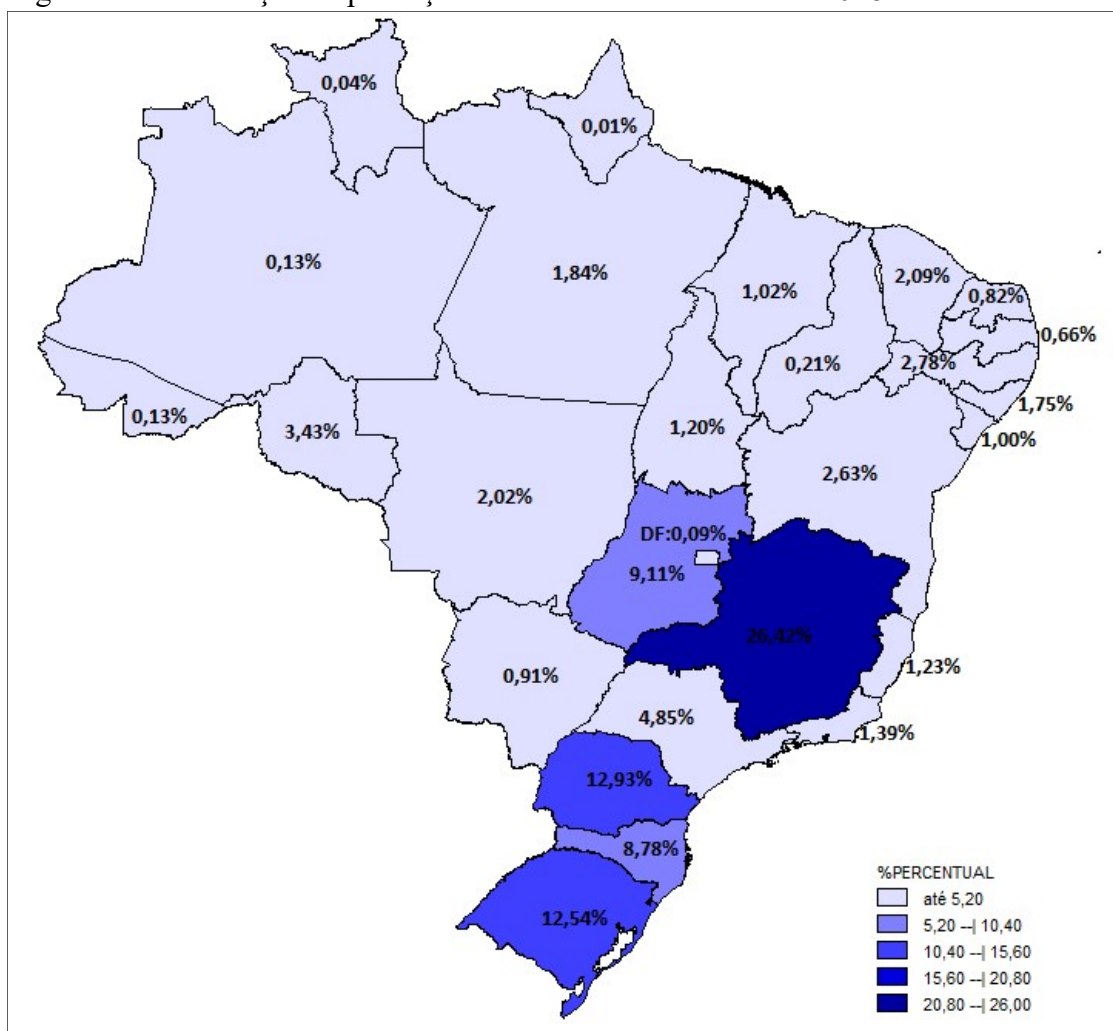


Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

A Figura 1, que contém a distribuição da produção de leite nos vinte e sete estados da federação, deixa nítida a predominância do estado de Minas Gerais como maior produtor nacional, alcançando 8,93 bilhões de litros em 2018. Reitera-se que, considerando o período de 2007-2018, Minas Gerais também apresenta a maior produção média nacional. Em segundo

lugar, o estado que apresenta a maior produção é o Paraná, pertencente à região sul do país. O estado do Rio Grande do Sul possui uma representatividade na produção muito parecida com a do estado do Paraná, com 4,24 bilhões de litros de leite ante a produção paranaense de 4,37 bilhões de litros de leite em 2018. Com representatividade menor, estão o estado de Goiás, com 3,08 bilhões de litros, seguido pelo estado de Santa Catarina, com 2,97 bilhões de litros, e São Paulo, com 1,64 bilhões de litros de leite, segundo o IBGE (2019). Dessa forma, os seis estados conjuntamente são responsáveis por 74,62% do total do volume nacional produzido no ano de 2018. Para compreender melhor a dinâmica da produção nos estados selecionados neste estudo, a análise será feita individualmente nas próximas subseções.

Figura 1 - Distribuição da produção nacional de leite de vaca – 2018.

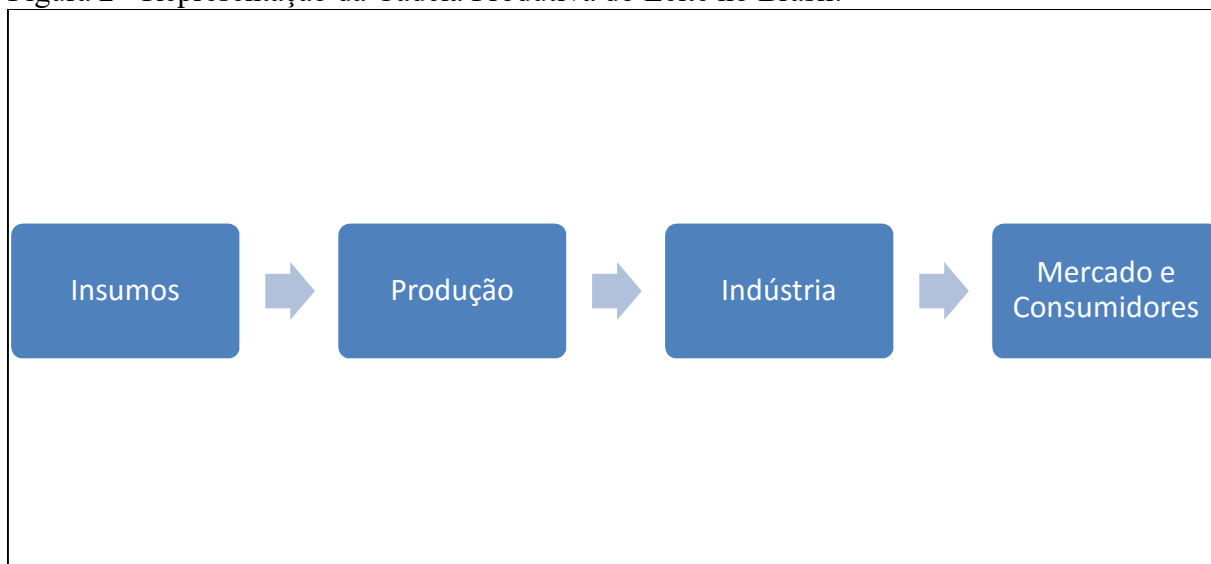


Fonte: O autor, 2019, a partir de IBGE, 2019.

No dia 30 de novembro de 2018, o MAPA divulgou novas regras para produção e padrão de qualidade do leite cru refrigerado, do pasteurizado e do tipo A, determinadas pelas instruções

normativas¹² (INs) 76 e 77. A IN 76 trata das características e da qualidade do produto na indústria. Na IN 77, foram estabelecidos critérios para obtenção de leite de qualidade e seguro ao consumidor. As regras abrangem desde a organização da propriedade rural, suas instalações e equipamentos, até a formação e capacitação dos responsáveis pelas tarefas cotidianas, o controle sistemático de mastites, da brucelose e da tuberculose. Essas novas regras são um desafio para toda a cadeia produtiva do leite, pois, segundo Pithan-Silva (2019), há dúvidas sobre a viabilidade dos produtores de leite em conseguir entregar o produto nas condições exigidas pelas normativas atuais. E isso se deve provavelmente a vários fatores, como a falta de conhecimento das INs e a baixa qualidade do leite, que têm relação com o desconhecimento da norma e a falta de repasse de informação ao produtor.

Figura 2 - Representação da Cadeia Produtiva do Leite no Brasil.



Fonte: Adaptada de BACCHI, 2018 e EMBRAPA GADO DE LEITE, 2018.

Antes de iniciar a análise regional da produção nacional é apresentada, através da Figura 2, a representação da cadeia produtiva do leite. O primeiro elo se refere aos fornecedores de insumos (sementes, adubos, máquinas e equipamentos, produtos veterinários, sêmen, embalagens, etc.). Nesse elo, também se encontram os fornecedores de serviços especializados, de assistência técnica, mão de obra rural, etc. Já no segundo elo, estão os produtores rurais de pequeno, médio e grande porte. Esses podem ser tanto especializados, ou seja, que aderiram às inovações tecnológicas e desenvolveram técnicas com a finalidade de aumentar a produção e a produtividade, quanto não especializados, que atuam de forma tradicional no processo de produção, bem como para o consumo próprio. No terceiro elo, estão as empresas que fazem o

¹² As instruções normativas passaram a vigorar no dia primeiro de julho de 2019.

processamento do leite, dentre elas temos: indústrias, multinacionais, cooperativas, grupos nacionais e pequenos e médios laticínios. Por último, supermercados, padarias e consumidores finais (BACCHI, 2018; EMBRAPA GADO DE LEITE, 2018).

Uma última observação é a caracterização da oferta de leite, por parte do produtor, estar organizada próxima à concorrência perfeita (não há barreiras à entrada no setor primário, e o produto tem alto grau de homogeneidade na percepção do consumidor), enquanto os elos *ex-ante* e *ex-post* às propriedades rurais encontram-se altamente concentrados e organizados sob a forma de oligopsônios (ou monopsônios) regionais (MARTINS, 2004).

2.2.1 Minas Gerais

De acordo com a PPM (2019), no ano de 2018, a produção de leite no Sudeste foi de 11,46 bilhões de litros de leite. Minas Gerais produziu 77,97% desse total, sendo concentrada nas mesorregiões do Triângulo Mineiro/Alto Parnaíba (2,31 bilhões de litros) e do Sul/Sudeste de Minas (1,46 bilhões de litros), dentre as doze apresentadas. Os menores níveis de produção estão nas mesorregiões do Jequitinhonha (159,82 milhões de litros) e do Norte de Minas (241,08 milhões de litros). Conforme apontado anteriormente, o crescimento da produção de leite no Brasil é atribuído principalmente à evolução na produtividade e não apenas ao crescimento do rebanho (VILELA et al., 2017). No que diz respeito ao rebanho bovino, em 2018, Minas Gerais também se destacou por possuir o maior número vacas ordenhadas do Brasil.

Assim, a Tabela 7 apresenta a evolução da produtividade nas mesorregiões selecionadas com destaque para Central Mineira, com 3.541 litros/vaca ordenhada/ano, Campo das Vertentes, com 3.515 litros/vaca ordenhada/ano, seguida pelo Triângulo Mineiro/Alto Parnaíba (3.510 litros/vaca ordenhada/ano), Oeste de Minas (3.199 litros/vaca ordenhada/ano) e Sul/Sudeste de Minas (3.193 litros/vaca ordenhada/ano). Segundo Perobelli et al. (2018), os diferenciais de produtividade na produção de leite em Minas Gerais estão relacionados em partes aos fatores edafoclimáticos, tais como nível de precipitação, clima e qualidade dos solos. Assim, as regiões com maiores níveis de produtividade leiteira são também aquelas que historicamente destacam-se na produção agropecuária no estado. No entanto, os ganhos de produtividade também ocorrem nas regiões com fatores edafoclimáticos não favoráveis, por meio da adoção de tecnologias.

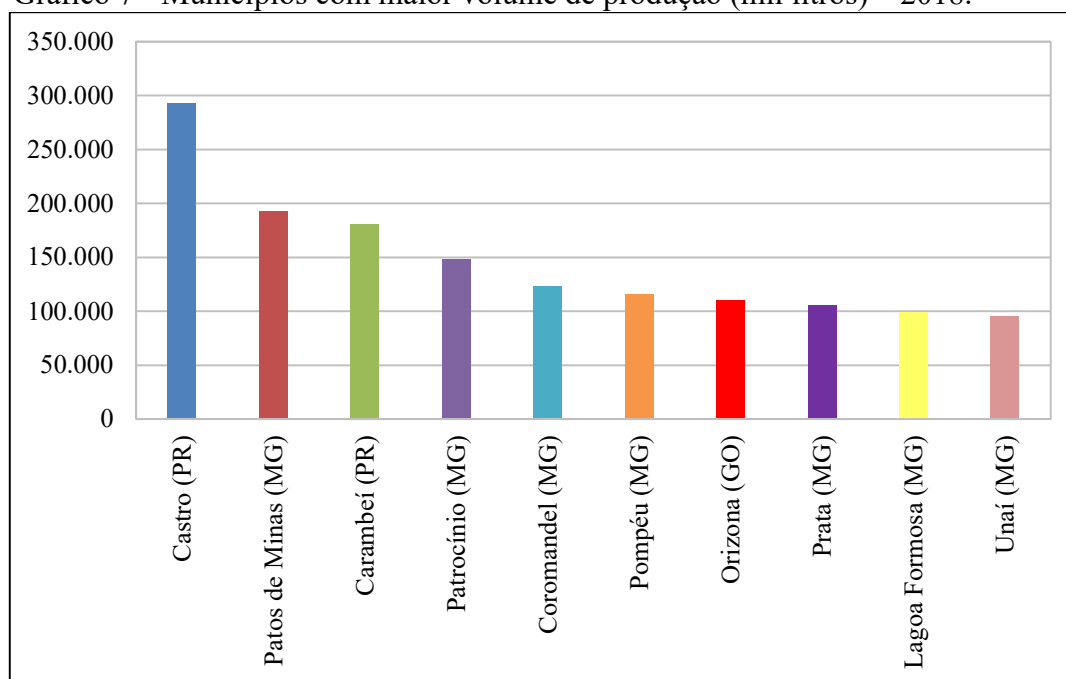
Tabela 7 - Evolução da produtividade nas mesorregiões mineiras no período 2007/2018.

Ano	Produtividade (mil litros/vaca ordenhada/ano)				
	Central Mineira	Campo das Vertentes	Triângulo Mineiro/Alto Parnaíba	Oeste de Minas	Sul/Sudeste de Minas
2007	1.843	2.087	1.593	1.983	1.649
2008	1.803	2.049	1.691	1.864	1.626
2009	1.788	2.027	1.719	1.878	1.631
2010	2.070	2.101	1.722	1.899	1.641
2011	2.098	2.077	1.730	1.954	1.665
2012	2.064	2.085	1.780	1.952	1.683
2013	2.137	2.074	1.787	1.944	1.688
2014	2.112	2.110	1.851	2.006	1.646
2015	2.120	2.191	1.923	2.073	1.772
2016	2.213	2.719	2.085	2.104	1.949
2017	3.381	3.440	3.321	3.053	2.892
2018	3.541	3.515	3.510	3.199	3.193

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

Outro fato que chama a atenção é a liderança municipal exercidas pelas cidades mineiras. Dentre as dez cidades com maior volume de produção no ano de 2018, seis estão situadas em Minas Gerais, conforme Gráfico 7.

Gráfico 7 - Municípios com maior volume de produção (mil litros) – 2018.

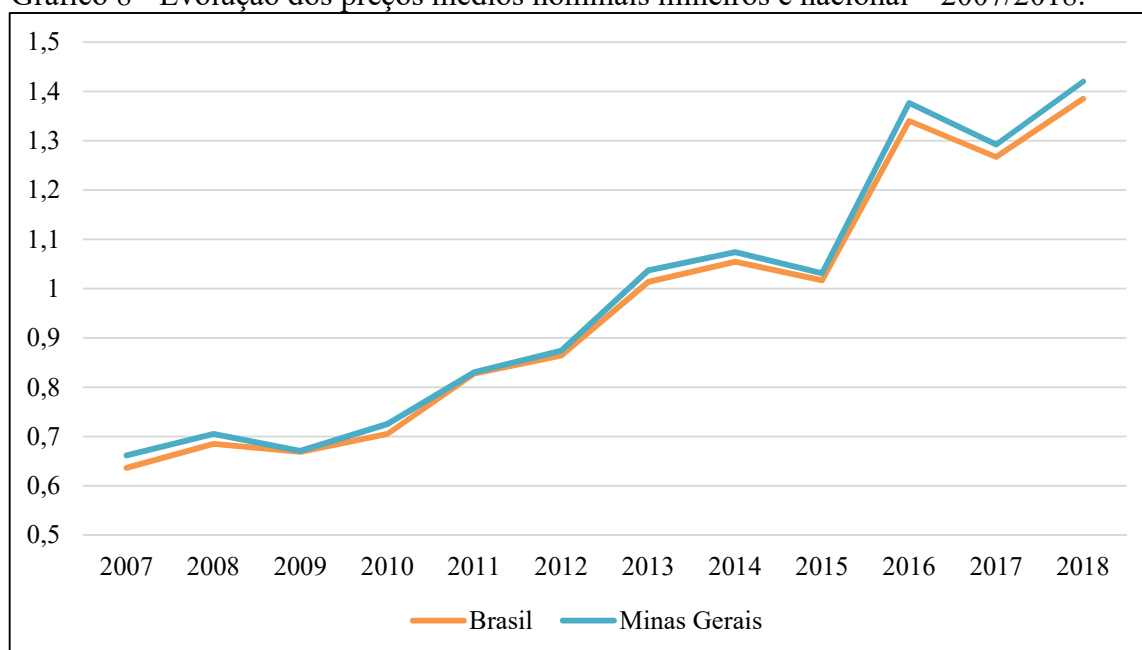


Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

O Gráfico 8 abaixo apresenta os preços médios brutos anuais pagos ao produtor mineiro em comparação com a média nacional no período de 2007 a 2018. Nota-se que o preço pago

em Minas Gerais manteve-se acima do brasileiro, contudo, segundo Carvalho e Rocha (2019), um dos fatores que estimula a importação é o fato do preço do leite nacional ficar acima do internacional na maior parte do tempo. Entre 2012 e 2017, o preço médio do leite brasileiro ao produtor ficou cerca de 10,6% acima do preço médio mundial, enquanto Nova Zelândia, Argentina e Uruguai, tradicionais exportadores de leite, tiveram preços 10,0%, 7,0% e 6,1% abaixo da média mundial, respectivamente. Uma iniciativa pública positiva para contornar esse cenário foi a criação no dia 7 de dezembro de 2018 do Conselho Paritário entre Produtores de Leite e Indústrias de Laticínios (Conseleite), com o objetivo de oferecer ao produtor um preço-referência do leite.

Gráfico 8 - Evolução dos preços médios nominais mineiros e nacional – 2007/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do CEPEA-ESALQ, 2019.

2.2.2 Rio Grande do Sul

A produção de leite gaúcha apresentou crescimento de 44% no período de 2007-2018, alcançando 4,24 bilhões em 2018, ante a produção de 2,94 bilhões de litros de leite em 2007 (IBGE, 2019). Em termos de produtividade, o crescimento foi de 54%, indicando que a elevação da produção ocorreu pela melhoria na genética, alimentação adequada do rebanho e qualidade do produto (CEPEA-ESALQ, 2019). Essa evidência é confirmada pelo número de vacas ordenhadas, que apresentou redução em termos absolutos de 92 mil animais. Dentre as sete

mesorregiões estaduais, o destaque foi o Noroeste Rio-grandense com a maior produção, cerca de 2,84 bilhões de litros no ano de 2018, e também a maior produtividade, com 3.804 mil litros/vaca ordenhada/ano, conforme a Tabela 8.

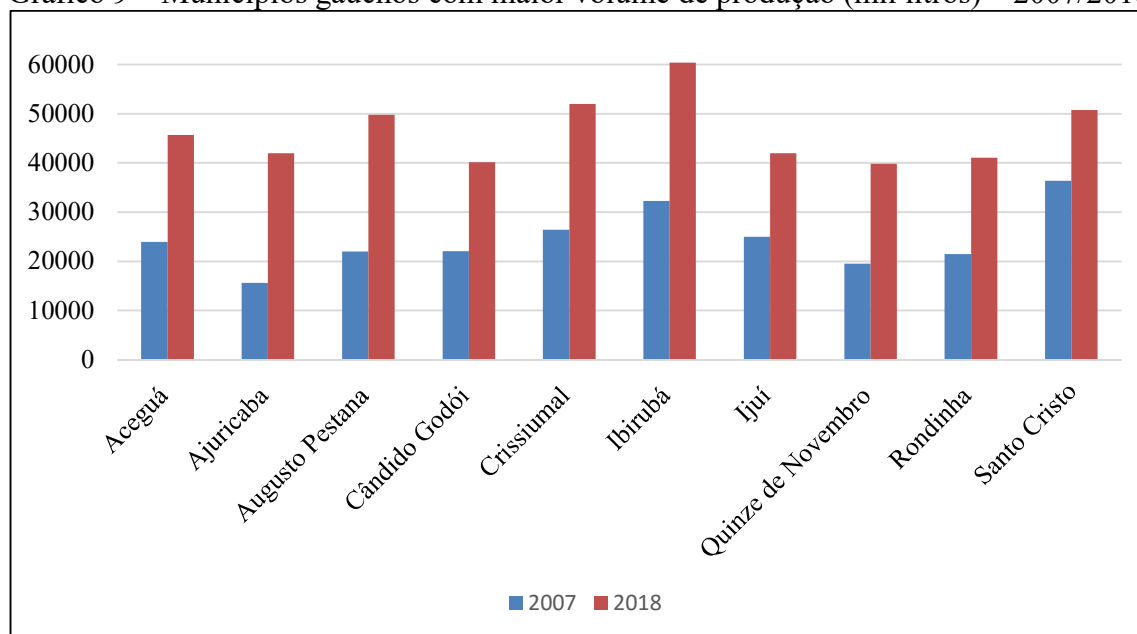
Tabela 8 - Evolução da produtividade nas mesorregiões gaúchas no período 2007/2018.

Ano	Produtividade (mil litros/vaca ordenhada/ano)						
	Noroeste	Nordeste	Centro Ocidental	Centro Oriental	Metropolitana	Sudoeste	Sudeste
2007	2.479	2.292	1.186	2.149	1.892	1.514	1.576
2008	2.584	2.433	1.214	2.291	1.906	1.877	1.537
2009	2.620	2.354	1.231	2.203	1.924	1.838	1.514
2010	2.747	2.469	1.221	2.270	1.942	1.850	1.508
2011	2.885	2.488	1.228	2.387	2.089	1.873	1.519
2012	2.992	2.534	1.229	2.601	2.064	1.877	2.189
2013	3.243	2.707	1.599	2.843	2.187	1.952	2.485
2014	3.365	2.888	2.082	2.946	2.203	1.937	2.501
2015	3.410	2.914	2.171	2.911	2.350	1.945	2.414
2016	3.550	3.060	2.175	2.989	2.214	2.045	2.165
2017	3.691	3.378	2.165	3.042	2.177	2.030	2.668
2018	3.804	3.768	2.292	3.185	2.314	2.185	2.484

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

O Gráfico 9 abaixo mostra os municípios gaúchos que se destacaram na produção no ano de 2018. É notável o crescimento de Ibirubá, que no ano de 2007 produzia 32,30 milhões e, em 2018, esse volume alcança 60,40 milhões de litros de leite, ou seja, um crescimento de 87% no período. Outro destaque é o município de Crissiumal, com taxa anual média de crescimento de 16,83%, produzindo 52,00 milhões de litros de leite no ano de 2018. Acompanhando Crissiumal, temos o município de Santo de Cristo, que produziu 14,37 milhões de litros de leite a mais do que em 2007 (36,41 milhões de litros). Os três municípios citados anteriormente, assim como os municípios de Ajuricaba, Augusto Pestana, Cândido Godói, Ibirubá, Ijuí, Quinze de Novembro e Rondinha, estão inseridos na mesorregião Noroeste rio-grandense. A exceção é o município de Aceguá, pertencente à mesorregião do Sudoeste Rio-grandense.

Gráfico 9 – Municípios gaúchos com maior volume de produção (mil litros) – 2007/2018.

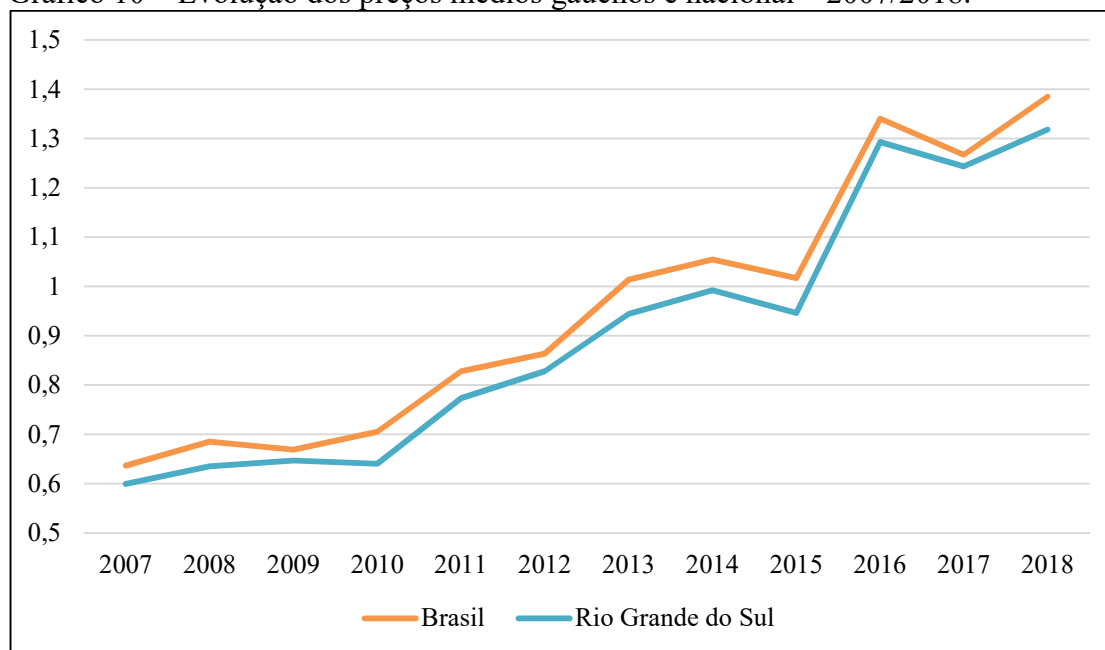


Fonte: O autor, 2019, com base em dados do IBGE, 2019.

Apesar dos expressivos volumes citados anteriormente, o número de produtores de leite no estado vem se reduzindo anualmente, principalmente aqueles de menor escala, sendo o preço pago ao produtor uma das causas desse fato. Segundo a EMATER/RS (2019), no ano de 2015 haviam 198.452 produtores de leite, enquanto no ano de 2019 esse valor se reduziu para 152.489 produtores. Outro fator complicador é a competição com os países pertencentes ao Mercosul, Argentina e Uruguai, onde os preços são menores que os preços gaúchos. Segundo Sorio (2018), isso justifica, em parte, a pressão que as entidades representantes da produção primária fazem junto ao governo federal para imposição de limites à importação de lácteos destes países.

O Gráfico 10 apresenta o comportamento dos preços médios brutos nominais pagos ao produtor gaúcho comparativamente aos preços médios brutos nominais nacionais. Percebe-se que os preços praticados no estado são inferiores à média nacional, demonstrando a influência da concorrência por proximidade geográfica.

Gráfico 10 – Evolução dos preços médios gaúchos e nacional – 2007/2018.



Fonte: O autor, 2019, com base em dados do CEPEA-ESALQ, 2019.

Essa situação de preços baixos fica agravada pela prática de fraudes e adulteração, como no ano de 2007 em que houve a descoberta de soda cáustica nas caixas de leite, o que prejudicou a credibilidade do produto. Já no dia oito de maio de 2013, o Ministério Público do Rio Grande do Sul deflagrou uma série de investigações que resultou no desvelamento de um esquema fraudulento¹³ envolvendo diversos agentes da Cadeia Produtiva do Leite (ANDREATTA et al, 2019). Considera-se fraudado, adulterado¹⁴ ou falsificado o leite que sofrer adição de água; tiver sofrido subtração de qualquer dos seus componentes, exclusive a gordura nos tipos “C” e “magro”; for adicionado de substâncias conservadoras ou de quaisquer elementos estranhos à sua composição; for de um tipo e se apresentar rotulado como de outro de categoria superior; estiver cru e for vendido como pasteurizado; for exposto ao consumo sem as devidas garantias de inviolabilidade (BRASIL, 1952).

A fraude tinha como objetivo aumentar o volume com água e tentar manter os padrões do “leite”, neste caso, a proteína, através da adição da ureia. Conforme o Ministério Público Estadual (MPE), os transportadores lucravam 10% a mais do que os 7% já pagos sobre o preço do leite cru, em média R\$ 0,95 por litro. As indústrias produtoras do leite UHT adulterado foram submetidas ao Regime Especial de Fiscalização (REF) e ficaram impedidas de

¹³ Operação Leite Compensado.

¹⁴ Uma das formas de adulteração identificadas é a adição de uma substância semelhante à ureia e que possui formol em sua composição, na proporção de 1 kg deste produto para 90 litros de água e mil litros de leite.

comercializar os produtos até que fosse aprovado um plano de medidas corretivas e que três amostras consecutivas apresentassem resultados laboratoriais dentro dos padrões. Realizou-se o *recall* de todos os lotes de leite que apresentaram problemas. Após seis anos, segundo Ministério Público do Rio Grande Sul (2019), 37% de 2.681 amostras coletadas pelo MAPA tinham problemas — boa parte relacionada à adulteração do produto por quadrilhas especializadas. No ano de 2018, análises em desconformidade caíram para 10% de um total de 413, todas referentes à má conservação e não mais à adição ilegal de substâncias para “maquiar a bebida”.

2.2.3 Paraná

A produção paranaense de leite foi da ordem de 4,37 bilhões de litros no ano de 2018, segundo a PPM (2019), um crescimento de 62% no período 2007-2018. Em termos de valores de produção, o rendimento monetário do Paraná foi de R\$ 8,93 bilhões; esse valor representa 14% do total brasileiro, sendo que Minas Gerais apresentou valor de produção leiteira de R\$ 9,95 bilhões (25,3% do total nacional). Segundo a SEAB/DERAL (2019), a atividade da pecuária leiteira representou 7% do Valor Bruto da Produção (VBP) Agropecuária do estado em 2018, quarta colocação entre as atividades do agronegócio, respondendo por R\$ 5,88 bilhões. Ao analisar a distribuição espacial da produção, há concentração na mesorregião Sudoeste, com 23,85% do total, acompanhado do Oeste, com 19,00%, Centro-Oriental, com 15,6%, e Centro-Sul, com 13,76% sendo que as outras sete conjuntamente concentram 27,83% total produzido em 2018. Em relação à produtividade, em 2018, a mesorregião Centro-Oriental Paranaense apresentou o maior valor, com 6.825 litros/vaca ordenhada/ano, acumulando crescimento de 95,56% no período, conforme Tabela 9 com mesorregiões selecionadas.

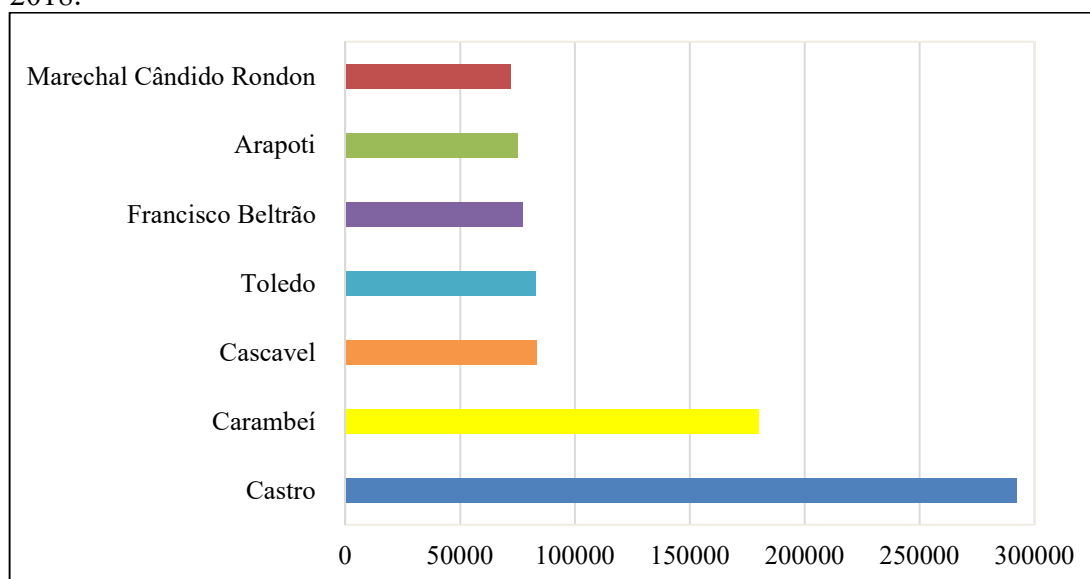
Tabela 9 - Evolução da produtividade nas mesorregiões paranaenses no período 2007/2018.

Ano	Produtividade (mil litros/vaca ordenhada/ano)				
	Centro Oriental	Oeste Paranaense	Sudoeste Paranaense	Centro-Sul	Sudeste Paranaense
2007	3.490	2.593	2.618	1.725	1.299
2008	3.983	3.014	2.777	1.801	1.144
2009	4.231	3.051	3.356	1.734	1.242
2010	3.927	3.105	3.582	2.096	1.393
2011	4.436	3.163	3.755	2.061	1.442
2012	4.584	3.203	3.774	2.083	1.622
2013	4.563	3.460	3.406	2.063	2.277
2014	4.765	3.592	3.246	2.386	2.388
2015	5.115	3.652	3.464	3.005	2.604
2016	5.430	3.745	3.593	3.127	2.661
2017	6.605	3.831	3.622	3.290	3.266
2018	6.825	3.948	3.636	3.419	3.217

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

Um município que contribuiu para esse cenário foi Castro, que recebeu o título de Capital Nacional do Leite através da Lei nº 13.584, de 26 de dezembro de 2017. A cidade é a maior produtora de leite do país com volume de 292,40 milhões de litros de leite, registrando produtividade de 8.354 litros/vaca ordenhada/ano. Outra cidade paranaense relevante foi o município de Carambeí com 180,20 milhões de litros e produtividade de 9.010 litros/vaca ordenhada/ano. A terceira colocada no *ranking* paranaense, Cascavel, produziu 83,33 milhões de litros, com produtividade de 4.061 litros/vaca ordenhada/ano. Logo em seguida, na quarta posição, está o município de Toledo, com produção de 83,00 milhões e produtividade de 5.533 litros/vaca ordenhada/ano. Os três municípios subsequentes produziram, conjuntamente, 224,75 milhões de litros, conforme Gráfico 11, sendo que a produtividade entre eles bem distintas. O município de Francisco Beltrão apresentou produtividade de 3.511 litros/vaca ordenhada/ano, enquanto Arapoti, 7.706 litros/vaca ordenhada/ano, e, por fim, Marechal Cândido Rondon, com 4.639 litros/vaca ordenhada/ano.

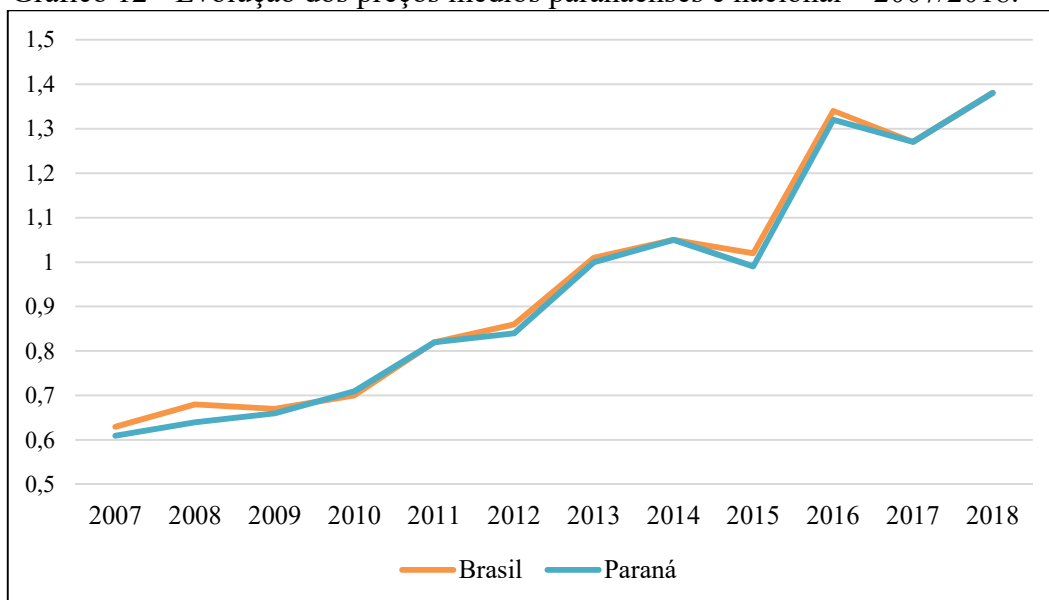
Gráfico 11 - Municípios paranaenses com maior volume de produção (mil litros) – 2018.



Fonte: O autor, 2019, com base em dados do IBGE, 2019.

Alguns elementos podem ser elencados para justificar esse desempenho no estado: a maioria da produção se concentra nas cooperativas, principalmente de origem holandesa; aumento do plantel em confinamento e melhorias genéticas.

Gráfico 12 - Evolução dos preços médios paranaenses e nacional – 2007/2018.



Fonte: O autor, 2019, com base em dados do CEPEA-ESALQ, 2019.

Não obstante, os preços pagos aos produtores paranaenses têm forçado o abandono da atividade daqueles que não têm condições de investir em tecnologia, principalmente pela competição com o leite importado do Uruguai e da Argentina. De fato, o leite em pó proveniente

da Nova Zelândia é reidratado no Uruguai para acessar o mercado brasileiro. Dessa forma, é possível que os laticínios formem estoques, pressionando os preços para baixo, mesmo quando ocorre a redução da produção estadual. O Gráfico 12 acima apresenta a evolução dos preços médios brutos nominais pagos ao produtor no Paraná comparativamente ao preços médios brutos nominais nacionais.

2.2.4 Goiás

A produção no estado de Goiás foi 3,08 bilhões de litros de leite no ano de 2018, de acordo com a PPM (2019), um aumento de 445,51 milhões de litros em relação a 2007. Apesar de ocupar a quarta posição no ranking nacional, a produtividade goiana ficou abaixo da nacional, com 1.597 litros/vaca ordenada/ano. No entanto, o estado, que viu sua produção cair no período recente e já teve uma produtividade quase 10% maior, em 2014, tem vasto potencial para melhorar seus números (NETO, 2019). A produção de leite per capita é elevada (acima de 500 litros/ano), o que leva o mercado estadual a consumir menos de um quarto da sua produção, exportando para outros estados, como São Paulo. As cinco mesorregiões goianas apresentam volume de produção bem heterogêneas, sendo predominante a mesorregião Sul Goiano (46,86%) e Centro Goiano (33,41%).

Tabela 10 - Evolução da produtividade nas mesorregiões goianas no período 2007/2018.

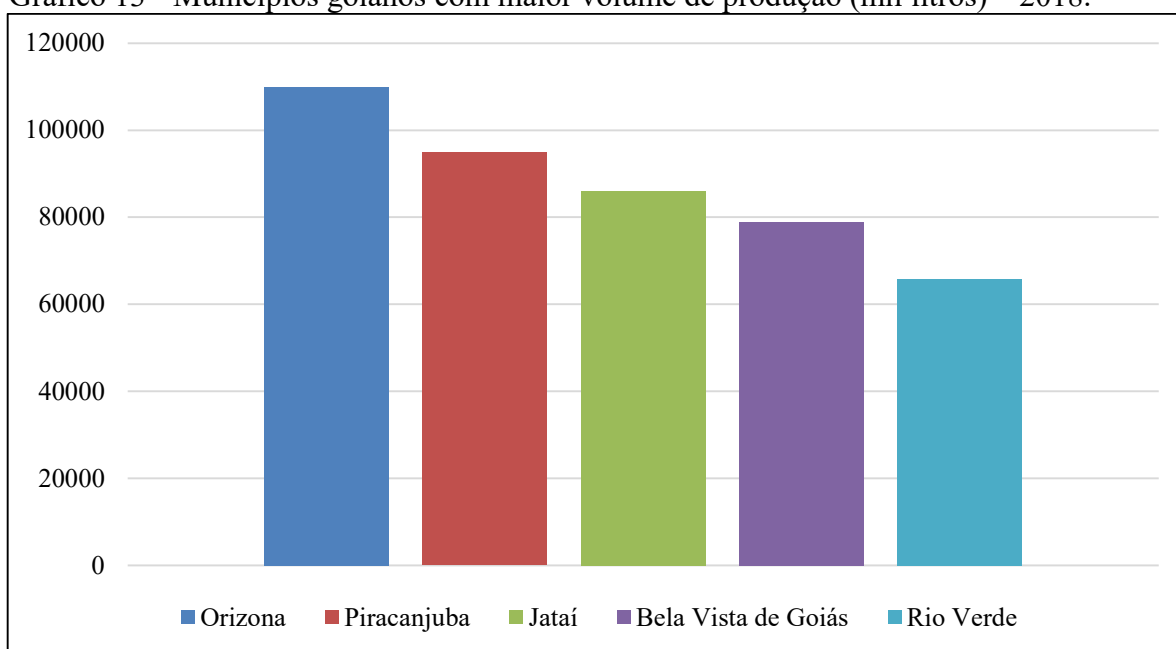
Ano	Produtividade (mil litros/vaca ordenada/ano)				
	Noroeste	Norte	Centro	Leste	Sul
2007	1.016	1.007	1.059	987	1.315
2008	1.028	1.015	1.165	1.036	1.360
2009	1.052	989	1.170	1.072	1.379
2010	1.099	1.017	1.210	1.082	1.466
2011	1.094	1.045	1.231	1.103	1.540
2012	1.095	1.050	1.234	1.131	1.504
2013	1.094	1.046	1.301	1.247	1.596
2014	1.066	961	1.323	1.240	1.593
2015	1.082	933	1.253	1.176	1.591
2016	1.089	908	1.270	1.096	1.520
2017	1.167	1.059	1.541	1.296	1.663
2018	1.204	1.075	1.597	1.501	1.778

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

Em termos de produtividade, essas mesmas regiões também predominam com 1.778 litros/vaca ordenada/ano e 1.597 litros/vaca ordenada/ano, respectivamente. Repare que as mesorregiões Noroeste e Norte apresentam produtividade bem baixa, indicando a existência de sistemas produtivos bem tradicionais. Gomes (2009 apud CARVALHAES, 2014) afirma que a maioria dos produtores de leite em Goiás dedicam-se à produção de leite há muito tempo, fator este que, além de facilitar a estabilidade do negócio, tem dificultado o aumento da produtividade do estado, já que esses produtores possuem resistência a mudanças tecnológicas, o que justifica os altos volumes de leite associados a baixos níveis de produtividade.

A cidade de Orizona, localizada na mesorregião do Sul Goiana, é a sétima maior produtora nacional, com 110,00 milhões de litros de leite em 2018, ou seja, um crescimento de 157,07%, tomando 2007 como ano-base, conforme demonstrado no Gráfico 13. Os Laticínios J.L., localizados no município, foram incluídos na lista das empresas que poderão exportar queijos para o mercado chinês no dia 24 de julho de 2019. A segunda cidade com maior volume de produção, com 94,88 milhões de litros, foi Piracanjuba com produtividade de 2.628 litros/vaca ordenhada/ano. Já Jataí produziu 86,10 milhões de litros, com produtividade de 2.093 litros/vaca ordenhada/ano, enquanto Bela Vista de Goiás produziu 79,00 milhões de litros, com produtividade de 3.098 litros/vaca ordenhada/ano. E, por último, Rio Verde produziu 65,80 milhões de litros, com produtividade de 1.731 litros/vaca ordenhada/ano.

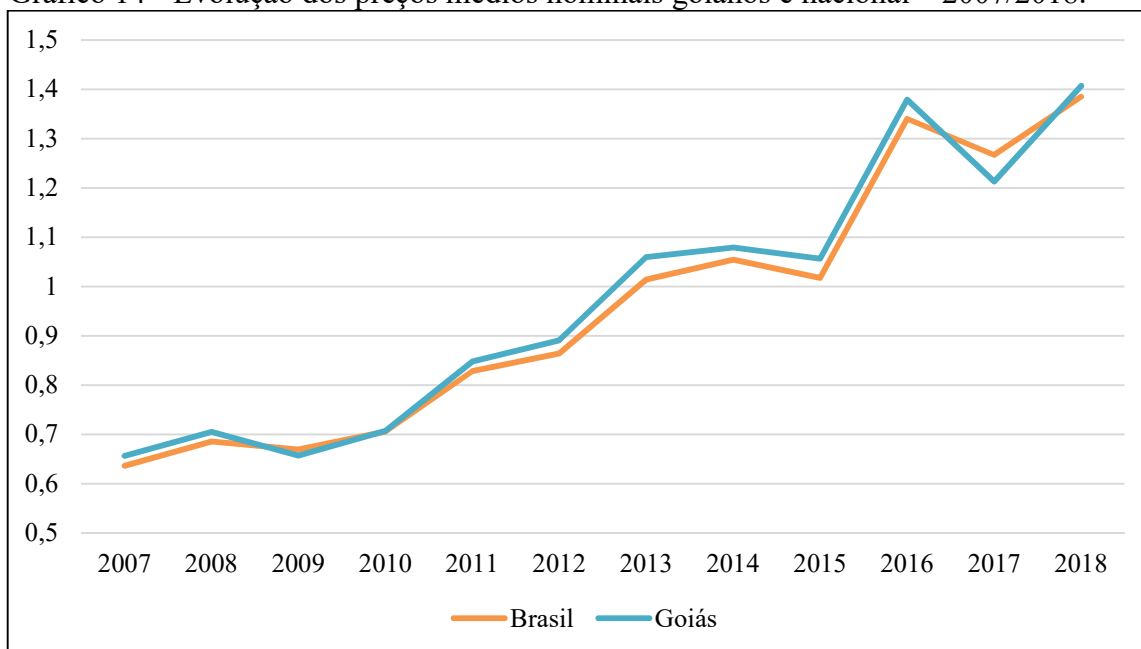
Gráfico 13 - Municípios goianos com maior volume de produção (mil litros) – 2018.



Fonte: O autor, 2019, com base em dados do IBGE, 2019.

O Gráfico 14 abaixo apresenta os preços médios brutos anuais pagos ao produtor goiano em comparação com a média nacional no período de 2007 à 2018. Levando em conta que os preços goianos, durante boa parte do período, mantiveram-se acima da média nacional, isso levou duas grandes indústrias goianas (Italac e Piracanjuba) a transferirem parte de sua produção para a região Sul do país, onde os preços são menores devido à grande oferta de matéria-prima. Segundo o Sindicato das Indústrias de Laticínios de Goiás (SINDLEITE, 2019), em Goiás, paga-se em média de R\$ 1,50 a R\$ 1,70 por litro produzido como matéria-prima, enquanto em outros estados pratica-se em torno de R\$ 0,90 a R\$ 1,20.

Gráfico 14 - Evolução dos preços médios nominais goianos e nacional – 2007/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do CEPEA-ESALQ, 2019.

2.2.5 São Paulo

A produção paulista foi 1,64 bilhões de litros de leite no ano de 2018, conforme informado pela PPM (2019), um aumento pouco expressivo comparativamente ao ano de 2007 cujo volume foi de 1,62 bilhões. Ou seja, São Paulo necessita suprir sua demanda de leite importando de outros estados. Ghobril et al. (2018) afirmam que um aspecto importante para a produção de leite é o comportamento da área de pastagens, que no estado de São Paulo apresenta quedas ao longo dos últimos anos; nos últimos 4 anos, porém, nota-se uma estabilização na área de pastagens no estado. Ademais, a produtividade de 1.585 litros/vaca ordenhada/ano em 2018

é a menor dentre os quatro estados citados anteriormente. As maiores mesorregiões produtoras dentre as quinze em ordem de importância, considerando a produção de 2018, foram: São José do Rio Preto (18,27%), Vale do Paraíba Paulista (15,11%) e Campinas (10,66%).

A Tabela 11 apresenta a evolução da produtividade nas mesorregiões selecionadas, com destaque para Araraquara, com 2.984 litros/vaca ordenhada/ano, Piracicaba, com 2.508 litros/vaca ordenhada/ano, seguida por Campinas (2.492 litros/vaca ordenhada/ano), Ribeirão Preto (2.331 litros/vaca ordenhada/ano) e Bauru (1.847 litros/vaca ordenhada/ano). Segundo Ghobril e Bueno (2018), o produtor de leite paulista está mais especializado e conseguiu aumentar o rendimento de litros por animal por meio da melhoria dos índices de produtividade (ligados à genética, nutrição animal e também melhor gestão da atividade).

Tabela 11 - Evolução da produtividade nas mesorregiões paulistas no período 2007/2018.

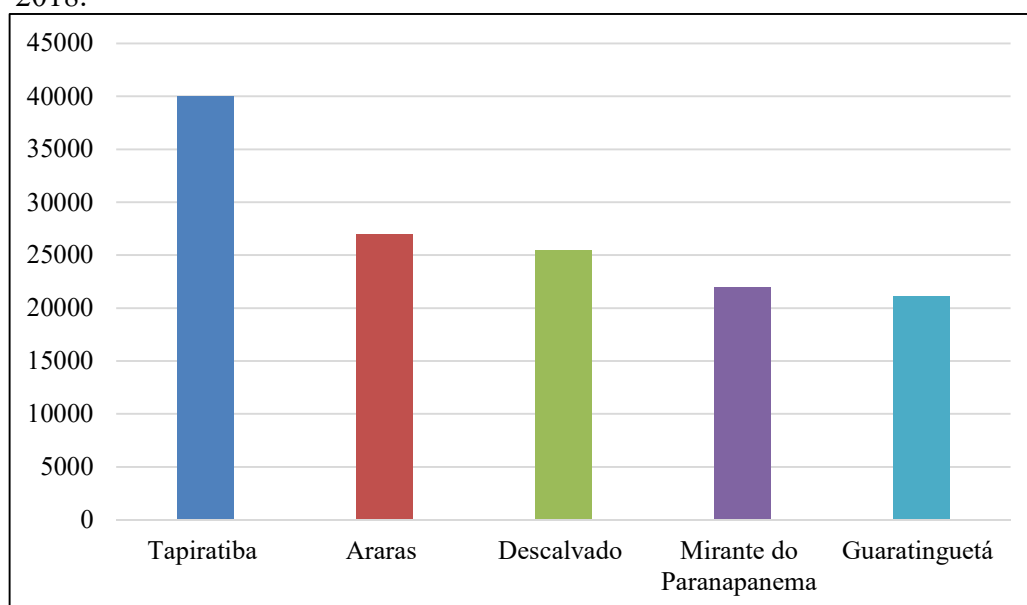
Ano	Produtividade (mil litros/vaca ordenhada/ano)				
	Araraquara	Piracicaba	Campinas	Ribeirão Preto	Bauru
2007	1.272	1.609	1.889	1.630	1.151
2008	1.326	1.398	2.021	1.665	1.168
2009	1.312	1.385	2.078	1.659	1.145
2010	1.315	1.711	2.108	1.711	1.194
2011	1.356	1.791	2.065	1.831	1.247
2012	1.351	1.801	2.209	1.912	1.353
2013	1.373	1.866	2.252	1.946	1.421
2014	1.655	2.179	2.210	1.935	1.537
2015	2.401	2.183	2.308	2.050	1.638
2016	2.572	2.181	2.421	2.154	1.637
2017	3.008	2.289	2.462	2.287	1.728
2018	2.986	2.508	2.492	2.331	1.847

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

Dentre os 645 municípios paulistas, Tapiratiba é a maior produtora, com 40,0 milhões de litros de leite produzidos em 2018, ante os 25,0 milhões produzidos em 2007. O segundo maior produtor paulista é o município de Araras, com 26,96 milhões de litros, sendo que sua produtividade foi de 14.183 litros/vaca ordenhada/ano. Esse valor tão elevado está relacionado com a Fazenda Colorado, localizada na cidade. Segundo o levantamento realizado pelo portal Milk Point, que lista os 100 maiores produtores do leite no Brasil, a Fazenda Colorado ocupou o título de maior produtora de leite, com 73.730 litros/dia no ano de 2018. Dessa forma, a propriedade repetiu a mesma colocação com produção média diária de 67.640 litros em 2017. Um outro município com destaque positivo foi Descalvado, com produção de 25,50 milhões de litros no ano 2018 e produtividade de 6.407 litros/vaca ordenhada/ano. A cidade abriga a

terceira colocada no ranking Milk Point, que é a Fazenda Agrindus, com 57.415 litros/dia em 2018 ante 57.550 litros/dia no ano anterior. Por último, os municípios de Mirante do Paranapanema e Guaratinguetá, com 21,99 milhões e 21,09 milhões de litros, respectivamente. Reitera-se que as produtividades dos dois municípios ficaram abaixo da média da Região Sudeste, sendo 1.440 litros/vaca ordenhada/ano e 1.164 litros/vaca ordenhada/ano consecutivamente.

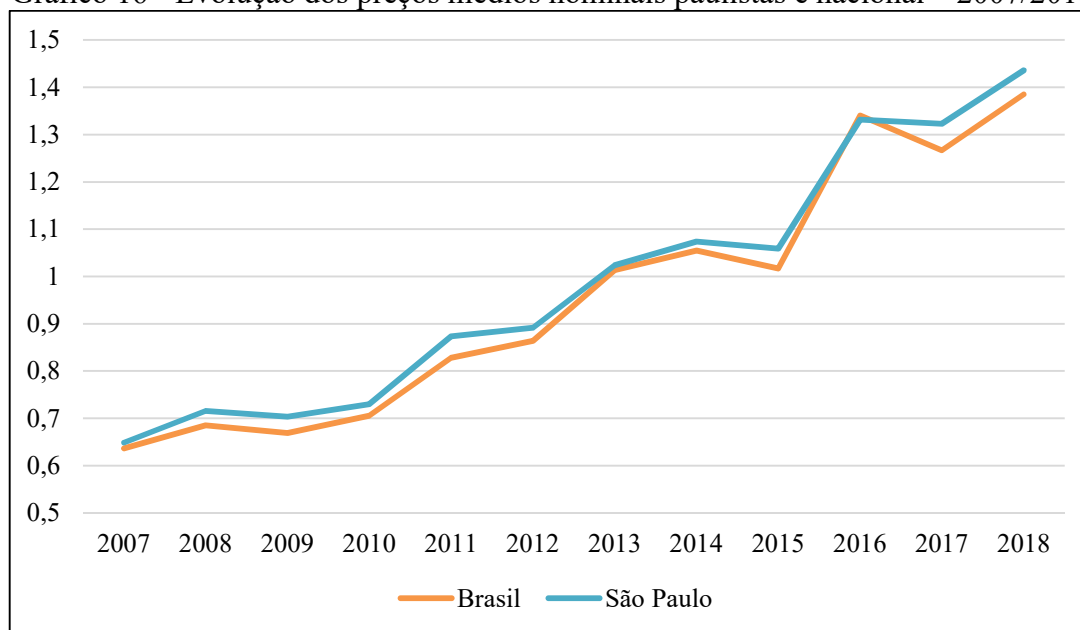
Gráfico 15 - Municípios paulistas com maior volume de produção (mil litros) – 2018.



Fonte: O autor, 2019, com base em dados do IBGE, 2019.

Todo esse cenário aparece refletido no comportamento dos preços médios brutos anuais pagos ao produtor paulista, expostos no Gráfico 16, em comparação com a média nacional no período de 2007 à 2018.

Gráfico 16 - Evolução dos preços médios nominais paulistas e nacional – 2007/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do CEPEA-ESALQ, 2019.

2.3 Indústria

A indústria de alimentação é composta pelo setor de produtos alimentares e bebidas, representando um dos pilares mais dinâmicos do agronegócio brasileiro. A partir dos dados de da ABIA (2019), o faturamento foi de R\$ 656 bilhões de reais em 2018, ou seja, um crescimento de 200% em relação a 2007, conforme Tabela 12. Em termos percentuais, o faturamento equivale a 9,6% do PIB gerado em 2018, aumento de 0,6% relativo a 2007. Além disso, identifica-se que o faturamento líquido da indústria de produtos alimentares, em 2007, era de cerca de R\$ 197,0 bilhões, passando para aproximadamente R\$ 528,3 bilhões no ano de 2018. Com esses dados identificou-se que o faturamento mais que dobrou no período. Outro ponto relevante é a participação do setor dentro da indústria, respondendo por mais de 80% do total no ano de 2018.

Tabela 12 - Desempenho da indústria de alimentação no Brasil no período 2007/2018.

Indústria de Alimentação	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Faturamento líquido (R\$ bilhões)	231,3	269,0	291,6	330,6	383,3	431,8
Participação no PIB (%)	9,0	9,1	9,3	8,5	8,8	9,0
	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Faturamento líquido (R\$ bilhões)	484,7	529,9	562,0	614,3	642,6	656,0
Participação no PIB (%)	9,1	9,2	9,4	9,8	9,8	9,6
Indústria de Produtos Alimentares	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Faturamento líquido (R\$ bilhões)	197,0	230,0	246,7	276,6	316,5	353,9
	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Faturamento líquido (R\$ bilhões)	394,6	428,7	452,8	497,3	520,7	528,3
Indústria de Bebidas	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Faturamento líquido (R\$ bilhões)	34,4	38,9	45,0	56,0	66,8	78,0
	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Faturamento líquido (R\$ bilhões)	90,1	101,2	109,1	117,0	121,9	127,7

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da ABIA, 2019.

Na Tabela 13, estão expostos os principais ramos da indústria de alimentos, bem como a evolução do faturamento de cada um deles no período de 2007 a 2018. Ressalta-se que os setores mais significativos foram: derivados de carne; cafés, chás e cereais; açúcares; laticínios; óleos e gorduras; derivados de trigo; derivados de frutas e vegetais; diversos, que inclui salgadinhos, sorvetes e temperos; chocolate, cacau e balas; desidratados e pratos prontos; conservas e pescados.

Tabela 13 - Desempenho dos setores da indústria de alimentação no período 2007/2018.

Principais Setores	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Derivados de carne	50,8	61,0	58,5	66,0	79,1	88,7
Café, chá e cereais	24,7	31,01	32,9	35,9	40,6	46,9
Açúcares	16,1	15,9	30,2	37,7	42,2	41,9
Laticínios	23,7	26,4	29,0	33,1	38,1	42,2
Óleos e Gorduras	23,7	32,0	29,0	29,3	34,5	40,9
Derivados de Trigo	17,2	18,7	18,9	19,9	21,4	23,5
Derivados de Frutas e Vegetais	14,3	14,8	14,9	15,6	18,2	20,4
Diversos	11,2	14,0	15,3	17,7	20,5	24,2
Chocolate, Cacau e Balas	7,9	9,1	9,9	10,5	11,5	12,4
Desidratados e Superg.	4,6	5,1	5,6	6,5	7,4	9,5
Conservas de Pescados	1,9	2,0	2,3	2,5	2,9	3,4
Principais Setores	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Derivados de carne	100,8	115,6	129,1	133,1	137,6	145,3
Café, chá e cereais	52,8	56,9	56,7	67,6	69,8	67,2
Açúcares	40,9	38,3	36,6	46,6	47,7	34,9
Laticínios	50,1	55,2	58,9	67,5	70,2	68,7
Óleos e Gorduras	42,3	44,7	47,7	49,2	51,7	58,8
Derivados de Trigo	26,8	29,5	31,6	33,6	36,9	37,6
Derivados de Frutas e Vegetais	23,7	25,8	26,3	30,3	32,0	36,1
Diversos	28,7	31,5	33,1	34,6	38,0	39,7
Chocolate, Cacau e Balas	13,1	13,4	13,7	14,5	15,2	15,9
Desidratados e Superg.	11,3	13,2	14,5	15,4	16,2	17,3
Conservas de Pescados	4,0	4,6	4,6	5,0	5,3	5,6

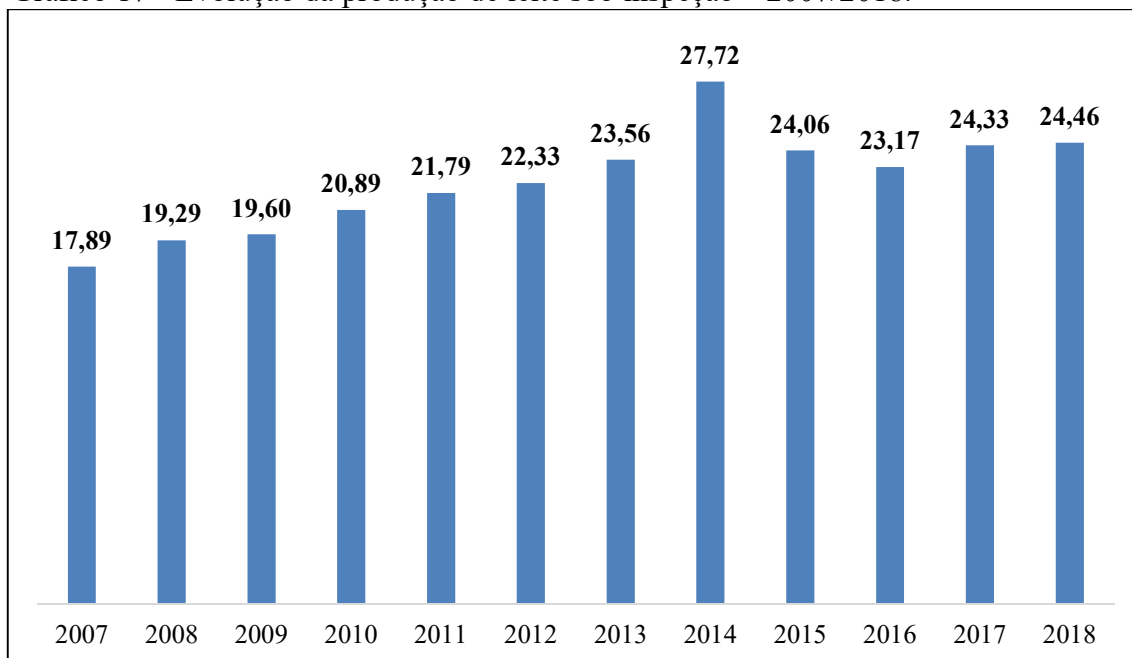
Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da ABIA, 2019.

Os laticínios ficaram na segunda posição em 2018, já tendo ocupado a terceira colocação em 2007, conforme Tabela 13. Em termos percentuais, o setor de laticínios representou cerca de 12% do faturamento total da indústria de produtos alimentares no ano de 2007, passando para 13% no ano de 2018. Ressalta-se a representatividade dos derivados de carne e café, chás e cereais, que conjuntamente representam 41,0% em 2018. Segundo Sorio (2018), a indústria de laticínios é bastante diversa e cada um dos tipos desenvolve papel diferente no mercado, enfrenta desafios distintos e deve ser alvo de políticas públicas específicas. Dessa forma, temos desde empresas multinacionais e grandes grupos nacionais (a maior parte dessas empresas entrou no Brasil ou ampliou sua participação através de aquisições) até negociantes (importam produtos lácteos de origens diversas a preços competitivos; os grandes grupos varejistas são o maior exemplo).

O Gráfico 17 abaixo contém a evolução da produção brasileira de leite sob inspeção no período de 2007 a 2018, mensurada em bilhões de litros de litros, segundo a Pesquisa Trimestral do Leite divulgada pelo IBGE (2019). No início da série, a produção brasileira era de 17,89 bilhões de litros de leite e cresceu de forma contínua até 2014, alcançando 27,72 bilhões de

litros de leite. Entretanto, nos anos de 2015 e 2016, a produção brasileira apresentou quedas consecutivas, fato até então inédito.

Gráfico 17 - Evolução da produção de leite sob inspeção – 2007/2018.

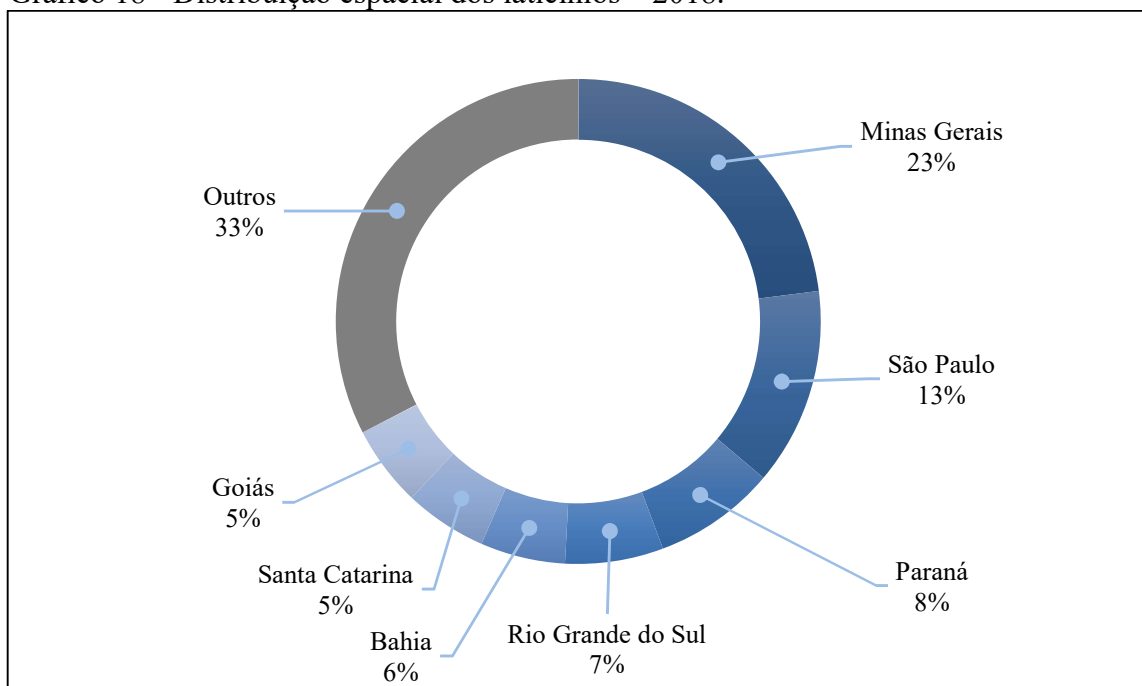


Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

Em 2017, o Brasil voltou a registrar crescimento em sua produção de leite, mas que não mostrou ser consistente, com a estagnação desse crescimento já em 2018. Segundo o Anuário Leite (2019), um dos fatores que contribuiu para essa situação foi a crise econômica enfrentada pelo Brasil, expressa pelas quedas da taxa de crescimento da economia a partir de 2014 e que afetou, consequentemente, a renda das famílias. Como a renda é o maior direcionador de consumo de lácteos no país, o consumo de leite e seus derivados foi fortemente afetado nos últimos anos. Com a queda na demanda final, a cadeia teve suas margens pressionadas, resultando em quedas de preços ao longo da cadeia.

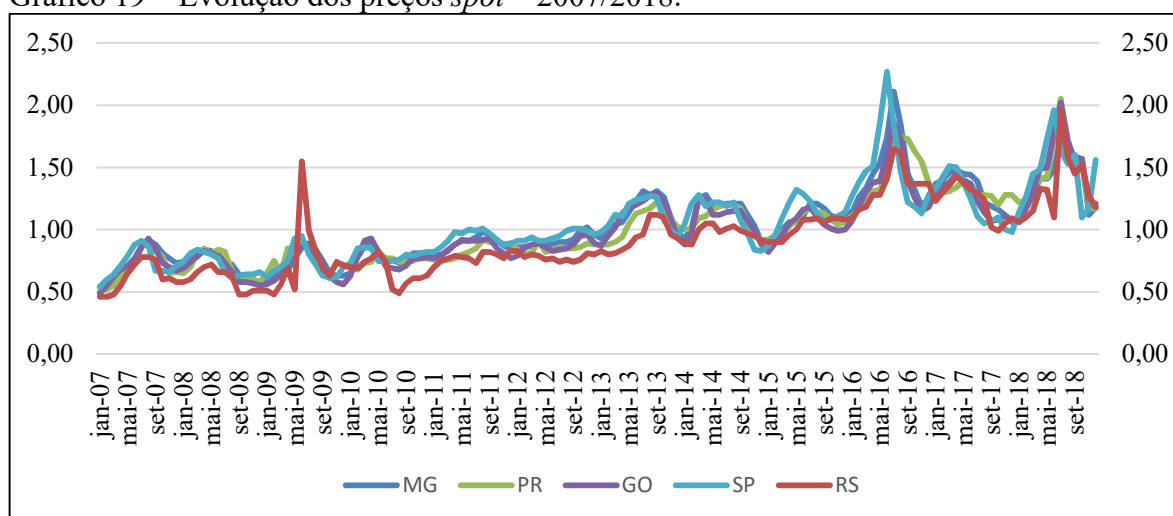
Outro fato relevante é a distribuição espacial dos laticínios. Segundo os dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), do Ministério do Trabalho e Emprego, o Brasil possui 6.113 laticínios, sendo que 1.405 estão em Minas Gerais, 805 em São Paulo, 500 no Paraná, 400 no Rio Grande do Sul, 346 no estado da Bahia, 337 em Santa Catarina e 329 no estado de Goiás. Assim, esses sete estados concentram 67,43% do total de estabelecimentos formais produtores de leite no ano de 2018. Tais dados levam à conclusão de que existe uma grande integração entre o estado-produtor e o processamento e comercialização indicada, principalmente pelos estados de Minas Gerais e São Paulo. Na unidade federativa paulista, apesar de ocupar a sexta posição na produção nacional, é o segundo em número de laticínios.

Gráfico 18 - Distribuição espacial dos laticínios – 2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da RAIS/MTE, 2019.

A captação de leite repete o mesmo padrão da produção total, sendo o estado de São Paulo a exceção. No ano de 2018, o estado de Minas Gerais captou 6,07 bilhões de litros de leite, o Rio Grande do Sul, 3,38 bilhões de litros, o Paraná, 3,09 bilhões de litros de leite, São Paulo, 2,72 bilhões, Santa Catarina, 2,71 bilhões, e Goiás, 2,52 bilhões de litros de leite; outros estados captaram 3,98 bilhões. A particularidade de São Paulo pode ser explicada quando comparamos a captação da indústria inspecionada em relação à produção, ou seja, São Paulo processa quase o dobro do que produz (166%), confirmando que o estado paulista capta leite no Paraná, Goiás e Minas Gerais.

Gráfico 19 – Evolução dos preços *spot* – 2007/2018.

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do CEPEA-ESALQ, 2019.

Todo esse cenário pode ser visto ao analisarmos os preços no chamado mercado *spot* (negociações de matéria-prima entre os laticínios), conforme Gráfico 19 acima. Ou seja, as mudanças nos preços *spot* refletem a disputa entre os laticínios para obter o produto para processamento. Logo, quando ocorre uma menor oferta (redução na produção) do leite *in natura*, ocorre valorização da matéria-prima no mercado *spot*, porque as empresas produtoras de leite longa vida conseguem repassar os maiores custos para os preços no atacado. Conforme Camilo (2018), o comércio *spot*¹⁵ pode ser entendido como a solução encontrada pelas empresas de laticínios para inibir o surgimento de capacidade ociosa, estabilizando o volume de leite disponível em diferentes regiões e períodos do ano. Este tipo de transação se realiza de forma direta entre empresas de laticínios que negociam volumes específicos de leite cru refrigerado, sendo que essas transações ocorrem sem a necessidade de firmar-se uma fidelidade entre as partes e, portanto, o número de negociações nunca é previsível.

Ferreira et al. (2008 apud LIMA et al., 2017) e Brunozi Júnior et al. (2012 apud LIMA et al., 2017) afirmam que o setor da indústria brasileira de laticínios é marcado pela concentração de um grande número de empresas de micro e pequeno porte, com algumas empresas de grande porte. De acordo com a Leite Brasil (vide Tabela 14), no ano de 2019, os treze maiores laticínios captaram 7,5 bilhões de litros em 2018, representando

¹⁵ O comércio *spot* constitui a comercialização de leite cru refrigerado, sendo que as cargas sempre são fechadas, ou seja, o caminhão que realiza o transporte sempre está lotado, com sua capacidade de carga máxima entre 29 e 32 mil litros dependendo do modelo do tanque isotérmico com o qual o caminhão está equipado (CAMILO, 2018).

aproximadamente 30% de toda a produção formal de leite no período¹⁶. O volume apontado significa cerca de 20,7 milhões de litros/dia, mas deve ser maior na conta diária ou anual, já que do levantamento não fazem parte quatro grandes *players* do segmento, que estariam dentro do grupo referido: Lactalis, Itambé, Italac e Tirol, o que significaria, em volume, 40% a mais de leite no *ranking*, cerca de 9,7 bilhões de litros.

Salienta-se ainda que boa parte do leite adquirido por estas empresas é oriundo do mercado *spot* (terceiros). Cabe destacar que 2,13 bilhões de litros processados pelas 13 maiores empresas de laticínios do Brasil são adquiridos de terceiros através do mercado *spot*, ou seja, das demais empresas que são responsáveis por 70% da captação. Além de reduzir a capacidade ociosa na indústria, o mercado *spot* está sendo utilizado como estratégia de redução de custo para a obtenção de matéria-prima. Conforme Camilo (2018), o leite captado que não é enviado para a unidade industrial da empresa, por estar localizada em outro estado, é repassado para outra empresa que possui sua unidade industrial no mesmo estado onde fora captado, evitando, assim, encargos por transferência de mercadorias entre Unidades de Federação.

Tabela 14 - *Ranking* das 13 maiores empresas de laticínios do Brasil em 2018.

Empresas/Marcas	Recepção Leite (mil litros) – 2018		Números de Produtores Leite		Litros/dia	
	Produtores	Terceiros	2017	2018	2017	2018
NESTLÉ	911.500	705.000	3.898	3.004	737	829
LATIC. BELA VISTA	1.109.157	278.002	6.633	8.030	359	377
UNIUM*	732.509	410.098	1.520	1.336	1.225	1.498
EMBARÉ	369.465	173.305	1.667	1.514	629	667
AURORA	509.900	12.600	5.520	4.900	236	284
CCGL	456.425	0	4.302	4.123	278	302
JUSSARA	297.223	102.006	3.495	3.359	233	242
DANONE	159.895	178.113	213	264	2.300	1.655
VIGOR	244.006	92.427	1.184	939	590	710
CATIVA	221.717	78.548	2.036	2.351	243	258
DPA BRASIL	42.580	204.967	131	146	826	797
CENTRO LEITE	205.347	0	3.832	3.624	156	144
FRIMESA	178.719	21.726	2.859	2.524	196	193
Total**	5.438.443	2.135.944	37.290	36.114	387	411

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da LEITE BRASIL, 2019. Nota: Classificação base recepção (produtores + terceiros) no ano de 2018. *Intercooperação de Lácteos as Cooperativas Frisia, Castrolanda e Capal. **O total de terceiros não inclui o leite recebido de participantes do *ranking* devido à duplicidade.

¹⁶ Segundo Rodrigues (2019), a estimativa da capacidade instalada de processamento de leite das empresas do *ranking* 2018 foi de 10,4 bilhões de litros ao ano (cerca de 28,5 milhões de litros diários); assim, os 13 maiores laticínios utilizaram cerca de 72,6% da sua capacidade em 2018. Vale destacar que, em 2017, a capacidade utilizada foi de 62,1%, o que indica uma redução na ociosidade das indústrias.

Em termos de recepção de leite, a primeira colocada no *ranking*, Nestlé, obteve uma variação negativa de 4,6% na captação, que era 1,69 bilhões de litros de leite em 2017. A segunda colocada no *ranking*, Laticínios Bela Vista (proprietária da marca Piracanjuba), obteve captação positiva em 4,9%, ante ao volume captado de 1,32 bilhões de litros de leite em 2017. O maior crescimento, de 56,3%, em relação ao volume verificado em 2017, ficou com as terceiras colocadas, UNIUM, Intercooperação de Lácteos das Cooperativas Frísia, Castrolanda e Capal, todas no Paraná. Vale ressaltar que a Confepar/Cativa (Cooperativa Agroindustrial de Londrina) anunciou oficialmente a aquisição de 100% das cotas da Confepar (Agroindustrial Cooperativa Central), a qual pertencia. O negócio é considerado o primeiro em que uma cooperativa singular compra a central. Além da Cativa, integravam a Confepar outras quatro cooperativas: Colari, Copagra, Cofercatu e Coopleite, todas foram fundidas e agora integram a Cativa (RODRIGUES, 2019).

Quanto ao números de produtores de leite, a Laticínios Bela Vista foi a empresa com maior quantidade de fornecedores em 2018, totalizando 8.030 produtores de leite e crescimento de 21,1% quando comparado ao ano anterior. Com esses números, a Laticínios Bela Vista se mantém na mesma posição, à frente de Aurora e CCGL. Neste *ranking* é interessante destacar também que, além da Piracanjuba, os únicos laticínios que apresentaram crescimento no número de produtores foram a Danone (23,9%), Cativa (15,5%) e DPA Brasil (11,5%). No que se refere a quantidade de litros captada por produtor, a Danone apresenta maior média, com 1.665 litros/produtor/dia. Este volume é 10,5% superior ao segundo, da UNIUM, que teve média de 1.498 litros/produtor/dia. Queda na produção diária de leite por produtor foi verificada na Centroleite (-7,7%) e DPA (-3,5%) além da Frimesa (-1,5%). Ainda, segundo Rodrigues (2019), a produção diária do produtor médio dessas empresas cresceu 6,4% - crescimento menos vigoroso que os 7,1% do ano anterior, porém maior que os 5,4% de 2016. A média de produção por produtor foi de 411 litros/dia, contra 387 litros/dia do levantamento de 2017. Também vale destacar que, no ranking de 2017, o número de fornecedores havia caído 5% e, em 2018, a queda foi menor, de 3,2%.

Apesar da concentração industrial no setor de lácteos brasileiro ser inferior ao de vários países da América Latina, vários processos de fusões e aquisições vêm ocorrendo, dadas as margens de lucratividade poucos expressivas, sem contar as falências de dois laticínios de grande porte como Leite Nilza e LBR. No dia 11 de julho de 2019, a empresa francesa Lactalis (proprietária das marcas globais Parmalat, Galbani e Président) concluiu a compra da Itambé; a negociação havia sido iniciada em dezembro de 2017, menos de seis meses após a mexicana Lala comprar a Vigor, que detinha 50% da Itambé, em agosto de 2017. Antes da Itambé, a

Lactalis já havia comprado a produtora brasileira de queijos e algumas unidades de lácteos de propriedade da BRF. No dia sete de agosto de 2019, a multinacional Nestlé anunciou a venda de suas unidades produtoras à Laticínios Bela Vista. Paralelamente, licenciou as marcas Ninho e Molico para a empresa goiana, recebendo *royalties*.

Um dos elementos importantes e que tem relação direta com o *ranking* apresentado acima é o papel das cooperativas como elemento fundamental na estrutura produtiva do setor lácteo. Apesar da primeira colocada não ser nacional, a Nestlé é uma multinacional suíça; as outras empresas do setor são brasileiras, como Laticínios Bela Vista, Frisa, Castrolanda e Capal, Embaré, Aurora, CCGL e Frimesa, são cooperativas. Na Índia, terceiro maior produtor mundial, mais de 15 milhões de produtores pertencem a cooperativas leiteiras, que são responsáveis pelo processamento de mais de 43 milhões de litros de leite diariamente, em 263 plantas industriais (LARDES et al., 2017). Na Nova Zelândia, dentre as maiores indústrias leiteiras em 2016, a cooperativa Fonterra¹⁷ processou 17,4 bilhões de litros de leite, representando 84% da produção. Já no Brasil, no ano de 2018, 56,13% do volume de 7,5 bilhões de litros foram captados pelas cooperativas, enquanto no ano de 2017 esse percentual foi de 48,49%, de um volume de 8,6 bilhões de litros.

Destarte, as cooperativas, atuando na captação de leite, ajudam a aumentar o poder de barganha do produto diante das grandes processadoras. Gomes (1999 apud DINIZ, 2019) afirma que algumas cooperativas possuem programas de assistência técnica junto aos produtores, com objetivo de melhorar a qualidade do leite e fomentar a adoção de tecnologias mais avançadas para a produção. A profissionalização do produtor parece ser também um fator importante para o aumento da produtividade e qualidade da matéria-prima. No que se refere à relação entre indústria e produtor, alguns laticínios exigem padrões mínimos de qualidade do leite do produtor e, por isso, pagam bônus por qualidade e quantidade.

Porém, para Vilela et al. (2017), essa relação continua competitiva e oportunista. Quando há alta de preços, os produtores praticamente transformam-se em vendedores de leite, esquecendo-se de qualquer programa de fidelização e cooperação. Por outro lado, a indústria tem mais condições de mudar essa relação comercial, pois consegue ter a leitura diariamente do mercado. Duas características contribuem para o agravamento dessa relação: a primeira é a baixa capacidade da grande maioria dos produtores de agregarem valor ao leite que produzem; a segunda é a perecibilidade do produto que comercializam, que exige transporte quase diário para indústrias mais próximas (VILELA et al., 2017).

¹⁷ Proprietária, em parceria com a Nestlé, da DPA no Brasil.

Em relação aos produtos lácteos, o leite UHT foi o 28º produto industrializado mais vendido no Brasil em 2017, de acordo com a Pesquisa Industrial Anual (PIA, 2019) do IBGE. Considerando os produtos alimentícios, ele perdeu apenas para carnes, açúcar, cervejas e refrigerantes. Mas, dentre os derivados do leite, o leite UHT é o que apresenta maior valor de vendas, conforme Tabela 15, representando sozinho 23,1% do comércio de lácteos no Brasil. Segundo Siqueira (2019), apesar de o leite longa vida ter aumentado o seu valor de vendas ao longo dos últimos anos, em 2017 ele perdeu um pouco a participação de mercado para outros derivados lácteos. É interessante notar que, em 2016, o incremento no valor de vendas do leite UHT foi de 23,5%, superior ao incremento do setor lácteo, que foi de 22%. Já em 2017, o valor de vendas de leite UHT foi afetado pela crise e cresceu apenas 7,6%, enquanto o setor de laticínios cresceu 15,5%.

Tabela 15 - Valor de vendas (em 1000 R\$) dos derivados lácteos no Brasil – 2015/2017.

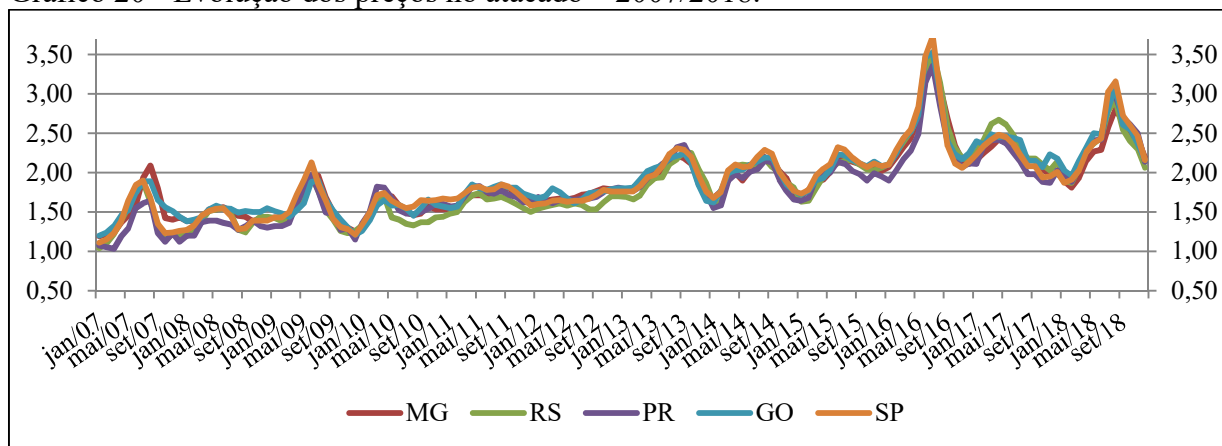
Produtos	2015		2016		2017	
	Valor	%	Valor	%	Vendas	%
Leite UHT	7.875.325	24,5	9.728.904	24,8	10.464.264	23,1
Queijo	7.652.592	23,8	9.732.972	24,8	10.026.608	22,1
Leite em pó	3.481.023	10,8	3.596.683	9,2	5.962.788	13,1
Leite condensado	2.219.673	6,9	2.612.126	6,6	3.039.415	6,7
Outros	1.899.804	5,9	2.198.649	5,6	2.891.050	6,4
Iogurte	1.155.679	3,6	2.938.382	7,5	2.696.824	5,9
Leite resfriado	2.530.527	7,9	2.550.862	6,5	2.642.571	5,8
Bebida láctea	1.735.041	5,4	1.651.527	4,2	2.057.061	4,5
Creme de leite	933.184	2,9	1.111.848	2,8	1.940.881	4,3
Leite pasteurizado	1.097.569	3,4	1.274.184	3,2	1.417.799	3,1
Manteiga	816.126	2,5	922.766	2,3	1.307.165	2,9
Leite fermentado	548.599	1,7	573.836	1,5	571.347	1,3
Doce de Leite	263.904	0,8	399.228	1,0	362.905	0,8
Total	32.211.061	100,0	39.293.983	100,0	45.382.695	100,0

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IBGE, 2019.

De fato, os preços praticados no atacado (preço de venda da indústria aos diferentes canais varejistas), conforme gráfico abaixo, são mais elevados que os preços praticados no mercado *spot* e preços pagos ao produtor, contudo todos apresentam comportamento semelhante. Resende et al. (2019) afirmam que, de maneira geral, a movimentação de preços nos três segmentos (produtor, indústria e varejo) ocorre sempre no mesmo sentido. Quando o preço muda em um segmento (crescimento ou queda), muda também nos demais, mas não necessariamente no mesmo mês. Isso deixa clara a interdependência dos preços ao longo da cadeia produtiva, como era de se esperar pela transmissão de preços (objeto de estudo desse

trabalho). Percebe-se, no entanto, que as variações não acontecem de forma simultânea nos três segmentos e, de maneira geral, começam no atacado. Essa análise será feita na seção Análise dos Resultados.

Gráfico 20 - Evolução dos preços no atacado – 2007/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do CEPEA-ESALQ, 2019.

2.4 Varejo

A estabilização de preços da economia brasileira em decorrência do Plano Real trouxe profundas mudanças no setor agroindustrial de leite. De acordo com Castro e Neves (2001), o sistema agroindustrial do leite no Brasil passa por transformações em sua estrutura, principalmente a partir de 1991, destacando-se: desregulamentação do setor depois de mais quarenta anos de tutela governamental; abertura comercial ao exterior; consolidação do Mercosul e implantação do Plano Real. O maior impacto para o setor de lácteos devido ao modelo econômico brasileiro se deu, todavia, pela questão de distribuição de renda.

Após o estabelecimento do Plano Real (em julho de 1994), houve aumento na demanda de lácteos superior à oferta e, conseqüentemente, oferta de lácteos importados no mercado interno. Este fato se deu, principalmente, devido à estabilização econômica e ao ingresso de milhões de consumidores de baixa renda no mercado de consumo, até então restrito às classes de renda mais elevada. Pithan-Silva (2008) afirma que, com o Plano Real, as melhorias significativas no poder de compra do consumidor, devido à estabilização econômica, aumentaram a procura por produtos como iogurte e bebidas lácteas, o que leva a inferir que o consumidor procura aliar, no momento da compra, preço baixo e produto de alta qualidade,

além de outros quesitos, como praticidade, valor nutritivo e segurança. No mercado de leite fluido, o crescimento explosivo do consumo de leite tipo UHT foi possível por causa da tecnologia empregada, que tornou viável a produção longe dos principais centros consumidores e o fornecimento a preços baixos, devido a custos inferiores nestas regiões. Esse fato é também corroborado por Scalco (2011), que afirma que o surgimento do leite UHT representa uma segunda onda de transformações ocorridas no setor. O leite tipo C, comercializado no varejo em sacos plásticos, teve queda no consumo anual, sendo substituído na preferência do consumidor pelo leite do tipo UHT.

Um outro fato relevante para o aumento do consumo do leite UHT foi a relação no processo de comercialização. Conforme Martins (2004), o crescimento do consumo do leite longa vida (leite UHT) estimulou os supermercados a substituírem as padarias como o principal canal de distribuição no varejo. Se, por um lado, isso reduz os custos de distribuição, por outro, coloca os laticínios em situação de terem de negociar com um agente com maior poder de barganha. A competição no setor de varejos de alimentos também se intensificou, conforme Tabela 16, que resume o número de estabelecimentos do comércio varejistas de produtos de padaria, laticínio, doces, balas e semelhantes registrados no CAGED. O número total de estabelecimentos aumentou 14,5% entre 2007 e 2018. Percebe-se também o aumento de estabelecimentos com 250 a 499 funcionários, que alcançaram o número de 852 locais.

Tabela 16 – Número de estabelecimentos varejistas e de trabalhadores registrados no comércio varejista de produtos de padaria, laticínio, doces, balas e semelhantes – 2007/2018.

Ano	Faixa de trabalhadores									Total de Estabel. Varejistas	Total de Trabalha-dores
	Até 4	5 a 9	10 a 19	20 a 49	50 a 99	100 a 249	250 a 499	500 a 999	1000 ou mais		
2007	50.692	63.998	61.246	46.679	13.640	4.684	0	0	0	44.808	240.939
2008	53.481	66.700	65.729	51.568	15.652	5.003	816	0	0	47.121	259.039
2009	56.911	71.748	71.307	58.647	18.931	6.211	841	541	0	50.431	285.317
2010	50.074	63.470	64.322	55.640	17.674	5.896	810	0	0	45.072	257.886
2011	52.098	66.256	70.527	62.785	18.267	5.751	1.110	0	0	47.430	276.794
2012	54.286	69.159	74.267	67.653	20.894	6.292	922	0	0	49.037	293.473
2013	56.582	71.777	76.174	72.850	19.917	6.877	2.076	0	0	50.975	306.253
2014	58.078	73.532	79.467	74.600	21.653	6.042	2.166	0	0	52.367	315.538
2015	58.574	74.803	80.675	75.794	20.755	5.682	1.135	0	0	52.949	317.418
2016	57.894	74.148	81.165	75.925	20.232	5.665	844	0	0	52.822	315.873
2017	57.323	74.459	80.204	77.296	19.554	4.660	909	0	0	52.638	314.405
2018	55.917	71.920	77.326	75.235	19.804	4.633	852	0	0	51.317	305.687
Δ%	10,3%	12,3%	26,2%	61,2%	45,2%	-1,1%	-	-	-	14,5%	26,9%

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da RAIS, 2019.

Além desse fato, há concentração no setor varejista nacional; as 300 maiores empresas varejistas faturaram cerca de R\$ 648,03 bilhões, perfazendo, conforme dados do IBGE (2019),

47% da receita de todo o varejo restrito de 2018 (varejo total, excluindo automóveis e materiais de construção). As quatro maiores da categoria somam 28,29% do total faturado pelas 300 maiores e 13% do varejo restrito. Do total pesquisado, 127 empresas possuem faturamento acima de R\$ 1 bilhão de reais, 31 são de controle estrangeiro e 269 são de capital fechado. Dentre as 300 maiores, 136 são da categoria de Super, Hiper, Atacarejo e Conveniência, estando três entre as dez maiores, 47 de moda, calçados e artigos esportivos, 33 de eletrodomésticos, 25 de drogarias e perfumarias, 15 de *foodservice*, 12 de lojas de departamento, artigos do lar e mercadorias em geral, 11 de materiais de construção, 7 de óticas, joias, bijoux, bolsas e acessórios, 5 de livrarias e papelarias e 9 de outros segmentos. A Tabela 15 abaixo apresenta as dez principais empresas de varejo do Brasil, seu faturamento e percentual de crescimento.

As dez maiores empresas varejistas obtiveram um faturamento bruto de 245,32 bilhões de reais em 2018, 37,85% das vendas das 300 maiores, vide Tabela 17. Sua presença está em 27 estados, com 13.472 lojas, que cresceram aproximadamente 5% entre 2017 e 2018. Destacando o grau de concentração no setor de varejo, a Tabela 18 mostra o desempenho dos dez principais supermercados do Brasil. Os dez maiores supermercadistas, conforme classificação da SBVC, faturaram cerca de R\$ 184,12 bilhões de reais, isso representa 57% do faturamento bruto das 136 empresas atuantes no setor em 2018. Dentre essas empresas, apenas três são de capital aberto e seis não são de controle nacional; juntas possuem 4.574 lojas físicas. Na lista das cinquenta maiores empresas em faturamento por loja, 49 são supermercadistas — grupo liderado pelas redes Andorinha, Bergamini, Higa e Formosa. Com duas lojas em regiões periféricas de São Paulo, a Bergamini, segunda colocada pelo critério de venda por loja, vende R\$ 300 mil por unidade, em média, por ano. O Enxuto Supermercados, com seis pontos no interior de São Paulo, vende R\$ 88,5 mil por loja, acima do Carrefour (incluindo a rede Atacadão), com R\$ 85 mil (SBVC, 2019).

O setor supermercadista vem aprimorando novas formas de atuação, como as operações de atacarejo¹⁸, conveniência (lojas de menor porte, em localizações mais centrais nas cidades, contando com um *mix* de produtos adaptado aos micromercados onde estão posicionadas), e-Commerce (vendas online) e *omnichannel*. Este último é um pontos de contato com o consumidor, utilizando a loja física como local de retirada a partir do estoque do ponto de venda.

¹⁸ O “atacarejo” ou o atacado de *cash and carry* faz parte do fenômeno atual da integração vertical, na qual ocorre a venda do atacadista tanto para o varejista quanto diretamente aos consumidores finais.

Tabela 17 - Maiores redes varejistas do Brasil – 2018.

Posição	Empresa	Bandeiras	Faturamento Bruto em 2018 (Mil Reais)	Nº de lojas	Nº de estados	Controle Nacional
1ª	Carrefour	Carrefour Hiper, Carrefour Bairro, Carrefour Express, Carrefour Market, Carrefour.com, Atacadão	56.343.000	660	27	Não
2ª	GPA Alimentar	Pão de Açúcar, Extra, Assaí Atacadista, Mini Extra, Minuto Pão de Açúcar, James Delivery, Compre Bem, Mercado Extra e Pão de Açúcar Adega	53.620.000	1.057	19	Não
3ª	Via Varejo	Casas Bahia, Ponto Frio, PontoFrio, Barateiro, Bartira, Extra.com	30.500.000	1.035	21	Não
4ª	Walmart Brasil	Walmart, Maxxi, Big, Bompreço, Mercadorama, Todo Dia, Sam's Club	24.000.000	400	18	Não
5ª	Magazine Luiza	Magazine Luiza, Luizacred, Luizaseg, Consórcio Luiza, Época Cosméticos	18.896.513	954	16	Sim
6ª	Raia Drogasil	Droga Raia, Drogasil, Farmasil, 4bio e Univers	15.519.133	1.825	18	Sim
7ª	Grupo Boticário	Boticário, Eudora, Quem disse Berenice?, The Beauty Box, Multi B	13.700.000	4.176	27	Sim
8ª	Lojas Americanas	Lojas Americanas, Americanas Express	12.959.410	1.490	27	Sim
9ª	DPSP	Drogaria São Paulo, Pacheco	9.998.645	1.319	10	Sim
10ª	Lojas Renner	Lojas Renner, Youcom, Camicado, Ashua	9.786.838	556	27	Sim

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da SBVC, 2019.

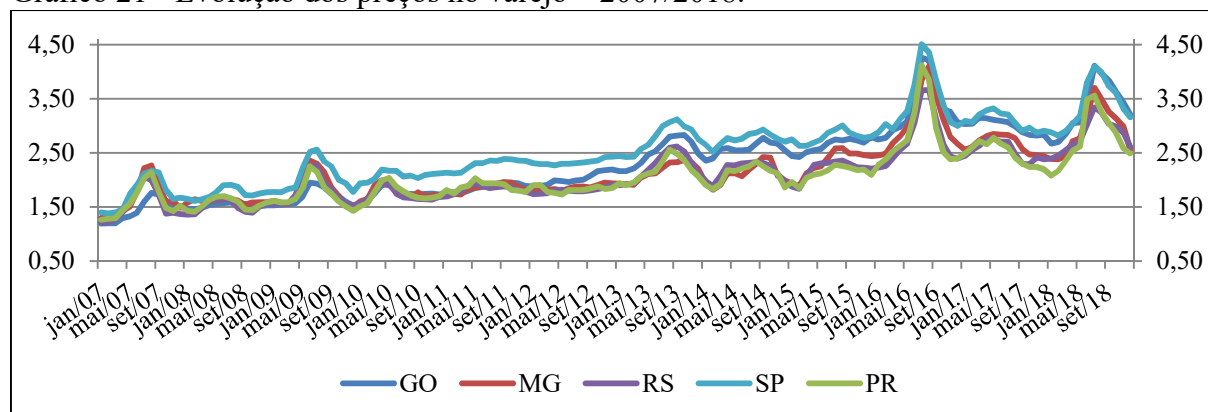
Tabela 18 - Maiores supermercados do Brasil – 2018.

Posição	Empresa	Bandeiras	Faturamento Bruto em 2018 (Mil Reais)	Nº de lojas	Nº de estados	Controle Nacional
1ª	Carrefour	Carrefour Hiper, Carrefour Bairro, Carrefour Express, Carrefour Market, Carrefour.com, Atacadão	56.343.000	660	27	Não
2ª	GPA Alimentar	Pão de Açúcar, Extra, Assaí Atacadista, Mini Extra, Minuto Pão de Açúcar, James Delivery, Compre Bem, Mercado Extra e Pão de Açúcar Adega	53.620.000	1.057	19	Não
3ª	Walmart Brasil	Walmart, Maxxi, Big, Bompreço, Mercadorama, Todo Dia, Sam's Club	24.000.000	400	18	Não
4ª	Cencosud Brasil	G. Barbosa, Prezunic, Bretas, Perini	8.512.818	201	8	Não
5ª	Rede Smart	Smart Supermercados	8.500.000	692	22	Sim
6ª	Dia%	Dia Maxi, Dia %, Dia Market	7.040.000	1.172	4	Sim
7ª	Makro	Makro	6.935.622	74	25	Sim
8ª	Muffato	Super Muffato, Muffatto Max	6.917.158	57	3	Sim
9ª	Grupo Pereira	Comper Supermercados e Fort Atacadista	6.270.686	63	4	Sim
10ª	Supermercados BH	Supermercados BH	6.004.254	198	1	Sim

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da SBVC, 2019.

Dentre os derivados lácteos mais relevantes no varejo, o leite UHT representa 77% do leite fluído com inspeção do Brasil e cresceu 56% entre 2010 e 2016 (GOMES et al. 2017). Com isso, o leite UHT é o produto com maior volatilidade entre os principais derivados, e o que guarda maior relação com o preço do leite pago ao produtor. O gráfico abaixo contém os preços praticados do leite UHT no varejo para os estados brasileiros selecionados.

Gráfico 21 - Evolução dos preços no varejo – 2007/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de dados do IPEAD-UFGM, 2019, IEPE-RS, 2019, SEAB-PR, 2019, SEGPLAN-GO, 2019 e IEA-SP, 2019.

Um ponto a ser salientado é o baixo consumo de leite fluído *per capita*, cerca de 46 kg/per capita/ano (média anual entre 2013-2018). Estados Unidos, Canadá, Nova Zelândia e Austrália, por sua vez, consumiram, em quilos de leite fluído, uma média de 73, 81, 106 e 107, respectivamente no mesmo período. A Tabela 19 apresenta a evolução do consumo dos principais produtos lácteos adquiridos no Brasil, na qual destaca-se que, após dez anos de crescimento ininterrupto, ocorreu um recuo de 145 milhões de litros em 2018 em relação a 2017 do consumo de leite UHT. Possivelmente, esse fato possui relação com o cenário de estagnação da economia brasileira, pois o consumo está relacionado à renda *per capita*. Ou seja, pode haver espaço para crescimento no consumo de leite, caso haja recuperação da atividade econômica no Brasil. Conforme Siqueira e Arcuri (2019), dada a mudança nos hábitos do consumidor, ganham destaque os produtos que promovem saúde e bem-estar intestinal. Destaque deve ser dado para os leites orgânicos. Esses produtos têm apresentado taxa de crescimento anual de 8%. Totalizaram US\$ 18 bilhões de vendas em 2017 e representaram 20% de todas as vendas de orgânicos, atrás apenas de frutas e vegetais. Esse fato também pode explicar a redução do consumo de leite UHT, corroborando a afirmação de Fischer (2019), que apontou que 611 mil lares deixaram de comprar o referido produto.

Tabela 19 - Evolução do Consumo de Leite e Derivados Lácteos no Brasil – milhões de litros.

Descrição	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Leite inspecionado	19.284	19.601	20.974	21.795	22.339	23.553	24.747	24.062	23.170	24.333	24.450
Leite Pasteurizado	1.795	1.790	1.690	1.625	1.430	1.340	1.220	1.094	1.105	1.120	1.090
Leite UHT	5.305	5.252	5.450	5.810	6.120	6.365	6.597	6.729	6.831	7.025	6.880
Leite em pó	4.997	4.955	5.210	5.210	5.350	5.457	5.812	6.210	5.946	5.464	5.867
Queijos	5.420	5.700	6.465	6.722	6.980	7.466	7.983	8.000	7.830	8.105	8.310
Demais Produtos	1.767	1.904	2.159	2.288	2.352	2.570	2.737	2.293	1.940	2.216	2.250

Fonte: O autor, 2019, a partir de dados da ABLV, 2019.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

A análise de transmissão de preços e volatilidade de produtos agropecuários é um tema recorrente tanto na literatura nacional quanto internacional. Margarido (2012) afirma que há duas vertentes em relação à transmissão de preços entre mercados: transmissão vertical e transmissão espacial (ou horizontal) de preços. O estudo da transmissão espacial de preços está relacionada à literatura da integração de mercado. Segundo Fackler e Goodwin (2001), a integração de mercados refere-se à interdependência dos preços em diferentes regiões, ao longo do tempo. Por compartilharem informações de longo prazo semelhantes, os preços de um mercado integrado sofrerão influências não apenas das condições de oferta e demanda locais, mas também das condições das demais localidades. Dessa forma, a integração pode ser vista como uma medida do grau em que os choques de demanda e oferta que surgem numa região são transmitidos à outra (CUNHA et al., 2011).

Uma questão relevante no estudo da integração de mercado é o conceito de arbitragem espacial, o que implica que, se os mercados estiverem funcionando bem, os preços de mercadorias homogêneas em diferentes mercados não diferirão mais do que os custos de transporte. De acordo com Fackler e Goodwin (2001), em um processo de arbitragem, a ação dos agentes garante que os preços dos bens homogêneos em duas localidades quaisquer diferirão, no máximo, pelo custo de deslocamento do bem da região com menor preço para comercialização na região com maior preço, ou seja, considerando duas regiões economicamente integradas:

$$P_A - P_B \leq r_{AB} \quad (1)$$

onde P_A representa o preço do bem na localidade A ; P_B , o preço do bem na localidade B e $r_{A,B}$ é o custo de deslocamento do bem do local A para B . Na ausência de custos relevantes, a relação apresentada se tornará uma igualdade nula. Nesse caso, o fluxo de comércio da região de menor preço para a região de maior preço irá persistir até que haja a equalização dos preços dentro do mercado que compreende as duas regiões.

A equalização de preços é chamada de Lei do Preço Único (LPU). A LPU afirma que, em mercados concorrentes, livres de custos e transporte e barreiras oficiais de comércio, bens idênticos devem ser vendidos pelo mesmo preço quando são expressos na mesma moeda (KRUGMAN et al., 2015). Caso haja arbitragem, há possibilidade de comércio entre regiões

pertencentes a um mesmo país. Ou seja, se um bem é vendido em uma região a um preço inferior ao de outra região, é possível obter ganho comprando-se o bem na primeira região e vendendo-o na segunda. Dessa forma, a validação da LPU está relacionada ao processo de arbitragem espacial, que é o mecanismo que conduz à estabilidade de preço em um mercado espacialmente separado (FAMINOW; BENSON, 1990).

De acordo com Fackler e Goodwin (2001), as três versões para a LPU são: fraca, forte e agregada. A primeira versão coincide com o conceito de arbitragem espacial, já expresso anteriormente através da Equação 1. A segunda, versão forte, pressupõe-se continuidade do comércio com permanência da validade da condição de arbitragem como uma igualdade $P_A - P_B = r_{AB}$. Por último, a terceira versão da LPU é a agregada, conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC). Neste estudo, será considerada a versão forte pelos motivos que serão apresentados na sequência.

A cadeia nacional produtiva do leite conta com grande diversidade estrutural. Borges et al. (2014) afirmam que, dentro do cenário produtivo brasileiro, convivem tanto sistemas tecnológicos modernos, com elevada qualidade genética do rebanho e condições adequadas de suplementação alimentar, quanto sistemas de produção absolutamente extensivos, com padrões genéticos mestiços e alimentação animal feita em pasto natural, onde a produção é direcionada para a subsistência ou para o mercado informal. Dessa forma, o comportamento dos produtores se aproxima do de competidores perfeitos, já que o leite fluído é um produto com pouca possibilidade de diferenciação. Além disso, o leite possui uma baixa relação valor/volume e é altamente perecível, o que onera o transporte e inviabiliza o estoque, de modo que os produtores não logram defender suas margens. Do outro lado, estão as empresas que adquirem a produção com um comportamento oligopolista, pressionando os preços pagos aos produtores para baixo ou discriminando preços ao exigirem padrões mínimos de qualidade para adquirir o leite de um produtor.

Faminow e Benson (1990 apud ALVES, 2016) e Goodwin e Piggott (2001 apud ALVES, 2016) consideraram que localidades espacialmente separadas e que comercializam um mesmo produto formariam um mercado integrado se os preços fossem determinados de maneira interdependente, ou seja, alterações de preços numa região seriam transmitidas às demais. Nesse conceito, regiões geográficas distintas poderiam pertencer a um mesmo mercado se seus preços para determinado produto fossem cointegrados. Fackler e Goodwin (2001) propuseram que a integração do mercado é melhor considerada como medida do grau em que choques de demanda e oferta que surgem em uma região são transmitidos para outra região. Considere um

choque hipotético, ε_A , que muda o excesso de demanda por um bem na região A , mas não na região B . A taxa de transmissão de preços associada a esse choque é:

$$R_{AB} = \frac{\partial P_B / \partial \varepsilon_A}{\partial P_A / \partial \varepsilon_A} \quad (2)$$

em que R_{AB} é a taxa de transmissão associada ao choque do produto na região A ; $\partial P_B / \partial \varepsilon_A$ a variação infinitesimal do choque em A que promove variação do preço na região B e $\partial P_A / \partial \varepsilon_A$ a variação infinitesimal do choque em A que leva à variação do preço do produto nessa região. Caso R_{AB} seja igual a 1, há integração perfeita do mercado e variações nos preços do produto homogêneo são transmitidas de forma completa entre as regiões. Contudo, caso R_{AB} seja diferente de R_{BA} , a razão não é simétrica e a região A pode estar mais integrada à região B do que o contrário. Elevado grau de integração não implica necessariamente que haja comércio direto entre duas regiões; o importante é que as regiões façam parte de uma rede comum de comércio. Por exemplo, se dois locais A e B são fornecedoras regulares de um bem ao local C , eles podem ser integrados com a mesma força, como se fossem parceiros comerciais diretos (FACKLER; GOODWIN, 2001).

Conforme Meyer (2004 apud ALVES, 2016) e Lima (2016), a integração de mercado pode ser definida como o grau de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Por isso, quanto maior o grau de integração de mercado, maior a transmissão de preços, encorajando produtores a se especializarem de acordo com as vantagens comparativas da região. De fato, a ausência de integração de mercado tem implicações na organização do sistema econômico em termos de eficiência. Rapsomanikis et al. (2003 apud MARGARIDO, 2012) afirmam que a não transmissão completa de preços de um mercado para outro tem importantes implicações em termos de bem-estar para a sociedade. A implementação de políticas comerciais restritivas ou a presença de custos de transação, como, por exemplo, infraestrutura de comunicação e transporte precários, pode resultar na redução de informação disponível para os agentes econômicos para a tomada de decisão. Sendo assim, a existência de assimetrias de informação contribuí para resultados ineficientes em termos econômicos.

Conforme dito anteriormente, os principais mercados de leite no Brasil são bem integrados e a maioria dos trabalhos encontrados na literatura econômica (que serão descritos no próximo capítulo) analisam a transmissão de preços entre os principais estados produtores de leite. Neste estudo, serão considerados os três principais mercados (produção, atacado e varejo) para os cinco estados (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás e São Paulo)

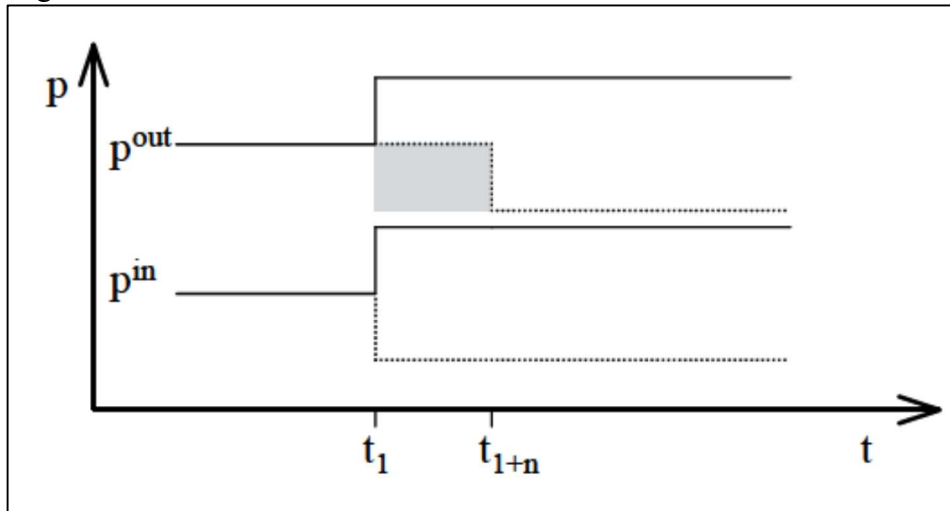
mais relevantes no cenário nacional com a utilização da metodologia de Vetor Autoregressivo – VAR (*Spillover*, Causalidade de Granger, Função Impulso-Resposta) para avaliar a transmissão e volatilidade de preços além do modelo E-GARCH. Ressalta-se que o entendimento sobre o grau de integração do mercado pode ser útil para os agentes atuantes na cadeia produtiva do leite. Perez e Bacha (2007 apud MELO, 2008) afirmam que os mercados que não são integrados contêm informações imprecisas de preços, que podem provocar distorções nas decisões de negociação dos ofertantes e cooperar para a movimentação ineficiente de produtos. Desse modo, avaliar a integração especial de um mercado pode ser uma informação essencial para o entendimento do funcionamento do mercado.

No mercado perfeitamente competitivo, quando ocorre um choque exógeno contra o equilíbrio do mercado, é dito que o preço é ajustado instantaneamente e ocorre um novo equilíbrio. As evidências empíricas, no entanto, comprovam que o ajustamento não é instantâneo. A velocidade do ajuste pode ser diferente caso ocorram aumentos ou reduções de preço. Assim, no tocante à transmissão vertical de preços, a assimetria de transmissão de preços (ATP) pode ser detectada em tal situação. Ou seja, a ATP pode ser denominada como um processo em que os preços dos diferentes segmentos (produção, atacado e varejo) dentro de uma determinada cadeia produtiva reagem de diferentes maneiras, magnitudes e velocidades a uma dada alteração (aumento/redução) nos preços. Segundo Peltzman (2000), os preços dos bens tendem a se ajustar mais rapidamente aos aumentos de preços nos insumos do que reduções. Dessa forma, quando os preços pagos aos produtores de leite caem, o mesmo não necessariamente ocorre na mesma proporção e/ou velocidade nos preços *spot*, atacadistas e varejistas. Corroborando esse fato, Goodwin e Harper (2000) afirmam que a extensão do ajuste e a velocidade com que os choques são transmitidos entre os preços pagos aos produtores, atacado e varejo, refletem as ações dos participantes nesses diferentes níveis de mercado.

Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) forneceram uma discussão abrangente das possíveis causas e tipos de assimetria de transmissão de preços. De acordo com os autores, podemos classificar a ATP com base em três critérios: velocidade ou magnitude da assimetria; assimetria positiva ou negativa e assimetria vertical ou horizontal. A Figura 3 apresenta a representação gráfica da assimetria de velocidade onde o preço do produto (p^{out}) refere-se ao preço final de um mercado e o preço do insumo (p^{in}). Quando ocorre assimetria de velocidade, há uma transferência temporária de bem-estar dos compradores para os vendedores ou vice-versa. Neste caso, a área cinza representa o intervalo de tempo para a resposta para reduções de preço do produto, apesar das respostas do preço do produto serem de mesma magnitude em relação a aumentos e reduções do preço do insumo. Assim, enquanto é possível ver uma resposta imediata

do preço do produto a aumentos do preço do insumo, no caso contrário, de reduções no preço do insumo no período 1 (t_1), o preço do produto leva t_{1+n} períodos para responder a esta mudança.

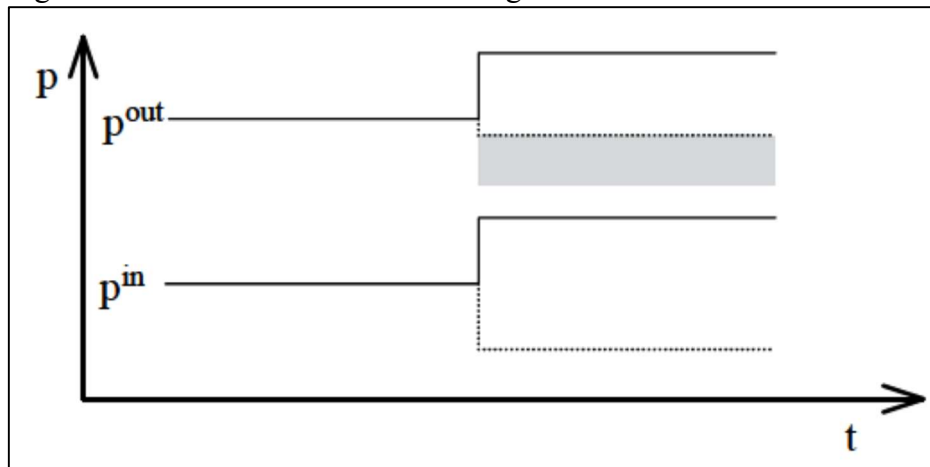
Figura 3 - Assimetria relacionada à velocidade.



Fonte: MEYER e VON CRAMON-TAUBADEL, 2004.

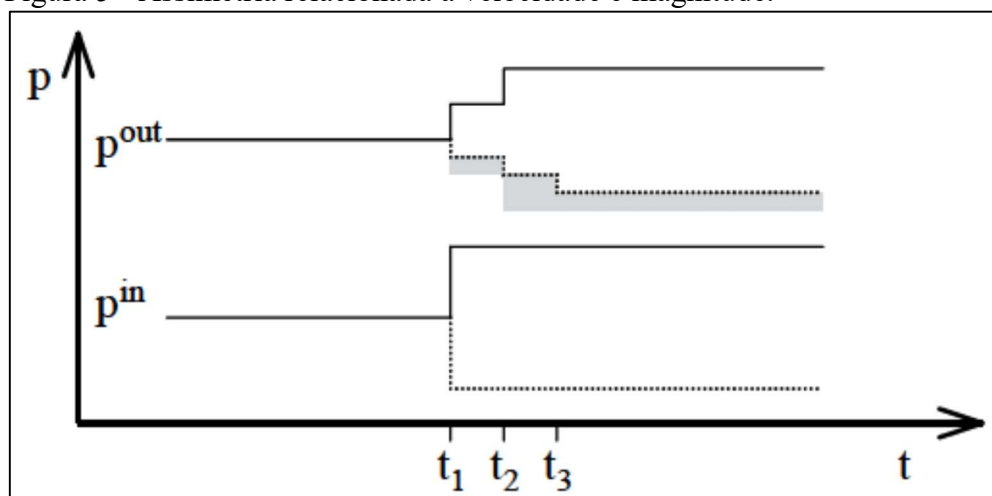
A Figura 4 apresenta graficamente a assimetria de magnitude que provoca uma transferência permanente de bem-estar dos compradores para os vendedores ou o contrário. Neste caso, a assimetria de magnitude é definida como a divergência, destacada pela área cinza, na intensidade da reação dos ajustes dos preços finais em resposta a um aumento ou uma redução dos preços. Quando ocorrem aumentos no preço do insumo, há respostas proporcionais pelo preço do produto; no entanto, há resposta do preço do produto menos intensa quando há redução do preço do insumo.

Figura 4 - Assimetria relacionada à magnitude.



Fonte: MEYER e VON CRAMON-TAUBADEL, 2004.

Figura 5 - Assimetria relacionada à velocidade e magnitude.

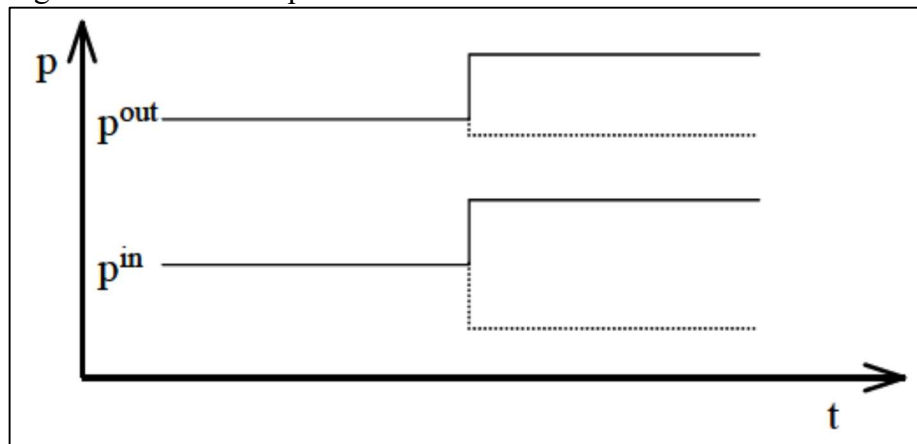


Fonte: MEYER e VON CRAMON-TAUBADEL, 2004.

Os autores admitem ainda a possibilidade de ocorrência simultânea das assimetrias de velocidade e magnitude conforme Figura 5. A área cinza, neste caso, representa simultaneamente a transferência temporária e permanente de bem-estar para os vendedores proveniente dos compradores. A dinâmica funciona a partir de um aumento no preço do insumo em t_1 , que é inteiramente repassado para o preço do produto em t_2 , com apenas um período de intervalo. As reduções no preço do insumo no período t_1 terão impactos sobre o preço do produto até o período t_3 , com dois períodos de intervalo. Além disso, há diferenças na magnitude entre as respostas do preço do produto para reduções e aumentos do preço do insumo tanto para choques positivos quanto negativos; esses intervalos são diferentes para os dois choques, o que caracteriza a assimetria.

Peltzman (2000 apud MEYER; VON CRAMON-TAUBADEL, 2004) foi o primeiro autor a classificar assimetria como positiva ou negativa. Nesse contexto, a assimetria positiva (Figura 6) ocorre se o preço do produto responde mais diretamente e/ou completamente a um aumento do preço do insumo do que a um decréscimo e, com isso, ocorre uma transferência do bem-estar do consumidor para o produtor. Sumarizando, quando há transmissão de choques positivos, o preço pago ao produtor de leite é influenciado com maior intensidade pela variável somatório de preços positivos.

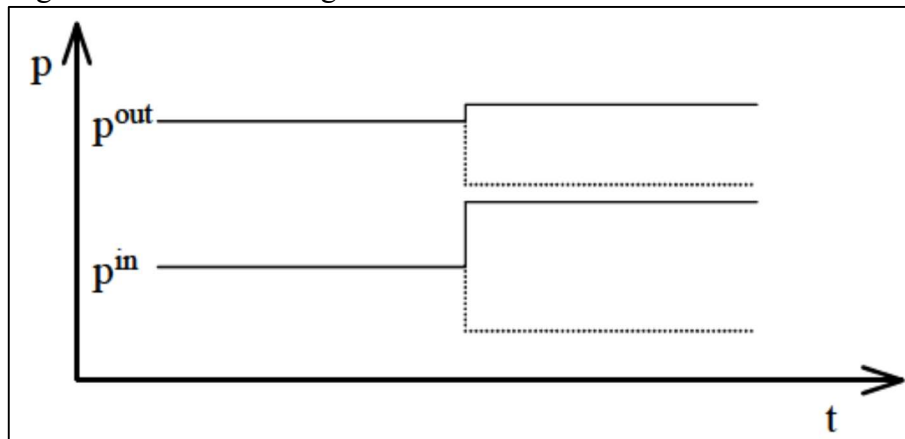
Figura 6 - Assimetria positiva.



Fonte: MEYER e VON CRAMON-TAUBADEL (2004).

Na ocorrência de assimetria negativa (Figura 7), as reduções no preço do insumo têm resposta direta e/ou completa no preço do produto do que acréscimos e, dessa maneira, há uma transferência do bem-estar do produtor para o consumidor. Nesse caso, o preço pago ao produtor de leite é influenciado com maior intensidade pela variável somatório de preços negativos, correspondendo a uma transmissão de choques negativos.

Figura 7 - Assimetria negativa.



Fonte: MEYER e VON CRAMON-TAUBADEL (2004).

Por fim, os últimos tipos de transmissão são análise horizontal e vertical. A análise horizontal ou espacial refere-se aos choques entre firmas de um mesmo nível e setor em diferentes regiões. Dessa forma, a análise horizontal é uma das formas de identificar integração regional de mercados (já explicado anteriormente). No caso da cadeia produtiva do leite, divergência de ajustes entre aumentos e reduções dos preços pagos ao produtor em Minas Gerais, quando há alterações nos preços pagos ao produtor no Rio Grande do Sul.

Ahmed (2018) argumenta que as principais causas da ATP estão relacionadas com poder de mercado, intervenção governamental, gestão de estoques, custos de ajustamento e assimetria de informação. A primeira falha de mercado, poder de mercado, é amplamente citada na literatura econômica como a causa mais relevante da ATP. O primeiro autor a relatar esse fenômeno foi Ward (1982), que sugeriu que o poder de mercado pode levar a uma assimetria negativa de preços caso os oligopolistas sejam avessos ao risco de perder participação de mercado devido à elevação de preços. Bailey e Brorsen (1989) mostram que a presença de oligopólios pode levar tanto a assimetria positiva quanto negativa. Assim, para os autores, haverá assimetria positiva caso uma empresa acredite que suas concorrentes não reagirão ao aumento de preços, mas que com uma redução todas as concorrentes a seguiriam.

Bedrossian e Moschos (1988), após estudar a relação entre estrutura industrial e velocidade de ajustes nos preços, afirmaram que as firmas com maior lucratividade (maior margem de lucro) conseguem assumir maior risco, não repassando uma redução nos preços dos insumos ao preço do produto, do que uma empresa com menor rentabilidade. Logo, diferentes níveis de lucratividade entre empresas de um setor podem levar à assimetria de transmissão de preços. Farina e Nunes (2002), através de entrevistas com executivos que atuavam em posições-chaves dos sistemas agroindustriais brasileiros, constataram um aumento menor nos preços dos alimentos nos elos da indústria e do varejo, se comparados com os elos do setor agrícola e do setor atacadista. Ou seja, depreende-se dessa conclusão que não há poder de mercado por parte dos setores industriais e varejistas pesquisados. No entanto, Cunha e Machado (2003) concluíram que há poder de mercado, já que, com o aumento da concentração, as grandes empresas supermercadistas puderam praticar preços mais altos. Aguiar e Figueiredo (2011) demonstram que, no caso de produtos alimentares, o varejo apresenta maior poder de mercado nos produtos de maior preferência por parte dos consumidores. Dessa forma, os mercados de produtos com demandas mais inelásticas a preço ou com maior elasticidade-renda se mostram mais suscetíveis ao exercício de poder de mercado do que outros produtos.

Já na assimetria provocada pela intervenção governamental, Aguiar (2011 apud CASTRO, 2017) afirma que os agentes poderiam não acreditar que reduções nos preços ao produtor sejam temporárias por causa da intervenção governamental, enquanto os acréscimos são mais prováveis de serem permanentes. Kinnucan e Focker (1987)¹⁹ apontam que a assimetria pode surgir se as empresas acreditarem que o ajuste de preços em uma direção tem uma chance maior de estimular a intervenção governamental do que os ajustes de preços na

¹⁹ O próximo capítulo apresenta uma descrição detalhada do artigo.

direção oposta. Os autores argumentam que a intervenção governamental pode levar à assimetria de transmissão dos preços se levar atacadistas ou varejistas a acreditar que uma redução nos preços será apenas temporária, porque desencadeará a intervenção do governo. Isso pode ser representado analisando os tipos de assimetria nas Figuras 2, 3 e 4, onde o preço do produto pode responder mais fortemente ou mais rapidamente e totalmente a um aumento no preço do insumo do que a uma redução, e a magnitude do ajuste pode diferir dependendo da relação entre o preço do produto e seu equilíbrio de longo prazo.

A assimetria pode surgir derivada da gestão de estoques e, neste caso, os agentes que comercializam produtos perecíveis podem hesitar em aumentar os preços dos produtos com receio de reduzir as vendas e causar desperdício (AGUIAR, 2011). Reagan e Weitzman (1982) sugerem que os atores a jusante²⁰ podem reduzir seus preços lentamente como uma estratégia de gerenciamento de estoque que os ajude a manter o estoque, porque uma redução mais rápida dos preços pode significar que o estoque acabaria. Em contraste com Reagan e Weitzman (1982), Ward (1982) argumenta que os atores a jusante podem aumentar os preços lentamente no caso de produtos perecíveis, a fim de minimizar o risco de deterioração dos produtos não vendidos. Lima e Resende (2008) detectaram assimetria para legumes selecionados no Rio de Janeiro, tendo como referência dados semanais em 2007 e 2008 do atacado e do varejo. Os autores evidenciaram os ajustes assimétricos de preços por um poder de compra mais elevado do consumidor ocasionados pela capacidade significativa de estocagem por parte de feirantes de pequeno porte.

Os custos de ajustamento ou custos de menu podem levar as empresas a reagir de diferentes maneiras a choques positivos e a choques negativos de preços, especialmente se as mudanças de preço forem consideradas temporárias. Ray et al. (2006 apud SILVA, 2011) formalizam o conceito relacionado a custo de ajustamento para relação atacado varejo. Para os autores, se os varejistas enfrentam custos de ajustamento dos preços, eles não ajustarão os preços para as pequenas mudanças nos preços no atacado, principalmente se estes custos afetarem as margens de lucro. Ball e Mankiw (1994) desenvolveram um modelo baseado no custo de menu em combinação com a inflação que leva à assimetria. Segundo os autores, choques nominais positivos nos preços de insumos são mais propensos a levar ao ajuste no preço de produto do que choques negativos. Isso ocorre porque, na presença de inflação, parte

²⁰ Silva (2010) explica a expressão *a jusante*: refere-se originalmente ao refluxo da maré ou ao sentido da correnteza num curso de água em direção à foz; é empregada para descrever as atividades que ocorrem além da porteira da propriedade rural, depois que o produto agrícola já foi produzido. Setores a jusante da agricultura são, por exemplo, os de transporte, de atacado e de varejo.

do ajuste necessário para uma redução no preço do insumo é realizada automaticamente por inflação.

Por fim, a assimetria de informação também é uma das causas da assimetria de transmissão de preços. De acordo com a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), um mercado é “informativamente eficiente” se os preços a cada momento incorporarem todas as informações disponíveis sobre valores futuros. A eficiência da informação é uma consequência natural da concorrência, livre entrada e baixos custos de informação. Mas o fato é que, na realidade, os mercados costumam operar com informações assimétricas, como é o caso dos produtos agropecuários. Bailey e Brorsen (1989) mostram que o ajuste assimétrico de preço pode surgir devido à informação assimétrica. Nesse caso, as maiores empresas se beneficiariam de economias de escala devido à coleta de informações assimétricas entre empresas concorrentes. Outros trabalhos como Abdulai (2000), Von Cramon-Taubadel e Meyer (2004) e Yovo (2017) afirmam que essa concentração de informações em alguns segmentos do mercado causa assimetria na transmissão de preços.

Tendo apresentado o conceito, os tipos e as principais causas sobre APT na análise vertical, o próximo passo consiste em discorrer sobre os métodos e modelos mais utilizados na literatura econômica para detectar a presença de ATP nos mais diferentes mercados. O primeiro modelo com esse propósito foi introduzido por Tweenten e Quance (1969). Essa abordagem de teste de assimetria foi posteriormente modificada por Wolfram (1971). A abordagem de Wolfram para medir a assimetria foi ainda modificada por Houck (1977). A contribuição de Houck (1977), que é mais amplamente citada, envolve o desenvolvimento de uma abordagem mais rigorosa para especificar e testar assimetria. O modelo do autor faz uso da inclusão da primeira diferença dos valores das variáveis independentes e também usa a soma de um período das variações, dos acréscimos e decréscimos dos preços da variável independente (HOUCK, 1977).

As variantes do modelo de Tweenten e Quance (1969) envolvem, em sua maioria, regressões de séries de preços diferenciados com as adequações para a identificação das assimetrias realizadas através de diferenças defasadas positivas e negativas. Um fato comum na maioria dos resultados dos trabalhos com o uso dos referidos modelos foi a presença de assimetrias no ajuste de preço nos vários tipos de mercados analisados, sendo que os mercados de produtos agropecuários e de combustíveis, baseados em *commodities*, têm tomado grande parte da literatura econômica sobre o tema (SILVA, 2011).

A primeira tentativa de sintetizar os trabalhos já realizados com diferentes metodologias propostas para a análise de ATP foi feita por Meyer e Cramon-Taubadel (2004).

Posteriormente, os autores Frey e Manera ampliaram a análise de Meyer e Cramon-Taubadel (2004) elencando modelos como ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*), ECM (*Error Correction Model*), RSM (*Regime Switching Model*) e as extensões multivariadas destes modelos como VAR (*Vector Autoregressive*), VECM (*Vector Error Correction Model*), além do modelo TAR (*Threshold Autoregressive*) e TVEC (*Threshold Vector Error Correction*).

Para facilitar o entendimento da evolução dos modelos econométricos, será apresentada uma breve descrição das principais contribuições dos diferentes estudos com seus resultados mais relevantes, metodologias e mercados, os quais permitiram rejeitar ou não a pressuposição de ATP. Utilizando a metodologia ARDL para avaliar mercados agropecuários e alimentares, citamos os trabalhos desenvolvidos por Ward (1982), Kinnucan e Focker (1987), Punnyawadee et al. (1991), Griffit e Piggott (1994), Mohanty et al. (1995), Powers (1995), Zhang et al. (1995), Worth (2000), Parrot (2001), Aguiar e Santana (2002)²¹, LondonEconomics (2003), Bunte e Zachariasse (2003), Girapunthog et al. (2004), Karantininis et al. (2011), Fousekis et al. (2016). Dentre esses trabalhos, destacamos o estudo de Griffit e Piggott (1994), o mais citado nos trabalhos nacionais quando se pretende analisar assimetria vertical. Griffit e Piggott (1994) estudaram o mercado de carne bovina, suína e ovina na Austrália no período de janeiro de 1971 a dezembro de 1988 considerando três níveis: produtor, atacado e varejo. Os autores encontraram assimetria no mercado de carne ovina entre produtor e atacado; além disso, foi identificada assimetria entre o produtor e o varejo e entre atacado e varejo para o mercado de suína. Dessa forma, apontaram que o atacado e varejo repassam com maior intensidade os aumentos dos preços em detrimento das reduções dos valores desses produtos.

Com a utilização do modelo ECM, citamos os trabalhos de Von Cramon-Taubadel (1998), Abdulai (2000), Hassan e Simioni (2001), Conforti et al. (2003), Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), Baptista (2015), Tifaoui Cramon-Taubadel (2016) e Presotto (2017). Destacamos o trabalho de Presotto (2017) que analisou a cadeia produtiva da soja no período de janeiro de 2011 a janeiro de 2017 ao nível do produtor, atacado e varejo. A autora encontrou evidências de assimetria em ambos os mercados com forte indicativos do uso do poder de mercado entre atacado e varejo para o produtor. Além disso, o mercado varejista de óleo de soja refinado supervaloriza a quedas e tende a repassar com maior intensidade choques de preços negativos ao produtor de soja.

Goodwin e Holt (1999) e Goodwin e Piggott (2001) utilizaram modelos RSM; Matos et al. (2010), o modelo TAR; Neto e Parré (2012), o modelo S-VAR; e Andreotti (2013), o VECM.

²¹ No próximo capítulo, será apresentada uma descrição detalhada do estudo.

O poder de mercado, na maioria dos trabalhos citados, aparece como principal justificativa para ATP. No desenvolvimento da análise sobre assimetria, diversos autores como Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004), Frey e Manera (2007), Salvini (2016) e Presoto (2018) sintetizaram os estudos realizados com diferentes aplicações em mercados distintos. Destarte, não há consenso sobre qual metodologia é mais eficiente para detectar a presença de ATP. Sendo assim, este estudo optou pela utilização do modelo VAR e E-GARCH para avaliar a presença de assimetria dentro da cadeia produtiva do leite em cada estado pesquisado. Cabe ressaltar que os diferentes estudos relacionados no capítulo seguinte consideram três preços entre os níveis de mercado: preço pago ao produtor, preço do leite UHT no atacado e preço do mesmo produto no varejo. No presente trabalho, foi incorporado o preço *spot* com intuito de avaliar a presença de assimetria ocasionada pelo poder de mercado deste agente.

4 REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo tem como objetivo apresentar as principais contribuições, tanto na literatura nacional quanto internacional, dos estudos acerca da transmissão de preços do leite. Na primeira seção se apresentam os estudos sobre transmissão de preços entre segmentos do mercado no Brasil; na segunda seção, as contribuições dos estudos sobre transmissão de preços do leite entre regiões nacionais; e, na terceira, os trabalhos internacionais sobre transmissão de preços do leite.

4.1 Transmissão de preços do leite entre segmentos de mercado

Aguiar e Santana (2002) investigaram a presença de assimetria para três grupos de produtos agrícolas que representavam diferentes graus de perecibilidade e concentração de mercado, entre eles o leite em pó no período de janeiro de 1987 a junho de 1998. A metodologia utilizada foi o modelo de Houck (1977), e os resultados mostraram que nem a perecibilidade nem a concentração de mercado eram responsáveis pelo repasse mais intenso dos acréscimos nos preços nos três grupos analisados. Os autores sugerem que uma possível explicação para tal resultado está na instabilidade macroeconômica presente no Brasil nos anos anteriores a 1994. As altas taxas de inflação fizeram com que as pessoas acreditassem que os preços sempre iriam subir independente da perecibilidade do produto ou do grau de concentração do mercado.

Barros et al. (2004) analisaram o comportamento da importação de leite em pó, importação de leite fluido, além da relação de preço do leite em pó (atacado e varejo), preço pago ao produtor, relação de preço do leite fluido (atacado e varejo) no período de agosto de 1994 a dezembro de 2003, utilizando teste de Causalidade de Granger. O principal resultado foi: há bicausalidade entre o volume importado e a relação de preços no caso do leite fluido. No caso de leite em pó, não se detectou causalidade entre volume e preços relativos. Os preços do leite UHT ao produtor apresentam uma relação bicausal, assim como os preços ao atacado e varejo do leite UHT. O preço do leite em pó não mostrou nenhuma relação de causalidade.

Yamaguchi e Araújo (2005) investigaram a relação causal entre as variáveis "preço de leite" e "preço de ração" e também "preço de ração" e "preço de leite" encontraram uma relação causal bidirecional para ambos os tipos de leite, "B" e "C". Os autores utilizaram séries mensais

de preços de leite recebidos pelos produtores de leite tipos “B” e “C” no estado de São Paulo, e preços de rações para vacas leiteiras pagos pelos produtores, no período de janeiro de 1990 a novembro de 2004. O instrumento de análise foi teste de Causalidade de Sims.

Azevedo e Politi (2008) analisaram o padrão de concorrência no mercado de leite fluido (leite longa vida e pasteurizado) no período de dezembro de 1999 a dezembro de 2005. Utilizou-se o modelo originalmente proposto por Houck (1977), acrescido das observações feitas por Carman e Sexton (2005). Como resultado de pesquisa, evidenciaram que as variações absolutas da matéria-prima são repassadas em maior magnitude ao consumidor final.

Costa (2009), por sua vez, estudou a transmissão de preços, as margens de comercialização e a sazonalidade no setor lácteo do Paraná no período de 1994 a 2007. Com base na metodologia proposta por Griffith e Piggott (1994), houve assimetria de transmissão de preços em todos os níveis de comercialização, exceto para o mercado do queijo minas frescal no atacado e varejo. Assim, de forma geral, conclui-se que existe assimetria de transmissão de preços no setor lácteo do Paraná.

Fernandes, Braga e Lima (2010) analisaram as mudanças na estrutura de mercado na cadeia do leite e o efeito sobre seu desempenho entre os anos de 1998 e 2008. Utilizando-se de variáveis como os preços ao produtor, *markup* da indústria e *markup* do varejo com aplicação do Teste de Causalidade de Granger concluíram que os *markups* da indústria e do varejo são responsáveis pelos preços pagos aos produtores. Porém, o *markup* do varejo e o preço pago ao produtor também causam, no sentido de Granger, o *markup* da indústria. Por último, tanto produtor quanto indústria causam o *markup* do varejo.

Carvalhoes (2014) realizou uma análise da transmissão de preços no mercado de leite no estado de Goiás considerando os preços pagos ao produtor, preços do leite UHT no atacado e preços do leite UHT no varejo no período de janeiro de janeiro de 2005 a dezembro de 2013. O método utilizado pela autora foi modelo VAR, VECM e Função Impulso-Resposta. Como resultados principais destacam-se: ajuste de preços no mercado de leite é assimétrico e o segmento atacadista é aquele onde ocorrem as falhas de mercado na cadeia produtiva do leite em Goiás.

Moraes (2017) avaliou a transmissão de preços na cadeia produtiva do leite no Brasil, no período de janeiro de 2005 a agosto de 2017. A metodologia utilizada inclui o cálculo da margem de comercialização, estimação das elasticidades de transmissão de preços através do modelo VAR, além da velocidade de ajuste das séries com o Modelo VEC. Dentre os resultados relevantes, destacamos a orientação por demanda dentro da cadeia. Nesse caso, tal demanda

vindo do último elo da cadeia para o primeiro, varejo-indústria-produtor, estaria ditando os preços pagos ao produtor.

Costa et al. (2018) analisaram a assimetria de transmissão de preços (ATP) pagos ao produtor, atacado e varejo entre janeiro de 2005 e agosto de 2017. A metodologia utilizada foi a Causalidade de Granger e o modelo de Houck (1977). Os resultados evidenciaram que o elo produtor não causa, no sentido de Granger, nenhum outro elo da cadeia produtiva. Já o atacado e o varejo, além de ambos causarem ao produtor, apresentaram uma causalidade bidirecional entre eles. Para a ATP, o produtor foi detectado como simétrico com relação aos outros dois elos da cadeia produtiva. No entanto, entre atacado e varejo, foi detectada assimetria, indicando que os repasses não são estatisticamente iguais. O elo que se beneficia desta assimetria é o varejo, que não transmite as variações positivas tanto quanto as negativas.

4.2 Transmissão de preços do leite entre regiões

Dias et al. (2007) analisou a elasticidade da transmissão de preços recebidos pelo produtor de leite tipo “C” do Paraná, no período de janeiro de 1995 a julho de 2006, utilizando os testes de raiz unitária, de Causalidade de Granger, de cointegração de Johansen, além do modelo VECM. O modelo teórico utilizado teve como base a Lei do Preço Único. Os resultados obtidos mostram que, dentre os estados analisados (Minas Gerais, Goiás, São Paulo e Paraná), as variações nos preços recebidos pelos produtores do estado de Goiás são transmitidas aos preços recebidos pelos produtores do Paraná.

Fernandes, Braga e De Lima (2008) analisaram a elasticidade de transmissão de preços e a formação espacial entre as principais regiões produtoras de leite do Brasil, no período de 1997 a 2005, pela análise de cointegração e pelo VECM. Os resultados evidenciaram que a variação de 1% nos preços recebidos pelos produtores de leite de Minas Gerais leva a uma variação de 0,38%, 0,72%, 0,93% e 0,26% nos preços em São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Goiás, respectivamente. Pela estimação do VEC, os coeficientes do Paraná e São Paulo, em módulo, foram comparativamente maiores aos demais. São Paulo foi menos interdependente, indicando comportamento mais isolado no padrão de liderança do preço. Verificou-se que, com o passar dos meses, os preços de Minas Gerais explicam grande proporção da variabilidade dos preços de leite ao produtor dos estados, corroborando a importância relativa do estado na formação espacial de preços deste mercado.

Loures, Alvim e Lima (2013) procuraram analisar a transferência do preço do leite pago aos produtores rurais nos estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás, São Paulo e Goiás no período de janeiro de 2000 a setembro de 2011, pela análise de testes de Causalidade de Granger e de cointegração de Johansen. Os resultados demonstram haver uma transmissão do preço recebido pelos produtores da Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná e São Paulo para o Rio Grande do Sul. Por meio da decomposição da variância do preço do leite recebido pelo produtor gaúcho, nota-se que a unidade da federação que possui maior influência na formação do preço no Rio Grande do Sul é Goiás, e o Paraná é a segunda maior.

Carvalho et al. (2014) realizaram um estudo sobre o preço do leite e seus derivados, através da integração intra e inter-mercado, para identificar a transmissão de preços intra e inter-mercado para o setor lácteo brasileiro, no período de julho de 2004 a fevereiro de 2013, através do modelo VAR. Como resultados principais, os autores identificaram que o estado de Minas Gerais é o maior formador do preço do leite pago ao produtor, seguido pelo estado de São Paulo. Já os estados do Rio Grande do Sul e Paraná sofrem influência maior dos seus próprios preços do que do estado de São Paulo, enquanto que o estado de Goiás ocupa a posição de tomador de preços.

Medeiros, Moraes e Bender Filho (2016) analisaram a causalidade de preços recebidos pelos produtores nos estados de Minas Gerais, São Paulo, Goiás, Paraná, Bahia e Rio Grande do Sul no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015. Para tal, foi utilizado o teste de causalidade de Toda e Yamamoto (1995). Como principais resultados, foi identificado que os preços recebidos por Paraná e São Paulo recebem influência dos preços praticados nos outros estados. Além disso, Minas Gerais, que é o estado com maior representatividade na produção brasileira de leite, exerce influência nos preços pagos ao produtor de todos os outros estados brasileiros.

Ramos et al. (2016) analisaram o comportamento dos preços pagos aos produtores nos estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás, São Paulo e Bahia, no período de janeiro de 2000 a junho de 2015. A metodologia utilizada foi Causalidade de Granger e Função Impulso-Resposta a partir do VAR. Os resultados evidenciaram que Minas Gerais lidera a formação de preços. Além dessa influência, os estados são influenciados pelos seus próprios preços. No entanto, a Bahia apresentou maior influência em seus preços, explicado pela valorização das políticas de preço ao produto no Nordeste, ocasionada pelos períodos de estiagem.

Outro trabalho publicado por Medeiros, Moraes e Bender Filho (2017) analisou a transmissão espacial dos preços através dos preços do leite pagos ao produtor nos estados de

Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás, São Paulo e Bahia, no período de 2000 a 2015. Para se identificarem as relações, foi utilizado o modelo vetor de correção de erros VECM. Os resultados indicaram que os estados da Bahia e do Paraná exercem maior influência sobre os outros estados analisados. Além disso, os estados de Minas Gerais e de São Paulo não transmitem seus preços para os outros estados do Brasil.

Melo et al. (2018) analisaram o comportamento dos preços pagos aos produtores de leite entre as principais bacias brasileiras, com foco no estado da Bahia, para o período de janeiro de 2002 a junho de 2017. A metodologia utilizada foi o método de Vetores Autorregressivos, e os resultados evidenciaram que Minas Gerais lidera a formação de preços devido, principalmente, à condição de maior produtor de leite do país, investimento em tecnologia e o grande número de indústrias instaladas de transformação da matéria-prima leite.

4.3 Evidências Internacionais

Kinnucan e Forker (1987) analisaram a presença de assimetria entre as mudanças no preço recebido pelo produtores de leite e o preço no varejo de quatro derivados lácteos – leite fluido, manteiga, queijo e sorvete –, no período de janeiro de 1971 a dezembro de 1981. A metodologia utilizada foi o modelo de Houck (1977), e os resultados mostraram evidências de assimetria na transmissão de preços produtor-varejo no setor lácteo norte-americano. Os preços no varejo dos produtos lácteos se ajustam mais rapidamente e de forma mais integral aos acréscimos nos preços recebidos pelo produtor de leite do que aos decréscimos.

Carman e Sexton (2005), analisaram o comportamento dos preços do leite fluido para nove grandes regiões metropolitanas do Oeste dos Estados Unidos com periodicidade mensal de 1999 a 2003. A metodologia utilizada foi o modelo de Houck (1977), e os resultados evidenciaram que, em geral, os preços do varejo respondem com maior velocidade e magnitude aos aumentos dos preços do nível do produtor do que às quedas, caracterizando assim assimetria de transmissão de preços.

Capps e Sherwell (2007) analisaram a transmissão de preços de leite nos EUA em dois elos da cadeia produtiva: produtor e varejo, em sete cidades dos EUA, no período de janeiro de 1984 a outubro de 2002. A metodologia utilizada foi o VEC apresentado por von Cramon-Taubadel e Loy (1999) e o modelo de Houck (1977). Os autores concluíram que existe

assimetria na transmissão de preços em várias cidades do país, sendo que consideraram somente os preços pagos ao produtor e os preços do produto no varejo.

Dong, Du e Gould (2011) analisaram as características únicas do preço do leite no mercado de Chicago no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2011. A metodologia para identificar a volatilidade do preço do leite foi o modelo de Andersen et al. (2003), além de modelos heterocedásticos. Os autores concluíram que a volatilidade diminui gradualmente à medida que a data do anúncio do preço pelo USDA se aproxima. Outro resultado relevante, com aplicação do modelo VAR, é que as volatilidades no mercado futuro de milho são causadoras da volatilidade do preço do leite nos EUA.

Pozo e Schroeder (2012) investigaram a volatilidade, a descoberta de preços e a adequação da especulação do mercado de lácteos e futuros do queijo no período de janeiro de 1995 a abril de 2012. A metodologia utilizada foi o modelo VEC e BEKK de Engle e Kroner (1996). A principal conclusão é que a volatilidade excessiva nos preços do leite é uma consequência da falta de regulação, fragmentação dos mercados e baixa intensidade de negociação.

Apergis e Papoulakos (2013) pesquisaram a relação entre a taxa de câmbio nominal e real do dólar da Nova Zelândia com periodicidade diária entre 2000 a 2011. A metodologia utilizada foi a aplicação do modelo VEC e do modelo GARCH, e os resultados evidenciaram a relação entre a taxa de câmbio e o preço do leite, em termos de médias e volatilidades condicionais, com diferenciações específicas ao longo do ciclo da taxa de câmbio.

5 METODOLOGIA

5.1 Análise de séries temporais

Uma série temporal é um conjunto de valores, de uma dada variável, observados em momentos distintos e sequencialmente ordenados no tempo. A análise de uma série temporal pressupõe a verificação do comportamento da série ao longo do tempo, ou seja, é desejável que esta apresente uma estrutura que possa ser caracterizada e descrita. Neste sentido, uma propriedade fundamental para análises estruturais de relação de causa e efeito ou para modelos de séries temporais é o conceito de estacionariedade. Em um processo estacionário, o valor da variável aleatória (Y) tende a convergir para uma média constante, sua variabilidade não muda com o tempo, e a relação entre o valor presente Y_t e seu valor defasado Y_{t-1} será a mesma em todos os pontos de t . Dito de outra forma, uma série será fracamente estacionária se apresentar média constante; variância constante e a covariância entre dois valores de Y será sempre a mesma.

Se as séries temporais forem não-estacionárias, pode ocorrer o fenômeno da relação espúria. Segundo Granger e Newbold (1974), quando as variáveis em uma regressão não são estacionárias, o valor do coeficiente de determinação e as estatísticas t não seguem mais as distribuições usuais e podem ser elevados. Em outras palavras, a análise estatística sugeriria falsamente uma associação significativa entre as séries, quando na verdade não haveria relação de causalidade entre as variáveis. Conclui-se, então, assim como em Souza e Camargo (2004), a importância do conhecimento da série ser ou não estacionária reside no fato de que, quando se trabalha com uma série estacionária, se está em presença de uma função amostral do processo que tem a mesma forma em todos os instantes de tempo $t \in N$, o que acarreta possibilidade de obtenção de estimativa das características do processo de forma bastante simples, o que, em caso contrário, não seria tarefa fácil.

Dessa forma, ao trabalharmos com modelo de séries temporais, devemos realizar testes estatísticos para encontrar evidências formais da presença de estacionariedade. Esses testes também permitem verificar a ordem de integração (ou número de raízes unitárias) das séries. Se a série temporal for estacionária³ não precisa ser diferenciada, logo é um processo não-integrado, $I(0)$ ou integrado de ordem zero. Na estimação do modelo de séries temporais, os processos devem ser estacionários e integrados de ordem zero $I(0)$ ou de mesma ordem $I(d)$; é

preciso diferenciá-lo ao menos d vezes para ser tornar um processo estacionário. Portanto, devemos realizar os testes de raiz unitária, que nos permitirão verificar se as séries são estacionárias ou não, além de suas respectivas ordens de integração. A próxima seção apresenta a descrição metodológica para os referidos testes.

5.2 Teste de Raiz unitária

Conforme Bueno (2011), a necessidade da teoria econômica para definir variável explicada e explicativa torna-se muito importante na presença de raiz unitária. Podem-se encontrar relações estatísticas entre duas ou mais variáveis econômicas, sem qualquer relação de causalidade entre uma e outra, por puro acaso. Por exemplo, a regressão entre uma variável $I(1)$ com outra $I(1)$ obtida independentemente gera alto coeficiente de determinação (R^2) e significativo t -estatístico. Contudo, o resultado é sem significado econômico. Considere, agora, o seguinte processo autorregressivo de 1ª ordem AR(1) com a seguinte especificação:

$$Y_t = \rho \times Y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

O coeficiente ρ é o coeficiente de autocorrelação de 1ª ordem, também denominado de inércia, indica a capacidade de assimilação temporal, ou seja, a parcela do valor defasado (Y_{t-1}) que é absorvido no presente (Y_t). Caso $\rho < 1$, então podemos afirmar que a série será estacionária. Caso $\rho = 1$, então a série será não estacionária; este processo é conhecido como passeio aleatório sem constante²². Em teoria, ρ pode assumir valores negativos, mas na prática isso raramente ocorre em análises econométricas; dessa forma $-1 < \rho < 1$. O erro e_t é denominado de ruído branco (processo estocástico com média zero, variância constante e não autocorrelacionada). Ainda temos dois outros tipos de processos, sendo que o primeiro considera, além do coeficiente ρ associado ao componente autorregressivo, a constante α na especificação do processo. Já o segundo incorpora uma tendência determinística (β_t) à especificação do processo. Em todas as situações, o processo será considerado estacionário quando $\rho < 1$:

²² A implicação de um processo desse tipo é que a melhor previsão de Y para o próximo período é o valor atual, ou, dito de outra forma, o processo não permite prever a mudança ($Y_t - Y_{t-1}$). Ou seja, a mudança de Y é totalmente aleatória.

$$Y_t = \alpha + \rho \times Y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

$$Y_t = a + \beta_t + \rho \times Y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

Dessa forma, testar as hipóteses:

$$\begin{cases} H_0: \rho = 1 \text{ (não estacionário)} \\ H_1: \rho \leq 1 \text{ (estacionário)} \end{cases}$$

Para testar essas hipóteses, poderíamos aplicar Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) às Equações (1), (2) ou (3) e utilizar a estatística t de Student. Entretanto, sob a hipótese de que $\rho = 1$, o estimador de MQO será tendencioso em direção a 0, podendo nos levar a rejeitar indevidamente a hipótese de não estacionariedade. O teste introduzido por David Dickey e Wayne Fuller em 1979, ou simplesmente teste DF, consiste em transformar as Equação (3) subtraindo-se Y_{t-1} de cada lado do processo para que tenhamos regressandos estacionários:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho \times Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t \\ Y_t - Y_{t-1} &= (\rho - 1) \times Y_{t-1} + e_t \\ \Delta Y_t &= \delta \times Y_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (6)$$

Utilizando o mesmo procedimento, temos os seguintes resultados para as Equações (4) e (5):

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta \times Y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = a + \beta \times t + \delta \times Y_{t-1} + e_t \quad (8)$$

A partir das Equações transformadas, testar a hipótese nula de que $\rho = 1$ seria equivalente a testar a hipótese de que $\delta = 0$, ou seja, as novas hipóteses seriam:

$$\begin{cases} H_0: \delta = 0 \text{ (não estacionário)} \\ H_1: \delta < 0 \text{ (estacionário)} \end{cases}$$

Maia (2017) alerta que, mesmo sob a veracidade da hipótese nula, a variável dependente ΔY_t será estacionária e poderemos aplicar MQO. O problema é que, em função da não estacionariedade da variável independente Y_{t-1} , a estatística t obtida para o coeficiente δ ($t = \hat{\delta}/S_{\hat{\delta}}$) não apresentará mais a distribuição t de Student, mesmo em amostras grandes. Para contornar esse problema, Dickey e Fuller (1979) definiram uma nova distribuição de probabilidade para essa estatística de teste, também denominada de τ (tau). A distribuição da estatística τ dependerá do tamanho da amostra e também da especificação utilizada para o processo estocástico.

O teste DF aplicado as Equações (6), (7) e (8) admite que os erros e_t eram não correlacionados. Contudo, caso os erros sejam correlacionados, Dickey e Fuller (1981) desenvolveram outro teste conhecido como teste Dickey-Fuller aumentado (ADF). A ideia é acrescentar os valores defasados da variável dependente ΔY_t entre os regressores, de forma a controlar a autocorrelação nos erros e_t . Assim, a Equação transformada para cada especificação seria dada por:

$$\Delta Y_t = \delta \times Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta \times Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (10)$$

$$\Delta Y_t = a + \beta_t + \delta \times Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (11)$$

O teste ADF ajusta o teste anterior para tratar possíveis correlações seriais nos termos de erro ao adicionar os termos de diferença defasados do regressando. As hipóteses do teste ADF são as mesmas do teste DF logo $\tau = (\hat{\delta}/S_{\hat{\delta}})$ apresentará a mesma distribuição de probabilidade. Segundo Ferreira (2018), o teste não paramétrico apresentado por Phillips e Perron (1988) utiliza a mesma hipótese nula e estrutura do teste DF, todavia trata do problema de correlação serial corrigindo a estatística do teste. Tais correções normalizam a matriz de variância e covariância com base nos *clusters* de concentração dessas medidas, expurgando seus efeitos. Sendo assim, temos três especificações possíveis:

$$\Delta Y_t = \delta \times Y_{t-1} + e_t \quad (12)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta \times Y_{t-1} + e_t \quad (13)$$

$$\Delta Y_t = a + \beta_t + \delta \times Y_{t-1} + e_t \quad (14)$$

As Equações (12), (13) e (14) representam, respectivamente, processo autoregressivo de ordem 1, AR(1), sem deslocamento (*drift*), AR(1) com *drift* e AR(1) com *drift* e tendência linear. Dessa forma, os autores definem estatísticas modificadas, Z_t e Z_π , dadas por:

$$Z_t = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right) \times t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \times \left(\frac{\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right) \times \left(\frac{T \times SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right) \quad (15)$$

$$Z_\pi = T \times \hat{\pi} - \frac{1}{2} \times \left(\frac{T^2 \times SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right) \times (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (16)$$

Os termos $\hat{\sigma}^2$ e $\hat{\lambda}^2$ são estimadores consistentes dos parâmetros da variância

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \times \sum_{t=1}^T E[e_t^2] \quad (17)$$

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E[T^{-1} \times S_T^2] \quad (18)$$

onde $S_T = \sum_{t=1}^T e_t$. Sob a hipótese nula, $\pi = 0$, as estatísticas Z_t e Z_π possuem a mesma distribuição assintótica do teste ADF. Uma observação importante é que a correção do teste PP tem suporte para séries de grande tamanho e, assim, o ideal é tentar corroborar os resultados com outros testes como o teste que será apresentado a seguir.

Um dos problemas do teste de raiz unitária desenvolvido por DF e PP é seu baixo poder na presença de um componente de médias móveis perto do círculo unitário, isto é, alta

probabilidade de aceitar a hipótese nula quando falsa, ou seja, o teste de raiz unitária não consegue rejeitar a hipótese nula para alguns indicadores econômicos. Além disso, os testes de raiz unitária ADF e PP utilizam como hipótese nula que a série Y_t é $I(1)$. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992) inverteram a hipótese nula dos testes anteriores, isto é: $H_0: Y_t$ é estacionária em torno de uma tendência determinística contra $H_1: Y_t$ é um processo não estacionário com raiz unitária. O teste consiste no seguinte modelo decompondo a série em componentes de tendência determinística, passeio aleatório e erro:

$$Y_t = \delta \times t + \xi_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\xi_t = \xi_{t-1} + u_t \quad (20)$$

onde ξ_t é um processo puramente aleatório com $u_t \sim i. i. d. {}^{23}(0, \sigma_u^2)$ e ε_t é um processo de erro estacionário. A hipótese nula é de que o processo é estacionário na tendência (*trend-stationary*), ou seja, que a variância do processo que possui raiz unitária é zero ($\sigma_u^2 = 0$). Embora não seja diretamente aparente, essa hipótese nula também implica que ΔY_t pode ser representado através de um modelo ARIMA(0,1,1). Alternativamente pode ser assumido que o processo é estacionário em torno de um nível fazendo-se $\delta = 0$. Utilizando como teste o Multiplicador de Lagrange (LM) dado por:

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\sigma_\varepsilon^2} \quad (21)$$

onde S_t^2 é a soma dos resíduos de uma regressão de Y_t sobre um intercepto e uma tendência e σ_ε^2 é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão dividido por T (variância do erro da regressão). É possível mostrar que a estatística LM tem distribuição que converge assintoticamente para um Movimento Browniano. Caso os resíduos da regressão não sejam *i. i. d.*, é necessário a utilização de um estimador para σ_ε^2 , o qual depende das autocovariâncias e do *lag* escolhido na estimação definida na correção de Bartlett (1953)²⁴.

²³ Independente e identicamente distribuídos.

²⁴ A correção de Bartlett (1953) é utilizada para melhorar a qualidade das aproximações das distribuições das estatísticas, razão de verossimilhança, e escore pela distribuição qui-quadrado de referência.

5.3 Modelo Vetor Autorregressivo (VAR)

O modelo VAR²⁵ foi introduzido pelo trabalho seminal de Christopher Sims, *Macroeconomics and Reality* (Sims, 1980), como uma técnica que poderia ser utilizada pelos economistas para caracterizar o comportamento dinâmico conjunto de uma coleção de variáveis. O ponto de partida do autor é o fato de a teoria econômica não determinar ao certo quais variáveis são endógenas e quais são exógenas. Por isso, ele propõe que todas sejam tratadas simetricamente como endógenas. Cada variável é explicada por suas próprias defasagens e pelas defasagens das outras variáveis. Os VARs foram frequentemente defendidos como uma alternativa aos modelos estruturais de Equações simultâneas em larga escala. Sendo assim, considere um sistema bivariado simples formado pelas seguintes Equações:

$$y_t = b_{10} - b_{12} \times z_t + \gamma_{11} \times y_{t-1} + \gamma_{12} \times z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (22)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21} \times y_t + \gamma_{21} \times y_{t-1} + \gamma_{22} \times z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (23)$$

onde ε_{yt} e ε_{zt} são distúrbios ruídos brancos com desvios padrões iguais, respectivamente a σ_y e σ_z . As Equações (22) e (23) formam um vetor regressivo de primeira ordem, já que a maior defasagem é igual a um. Os termos y_t e z_t representam a dinâmica contemporânea, relaxando a hipótese de restrição de *feedback*²⁶. Para colocá-lo na forma reduzida, o modelo é descrito na forma matricial a partir do rearranjo:

$$y_t + b_{12} \times z_t = b_{10} + \gamma_{11} \times y_{t-1} + \gamma_{12} \times z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (24)$$

$$z_t + b_{21} \times y_t = b_{20} + \gamma_{21} \times y_{t-1} + \gamma_{22} \times z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (25)$$

a partir da qual obtemos:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_z \end{bmatrix}_t \quad (26)$$

²⁵ Vector Autoregressive (em inglês).

²⁶ Relação onde há causalidade.

que podemos simplificar como:

$$B \times x_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \times x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

onde $B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}$, $x_t = \begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_t$, $\Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}$, $\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}$, $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_z \end{bmatrix}_t$. A matriz B é uma matriz 2×2 que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor 2×1 , x_t ; Γ_0 é um vetor de constantes 2×1 ; Γ_1 é uma matriz 2×2 que contém os coeficientes associados aos valores defasados das variáveis; e ε_t é o vetor 2×1 dos termos de erro de previsão em cada variável dependente. A Equação (27) expressa as relações entre as variáveis endógenas, frequentemente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado, e por isso, chama-se forma estrutural. Os choques ε_t são denominados choques estruturais, porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Por causa da endogeneidade das variáveis, esse modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida. Pré-multiplicando a Equação 27 por:

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}^{-1} = \frac{1}{1 - b_{21} \times b_{12}} \times \begin{bmatrix} 1 & -b_{21} \\ -b_{12} & 1 \end{bmatrix} \quad (28)$$

donde obtemos:

$$x_t = A_0 + A_1 \times x_{t-1} + e_t \quad (29)$$

a chamada forma reduzida, em que $A_0 = B^{-1} \times \Gamma_0$, $A_1 = B^{-1} \times \Gamma_1$ e $e_t = B^{-1} \times \varepsilon_t$. Podemos reescrever a forma reduzida como

$$y_t = a_{10} + a_{11} \times y_{t-1} + a_{12} \times z_{t-1} + e_{1t} \quad (30)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21} \times y_{t-1} + a_{22} \times z_{t-1} + e_{2t} \quad (31)$$

Escrevendo o modelo na forma matricial

$$\begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}_t \quad (32)$$

Os erros na forma reduzida são combinações lineares dos erros na forma estrutural. Como $e_t = B^{-1} \times \varepsilon_t$, obtemos:

$$e_{1t} = \frac{(\varepsilon_{yt} - b_{12} \times \varepsilon_{zt})}{(1 - b_{12} \times b_{21})} \quad (33)$$

$$e_{2t} = \frac{(\varepsilon_{zt} - b_{21} \times \varepsilon_{yt})}{(1 - b_{12} \times b_{21})} \quad (34)$$

Como ε_{yt} e ε_{zt} são processos ruídos brancos, podemos concluir que e_{1t} e e_{2t} possuem média zero, variância constante e são individualmente não correlacionados. Entretanto, os erros são contemporaneamente correlacionados entre si, $E(e_{1t}, e_{2t}) \neq 0$, assim temos a representação da matriz de covariâncias dos erros e_{1t} e e_{2t} onde $\text{var}(e_{it}) = \sigma_i^2$ e $\text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) = \sigma_{12} = \sigma_{21}$:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(e_{1t}) & \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) & \text{var}(e_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (35)$$

A generalização do modelo para um VAR de ordem p (número de defasagens) na forma reduzida com variáveis exógenas é direta e feita por meio da seguinte representação econométrica:

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i \times x_{t-i} + e_t \quad (36)$$

O próximo passo é escolher o número de defasagens a serem incluídos no modelo VAR (p). Utilizar um número de defasagens elevado, em um modelo complexo em que se estimam muitos coeficientes cruzados, torna o poder do teste estatístico bastante deficiente. Dessa forma, podemos utilizar restrições entre Equações (*cross-equation restrictions*) e/ou critérios de informação (*information criteria*) para definir a ordem de defasagem do modelo VAR. No entanto, a definição das condições de estabilidade de modelos VAR tem direta relação com a possibilidade de estimação e realização de inferência do modelo. Na próxima seção, trataremos

da condição de estabilidade e estacionariedade e, em seguida, apresentaremos os critérios de informação.

5.4 Estabilidade e estacionariedade

No modelo autoregressivo de primeira ordem, AR(1), a condição de estacionariedade implica que $|a_1| < 1$ na Equação abaixo:

$$y_t \times (1 - a_1 \times L) = a_0 + \epsilon_t \quad (37)$$

De forma análoga, utilizando a Equação (25), temos:

$$x_t = A_0 + A_1 \times x_{t-1} + e_t \quad (38)$$

$$x_{t-1} = A_0 + A_1 \times x_{t-2} + e_{t-1} \quad (39)$$

$$x_t = A_0 + A_1 \times (A_0 + A_1 \times x_{t-2} + e_{t-1}) + e_t \quad (40)$$

$$x_t = A_0 + A_1 \times A_0 + A_1^2 \times x_{t-2} + A_1 \times e_{t-1} + e_t \quad (41)$$

Após n interações:

$$x_t = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^n) \times A_0 + \sum_{i=0}^n A_1^i \times e_{t-i} + A_1^{n+1} \times x_{t-n-1} \quad (42)$$

Para que haja convergência, é necessário que $\lim_{n \rightarrow \infty} A_1^n = 0$. Note, ainda, que:

$$x_t = A_0 + A_1 \times x_{t-1} + e_t \quad (43)$$

$$x_t \times (I - A_1 \times L) = A_0 + e_t \quad (44)$$

$$x_t = (I - A_1 \times L)^{-1} \times (A_0 + e_t) \quad (45)$$

A condição de estabilidade deve requerer que as raízes de

$$\det(I - A_1 \times L) = (1 - a_{11} \times L) \times (1 - a_{22} \times L) \times (a_{11} \times a_{22} \times L^2) \quad (46)$$

encontrem-se fora do círculo unitário. Se esta hipótese for atendida:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \times e_{t-i} \quad (47)$$

com $\mu = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix}$, $\bar{y} = \frac{a_{10} \times (1 - a_{22}) + a_{12} \times a_{20}}{(1 - a_{11}) \times (1 - a_{22}) - a_{12} \times a_{21}}$ e $\bar{z} = \frac{a_{20} \times (1 - a_{11}) + a_{21} \times a_{10}}{(1 - a_{11}) \times (1 - a_{22}) - a_{12} \times a_{21}}$, sendo

$$(I - A)^{-1} = \frac{1}{(1 - a_{11}) \times (1 - a_{22}) - a_{12} \times a_{21}} \times \begin{bmatrix} 1 - a_{22} & a_{12} \\ a_{21} & 1 - a_{11} \end{bmatrix} \quad (48)$$

$$x_t - \mu = \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \times e_{t-i} \quad (49)$$

$$E(x_t - \mu) = 0 \quad (50)$$

$$E(x_t - \mu)^2 = E \left[\sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \times e_{t-i} \right]^2 \quad (51)$$

Desde que $E e_t e_{t-i} = 0$ para $i \neq 0$, temos que

$$E(x_t - \mu)^2 = (I - A_1^2 + A_1^4 + A_1^6 + \dots) \times \Sigma = (1 - A_1^2)^{-1} \times \Sigma, \quad (52)$$

em que Σ é a matriz de variância – covariância e assim $x_t \sim I(0)$ conjuntamente. Podemos ainda determinar a condição de estabilidade, reescrevendo as Equações (30) e (31) utilizando operadores de defasagem:

$$y_t = a_{10} + a_{11} \times L \times y_t + a_{12} \times L \times z_t + e_{1t} \quad (53)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21} \times L \times y_t + a_{22} \times L \times z_t + e_{2t} \quad (54)$$

Ou

$$(1 - a_{11} \times L) \times y_t = a_{10} + a_{12} \times L \times z_t + e_{1t} \quad (55)$$

$$(1 - a_{22} \times L) \times z_t = a_{20} + a_{21} \times L \times y_t + e_{2t} \quad (56)$$

Podemos utilizar a Equação (54) para definir z_t

$$z_t = \frac{a_{20} + a_{21} \times L \times y_t + e_{2t}}{(1 - a_{22} \times L)} \quad (57)$$

$$L \times z_t = L \times \left[\frac{a_{20} + a_{21} \times L \times y_t + e_{2t}}{(1 - a_{22} \times L)} \right] \quad (58)$$

substituindo a Equação (55) na Equação (52), temos:

$$(1 - a_{11} \times L) \times y_t = a_{10} + a_{12} \times L \times \left[\frac{a_{20} + a_{21} \times L \times y_t + e_{2t}}{(1 - a_{22} \times L)} \right] + e_{1t} \quad (59)$$

$$y_t = \frac{a_{10} \times (1 - a_{22}) + a_{12} \times a_{20} + (1 - a_{22} \times L) \times e_{1t} + a_{12} \times e_{2t-1}}{[(1 - a_{11} \times L) \times (1 - a_{22} \times L) - a_{12} \times a_{21} \times L^2]} \quad (60)$$

Da mesma forma para z_t :

$$z_t = \frac{a_{20} \times (1 - a_{11}) + a_{21} \times a_{10} + (1 - a_{11} \times L) \times e_{2t} + a_{21} \times e_{1t-1}}{[(1 - a_{11} \times L) \times (1 - a_{22} \times L) - a_{12} \times a_{21} \times L^2]} \quad (61)$$

A convergência requer que as raízes características da Equação (62) estejam fora do círculo unitário:

$$1 - (a_{11} + a_{22}) \times L - (a_{11} \times a_{22} - a_{12} \times a_{21}) \times L^2 \quad (62)$$

Essa condição também pode ser obtida através dos autovalores da matriz A (que chamamos de λ), sendo menores que 1 em módulo. Dado que estes satisfazem $\det(A - \lambda \times I) = 0$, definindo $z = 1/\lambda$ (o recíproco de λ), temos a condição para estabilidade de um modelo VAR. Assim, temos:

$$\det(A - \lambda \times I) = 0 \quad (63)$$

$$\det \begin{vmatrix} a_{11} - \lambda & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} - \lambda \end{vmatrix} = (a_{11} - \lambda) \times (a_{22} - \lambda) - (a_{12} \times a_{21}) = 0 \quad (64)$$

$$z^2(a_{11} \times a_{22} - a_{12} \times a_{21}) - (a_{11} + a_{22}) \times z + 1 = 0 \quad (65)$$

A Equação (62) é a Equação característica do VAR e, se as raízes do determinante de $A(z) = I - A \times z$ estão fora do círculo unitário, o VAR em questão é estável: $\det(A - \lambda \times I) \neq 0$ para $|z| \leq 1$. Uma forma alternativa é expressar a Equação (59) como se segue, mantendo as mesmas condições de estabilidade:

$$1 - \text{tr}(A) \times L - \det(A) \times L^2 \quad (66)$$

$$z = \frac{\text{tr}(A) \pm \sqrt{\text{tr}(A)^2 - 4 \times \det(A)}}{2} \quad (67)$$

Dessa forma, percebemos que os conceitos de estabilidade e estacionariedade estão fortemente interligados. Conforme salienta Ferreira (2018), no caso dos modelos VAR, tal relação se dá pelo fato de que modelos VAR estáveis são sempre estacionários. Um problema central ao estimar modelos com dados não estacionários é a obtenção de estatísticas de teste impróprias, o que pode nos levar a escolher o modelo errado. Mesmo que duas séries temporais não sejam estacionárias, uma combinação especial delas ainda pode ser estacionária. Esse fenômeno é chamado de coitengração, e os chamados modelos de correção de erros (VECM) podem ser utilizados para analisá-lo (veremos mais adiante). Nas próximas seções, trataremos

das possibilidades para escolha do *lag* ótimo, *spillover*, Causalidade de Granger e função impulso-resposta.

5.5 Estimação, análise e previsão

5.5.1 Estimação

O VAR resulta na estimação de uma infinidade de coeficientes. Um VAR (p), por exemplo, com n variáveis endógenas teria $n + n^2 \times p$ coeficientes a estimar, já que as matrizes A_i têm dimensão $n \times n$ e as n primeiras variáveis referem-se à constante, sem contar ainda os coeficientes de possíveis variáveis exógenas. Bueno (2011), afirma que muitas vezes os coeficientes estimados serão estatisticamente insignificantes, até porque algumas variáveis são normalmente colineares. Entretanto deve-se evitar impor restrições sobre os coeficientes, sob pena de perder informações relevantes a menos que sejam restrições econômicas bem fundamentadas. Dessa maneira, vamos utilizar os critérios de informação e o erro final de previsão. Os três critérios são Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) além do erro final de previsão (FPE). As expressões para o cálculo de cada um, sequencialmente, são apresentados abaixo:

$$\text{AIC} = \ln|\hat{\Sigma}| + 2 \times k' \times T \quad (68)$$

$$\text{SC} = \ln|\hat{\Sigma}| + \frac{k'}{T} \times \ln(T) \quad (69)$$

$$\text{HQ} = \ln|\hat{\Sigma}| + \frac{2 \times k'}{T} \times \ln(\ln(T)) \quad (70)$$

$$\text{FPE} = \left[\frac{(T + n \times k + 1)}{(T - n \times k - 1)} \right]^k \times |\hat{\Sigma}| \quad (71)$$

em que k é o total do número de regressores em todas as Equações, que será igual a $p^2 \times k + p$ para p Equações, cada uma com k lags de p variáveis, mais um termo constante em cada Equação. Os valores construídos para $0, 1, \dots, lags$ até algum valor máximo pré-determinado e $\hat{\Sigma}$ é a matriz de variância-covariância dos resíduos. A defasagem ótima é sempre aquela para qual o critério apresenta o menor valor.

5.5.2 Função Impulso-Resposta

Os modelos VAR são frequentemente difíceis de interpretar, e uma possível solução é construir a resposta ao impulso. A resposta ao impulso traça a resposta da variável dependente de um VAR para choques no termo de erro. Um choque unitário é aplicado em cada variável e são vistos os efeitos:

[...] impulso define o efeito do choque exógeno de uma perturbação aleatória sobre os valores presentes e passados das variáveis endógenas. Assim, um choque numa qualquer variável afeta não só diretamente essa variável como também todas as variáveis endógenas[...] (CAIADO, 2002, p. 2).

Um VAR com covariância-estacionário possui uma representação em Média Móvel infinita (VMA) (∞) e é uma característica essencial na metodologia de Sims (1980). Retomando as Equações (30) e (31) na representação matricial exposta em (32), temos o seguinte VAR bivariado:

$$\begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}_t \quad (72)$$

Utilizando a Equação (45) abaixo:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \times e_{t-i} \quad (73)$$

obtemos

$$\begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}_{t-i} \quad (74)$$

Lembrando que:

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix}_t = \frac{1}{1 - b_{21} \times b_{12}} \times \begin{bmatrix} 1 & -b_{21} \\ -b_{12} & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_z \end{bmatrix}_t \quad (75)$$

então:

$$\begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{21} \\ -b_{12} & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_z \end{bmatrix}_t \quad (76)$$

fazendo:

$$\phi_i = \frac{A_1^i}{1 - b_{21} \times b_{12}} \times \begin{bmatrix} 1 & -b_{21} \\ -b_{12} & 1 \end{bmatrix} \quad (77)$$

assim, a representação VMA:

$$\begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_z \end{bmatrix}_{t-i} \quad (78)$$

A representação VMA é útil para examinar as interações entre as sequências y_t e z_t , onde $\phi_{jk}(i)$ são os multiplicadores de impacto. Então, é possível produzir simulações do impacto de y_t , ε_{yt} ou de z_t , ε_{zt} sobre as trajetórias de $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$. Como exemplo, o impacto após n períodos da soma acumulada dos efeitos de ε_{zt} sobre $\{y_t\}$ é $\sum_{i=0}^n \phi_{12}(i)$. Desde que a condição de estacionariedade seja atendida (veja abaixo), $\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$, $\phi_{21}(i)$ e $\phi_{22}(i)$ são as funções de resposta ao impulso:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{jk}^2(i) < \infty. \quad (79)$$

Um pressuposto importante da análise de impulso-resposta é que os choques ocorrem em uma variável de cada vez. Se os choques não são independentes, então os termos de erro e_t são formados por todas as influências das diferentes variáveis que compõem o sistema. A correlação dos termos de erro pode indicar que um choque em uma variável será provavelmente acompanhado por um choque em uma outra variável. Dessa maneira, é necessária imposição de restrições, que será obtida através da decomposição de Cholesky. Vamos retomar o modelo bivariado apresentado anteriormente, Equações (30) e (31), impondo a restrição que $b_{21} = 0$:

$$y_t = b_{10} - b_{12} \times z_t + \gamma_{11} \times y_{t-1} + \gamma_{12} \times z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (80)$$

$$z_t = b_{20} + \gamma_{21} \times y_{t-1} + \gamma_{22} \times z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (81)$$

Essa restrição é importante porque torna os parâmetros estruturais restantes identificáveis, y_t é pré-determinado e então $e_{1t} = \varepsilon_{yt} - b_{12} \times \varepsilon_{zt}$ e $e_{2t} = \varepsilon_{zt}$. Dessa forma, z_t tem efeito contemporâneo sobre y_t , y_t afeta a sequência z_t com um período de defasagem:

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (82)$$

ou

$$\begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_y \\ \varepsilon_z \end{bmatrix}_t \quad (83)$$

Assim, a estimação por MQO do modelo VAR produzirá: $a_{10} = b_{10} - b_{12} \times b_{20}$, $a_{11} = \gamma_{11} - b_{12} \times \gamma_{21}$, $a_{12} = \gamma_{12} - b_{12} \times \gamma_{22}$, $a_{20} = b_{20}$, $a_{21} = \gamma_{21}$, $a_{22} = \gamma_{22}$, $\text{var}(e_{1t}) = \sigma_y^2 + b_{12}^2 \times \sigma_z^2$, $\text{var}(e_{2t}) = \sigma_z^2$ e $\text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) = -b_{12} \times \sigma_z^2$. Resolvendo o sistema de nove Equações para nove incógnitas: $b_{10} = a_{10} + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2^2} \times a_{20}$, $\gamma_{11} = a_{11} + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2^2} \times a_{21}$, $\gamma_{12} = a_{12} + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2^2} \times a_{22}$, $b_{12} = -\frac{\text{cov}(e_{1t}, e_{2t})}{\text{var}(e_{2t})} = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2^2}$, $\varepsilon_{yt} = e_{1t} + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2^2} \times \varepsilon_{zt}$ e $\varepsilon_{zt} = e_{2t}$. Então, as sequências e_{yt} e e_{zt} podem ser recuperadas; esta é a decomposição de Cholesky. Como resultado geral, temos em um VAR com n variáveis, B é uma matriz ($n \times n$), já que existem n resíduos dos regressores e n choques estruturais. A identificação exata requer $\frac{(n^2-n)}{n}$ restrições para se

identificar os choques estruturais. Dada que a decomposição de Cholesky é triangular, isto força exatamente as $\frac{(n^2-n)}{n}$ restrições.

A condição anterior é a ordem para estimar o VAR na sua forma estrutural. Usualmente $\text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) \neq 0$; então o fato que e_{1t} receba uma perturbação e e_{2t} permaneça inalterada é algo implausível. Uma solução é tornar o conjunto de inovações e_t em inovações ortogonais com variância unitária. Vamos retornar ao modelo bivariado e seja $\varepsilon_{yt} = b_{11} \times e_{1t}$, sendo o requerimento de variância unitária, sendo $b_{11} = \frac{1}{s_1}$ em que s_1 é o desvio padrão de e_1 . Através de uma regressão de e_{2t} sobre e_{1t} , obtém-se seu resíduo $\varepsilon_{zt}^* = e_{2t} - b_{21} \times e_{1t}$ e por construção $E(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}^*) = 0$, ou seja, ortogonais entre si. Se denotar o erro padrão dessa regressão por $s_{2,1}$, então $\varepsilon_{zt} = \frac{\varepsilon_{zt}^*}{s_{2,1}}$ terá variância unitária e $E(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}) = 0$. Essa transformação pode ser resumizada por: $\varepsilon_t = P \times e_t$ ou $e_t = P^{-1} \times \varepsilon_t$ em que $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$ e $e_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$ e assim, $P = \begin{bmatrix} s_1^{-1} & 0 \\ -b_{21} \times s_2^{-1} & s_{2,1}^{-1} \end{bmatrix}$ e $P^{-1} = \begin{bmatrix} s_1 & 0 \\ b_{21} \times s_1 & s_{2,1} \end{bmatrix}$. A matriz de variância amostral de e_t é dada por:

$$\Omega = \frac{\sum_1^n \varepsilon_t \times \varepsilon_t'}{n} = P \times \left[\frac{1}{n} \sum_1^n e_t \times e_t' \right] \times P' = P \widehat{\Sigma} P' \quad (84)$$

de modo que a decomposição de Choleski de $\widehat{\Sigma}$, já que $\Omega = I$, é

$$\widehat{\Sigma} = P^{-1} \times \widehat{\Omega} \times (P')^{-1} = P^{-1} \times (P')^{-1} \quad (85)$$

Com essa decomposição, é razoável assumirmos que uma mudança em um componente de e_t não possui impactos sobre os demais componentes, pois eles são não correlacionados. Note ainda que a variância dessas componentes é 1, pois $\Omega = I$. Portanto uma inovação é do tamanho de um desvio padrão. Retomando a Equação (73) abaixo, temos que os elementos de A_1^i são as respostas do sistema a essas inovações. O elemento jk de A_1^i representa o efeito da variável j a uma inovação de tamanho 1 no elemento k , i períodos atrás

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \times e_{t-i} \quad (86)$$

5.5.3 Decomposição da Variância

A decomposição da variância dos erros de previsão mede a contribuição de cada tipo de choque para a variância do erro de previsão. Assim como as funções impulso-resposta, a decomposição da variância é útil para avaliar como choques em variáveis econômicas repercutem através de um sistema. Considere o seguinte modelo VAR(2) na forma reduzida:

$$x_t = A_0 + A_1 \times x_{t-1} + e_t \quad (87)$$

Admita que A_0 e A_1 sejam conhecidos e se deseja projetar os diversos valores de x_{t+1} condicional no valor observado de x_t . Para começar, vamos adiantar um período de tempo a Equação (83):

$$x_{t+1} = A_0 + A_1 \times x_t + e_{t+1} \quad (88)$$

Obtendo-se a esperança matemática dos dois lados da Equação, condicional ao valor observado de x no período t , Equação (84); é possível obter o erro de previsão de um período à frente representado pela Equação (85):

$$E_t(x_{t+1}) = A_0 + A_1 \times x_t \quad (89)$$

$$e_{t+1} = x_{t+1} - E_t(x_{t+1}) \quad (90)$$

Recursivamente, para dois períodos à frente, obtemos:

$$x_{t+2} = A_0 + A_1 \times x_{t+1} + e_{t+2} \quad (91)$$

substituindo (88) em (91), tem-se:

$$x_{t+2} = A_0 + A_1 \times (A_0 + A_1 \times x_t + e_{t+1}) + e_{t+2} \quad (92)$$

$$x_{t+2} = (I + A_1) \times A_0 + A_1^2 \times x_t + A_1 \times e_{t+1} + e_{t+2} \quad (93)$$

Aplicando-se a esperança matemática dos dois lados da Equação (90):

$$E_t(x_{t+2}) = (I + A_1) \times A_0 + A_1^2 \times x_t \quad (94)$$

O erro de previsão associado correspondente é

$$e_{t+2} + A_1 \times e_{t+1} \quad (95)$$

Repetindo estas recursões n vezes obtemos:

$$x_{t+n} = (I + A_1 + \dots + A_1^{n-1}) \times A_0 + \sum_{i=0}^{n-1} A_1^i \times e_{t+n-i} + A_1^n \times x_t \quad (96)$$

Aplicando-se a esperança matemática dos dois lados da Equação (96):

$$E_t(x_{t+n}) = (I + A_1 + A_1^2 \dots + A_1^{n-1}) \times A_0 + A_1^n \times x_t \quad (97)$$

Portanto, o erro de previsão associado é

$$\sum_{i=0}^{n-1} A_1^i \times e_{t+n-i} = e_{t+n} + A_1 \times e_{t+n-1} + A_1^2 \times e_{t+n-2} + \dots + A_1^{n-1} \times e_{t+1} \quad (98)$$

Assim, o erro de previsão n períodos à frente é dado por:

$$x_{t+n} - E_t(x_{t+n}) = \sum_{i=0}^{n-1} A_1^i \times e_{t+n-i} \quad (99)$$

Como $B \times e_t = \varepsilon_t$ e $A_1^i \times B^{-1} = \phi_i$, podemos escrever:

$$x_{t+n} - E_t(x_{t+n}) = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_1^i \times \varepsilon_{t+n-i} \quad (100)$$

Se focarmos apenas na sequência $\{y_t\}$ é perceptível que o erro de previsão n -passos à frente é dado por:

$$y_{t+n} - E_t(y_{t+n}) = \phi_{11}(0) \times \varepsilon_{yt+n} + \phi_{11}(1) \times \varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1) \times \varepsilon_{yt+1} + \\ + \phi_{12}(0) \times \varepsilon_{zt+n} + \phi_{12}(1) \times \varepsilon_{zt+n-1} + \dots + \phi_{12}(n-1) \times \varepsilon_{zt+1} \quad (101)$$

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

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \\ + \sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \quad (102)$$

Como $\phi_{jk}(i)^2$ são necessariamente não-negativos, a variância do erro de previsão aumenta à medida que o horizonte de previsão n aumenta. Note que é possível decompor a parcela da variância do erro de previsão que será atribuída a cada choque:

$$\frac{\sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (103)$$

$$\frac{\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (104)$$

5.5.4 *Spillovers*

A decomposição da variância do erro de previsão está baseada no conceito de exogeneidade forte, ou seja, se a sequência de choques não afetar o futuro da variável, então a

variável é estritamente exógena. Assim, se avalia se as sequências $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$ afetam a variância do erro de previsão de $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$. Entretanto, contraditoriamente, é necessário utilizar restrições de identificação, assim como na impulso-resposta, para recuperar $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$. Dito de outra forma, o cálculo da decomposição de variância requer inovações ortogonais, nas quais as inovações do VAR são em geral correlacionados contemporaneamente. Esquemas de identificação como o baseado na fatoração de Cholesky alcançam a ortogonalidade, mas as decomposições de variância dependem da ordenação das variáveis. Usando esse fato sobre a decomposição do erro de previsão da variância, Diebold e Yilmaz (2009), Diebold e Yilmaz (2012) e Diebold e Yilmaz (2014) propõem identificar a conexão entre as variáveis endógenas. Considerando x_t um vetor coluna de n variáveis, podemos escrever a forma reduzida do modelo VAR com p defasagens na seguinte forma:

$$x_t = \phi_0 + \sum_{s=1}^p \phi_s \times x_{t-s} \quad (105)$$

onde ϕ_s é uma matriz de parâmetros $n \times n$; $\varepsilon_t \sim (0, \Sigma)$ é um vetor coluna dos erros independentes e identicamente distribuídos com matriz de covariância Σ . A dinâmica do sistema refletida na Equação (105) é dada pela sua representação em média móvel:

$$x_t = v + \sum_{s=1}^p B_s \times \varepsilon_{t-s} \quad (106)$$

onde $B_j = \Phi_1 B_{j-1} + \Phi_2 B_{j-2} + \dots + \Phi_p B_{j-p}$, com B_0 representa a matriz identidade, onde $B_j = 0$ para $j < 0$ e onde $v = \sum_{j=0}^{\infty} B_j \phi_0$. Utilizando a abordagem generalizada de Koop, Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998), que produz decomposições de variância que são invariantes ao ordenamento, podemos analisar choques correlacionados, mas considerando apropriadamente a distribuição observada dos erros. Como os choques para cada variável não são ortogonalizados, a soma das contribuições para a variância do erro de previsão não é, necessariamente, igual a 1. Utilizando a decomposição de Cholesky, podemos calcular o erro de previsão da variância h passos à frente para a i -ésima variável como:

$$\theta_{i \leftarrow j}^h = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{z=0}^{h-1} (e'_i B_z \Sigma e_j)^2}{\sum_{z=0}^{h-1} (e'_i B_z \Sigma B'_z e_i)^2} \quad (107)$$

onde $i, j = 1, 2, \dots, N$ representam as variáveis endógenas no modelo covariância-estacionário expresso em Equação 101, σ_{jj} é o j -ésimo elemento da Σ e e_i é um vetor de seleção de zeros, exceto pelo seu i -ésimo elemento, que é equivalente a 1. Assim, o parâmetro $\theta_{i \leftarrow j}^h$ relata informações sobre a proporção do erro de previsão h passos à frente para a variável i que pode ser explicada pelos choques na variável j . Como foi explicado anteriormente, a soma dos elementos em cada linha da tabela de decomposição de variância não é igual a 1: $\sum_{j=1}^N \theta_{i \leftarrow j}^h \neq 1$. Para utilizar as informações disponíveis na matriz de decomposição de variância no cálculo do índice de *spillovers*, normalizamos cada entrada da matriz de decomposição de variância pela soma da linha como:

$$\tilde{\theta}_{i \leftarrow j}^h = \frac{\theta_{i \leftarrow j}^h}{\sum_{j=1}^N \theta_{i \leftarrow j}^h} \quad (108)$$

Usando as contribuições de volatilidade da decomposição de variância do método de Koop, Peasaran e Potter (1996), é possível construir o índice de *spillovers* total. O índice de *spillovers* total (S^h) mede a contribuição dos efeitos colaterais de choques para a variância total do erro de previsão com $i \neq j$:

$$S^h = \frac{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{i \leftarrow j}^h}{N} \times 100 \quad (109)$$

Assim, o S^h relata informações sobre a proporção do erro de previsão h passos à frente para a variável i , que pode ser explicada pelos choques na variável j . Mais precisamente, Diebold e Yilmaz (2014) respondem às perguntas: Qual fração da variação do erro de previsão h passos à frente em x_1 é devido a choques em x_1 ? Choques em x_n ? E, da mesma forma, que fração da variação de erro de previsão h passos à frente na previsão de x_n deve-se a choques em x_1 ? Choques em x_n ? Consequentemente, as informações fornecidas por $\theta_{i \leftarrow j}^h$ podem ser usadas para converter o índice de *spillovers* total em *spillover* enviado para ou recebido de uma

variável específica, permitindo-nos construir um índice facilmente interpretável capaz de determinar receptores e transmissores de choques dentro de um mercado. Os *spillovers* de volatilidade direcional recebidos pelo mercado i de todos os outros mercados j são medidos como ($j \neq i$):

$$S_i^h = \frac{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{i \leftarrow j}^h}{N} \times 100 \quad (110)$$

A vantagem dessa abordagem é que a mesma fornece uma maneira flexível e atraente de medir a direção da contribuição da variável j para a variável i e vice-versa no horizonte h . Em termos mais específicos, podemos medir, para os diferentes preços dos mercados de leite analisado (produtor, *spot*, atacado e varejo), a contribuição de cada um dos estados sobre a formação de preços ao produtor, *spot*, atacado e varejo.

5.5.5 Causalidade de Granger

O ganhador do prêmio nobel Clive W. J. Granger (1969) afirmou que a causa não pode vir após o efeito. Se a variável X afeta a variável Y , então X deve ajudar a melhorar as previsões de Y . Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), se a variável X (Granger) causa a variável Y , então as variações em X deveriam preceder variações em Y . Portanto, em uma regressão de Y contra outras variáveis (incluindo seus valores passados), se incluirmos valores passados²⁷ ou defasados de X e eles melhoram significativamente a previsão de Y , então podemos dizer que X (Granger) causa Y . Uma definição similar se aplica se Y (Granger) causa X . Sejam X_t e Y_t séries temporais estacionárias, dizemos que: $X_t \rightarrow Y_t$: X_t causa Y_t no sentido de Granger, se Y_t pode ser melhor prevista usando toda informação disponível, incluindo o passado de Y_t e X_t , nesse caso, dizemos que X_t é exógena ou antecedente a Y_t . Nesse caso, há causalidade unidirecional e não há *feedback*. Há *feedback*, e escrevemos $X_t \Leftrightarrow Y_t$, se X_t causa Y_t e Y_t causa X_t . Formalmente, o teste de Causalidade de Granger envolve estimar as seguintes regressões:

²⁷ Segundo Ferreira (2018), não vale associar a existência de Granger-causalidade com exogeneidade, dado que necessita da ausência de efeitos contemporâneos.

$$X_t = \sum_{i=1}^p \beta_{x,i} \times X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{x,i} \times Y_{t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad (111)$$

A hipótese nula, H_0 , do teste é $\sum_{i=1}^p \gamma_{x,i} = 0$, enquanto a alternativa, H_1 : $\sum_{i=1}^p \gamma_{x,i} \neq 0$. Já para a variável Y_t , temos que a hipótese nula H_0 : $\sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} = 0$ e a H_1 : $\sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} \neq 0$. A Equação para o teste é:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} \times Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} \times X_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (112)$$

A hipótese nula para as Equações (111) e (112) sugere que Y_t não causa no sentido de Granger X_t e X_t não causa no sentido de Granger Y_t . Sendo assim, as duas Equações podem ser consideradas conjuntamente através da seguinte formulação, hipótese nula H_0 : $\sum_{i=1}^p \gamma_{x,i} = \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} = 0$. Dessa forma, pode-se utilizar a estatística F que possui boas propriedades em amostras pequenas:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_{ir})/p}{SQR_{ir}/n - k - 1} \quad (113)$$

onde SQR_r é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito; SQR_{ir} é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo irrestrito; p é o número de defasagens; k é o número de variáveis explicativas e n é o número de observações. A estatística F se distribui como $F_{p,n-k-1}(a)$ sendo a o nível de significância escolhido. Assim, rejeita-se a hipótese nula (H_0), ou seja, há relação de causalidade se o valor do teste F calculado for maior que o valor crítico de F ao nível de significância a . Abaixo, encontram-se a representação do modelo irrestrito e restrito:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} \times Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} \times X_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (114)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} \times Y_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (115)$$

Segundo Bueno (2011), pode-se fazer o mesmo teste em contextos de mais variáveis, e seu nome é teste de bloco-exogeneidade (Wald), uma generalização multivariada do teste de Causalidade de Granger que permite determinar o grau de exogeneidade das variáveis, de forma a ordená-las de maneira mais consistente na função impulso-resposta e na decomposição da variância, garantindo resultados mais confiáveis. Dessa forma, é possível usar o teste de razão de verossimilhança, que tem distribuição χ^2 . A interpretação é a seguinte: os menores valores da estatística são as variáveis mais exógenas e são alocadas antes das variáveis mais endógenas (maiores valores da estatística) no ordenamento da variáveis.

5.6 Não estacionariedade e cointegração

A estacionariedade das variáveis nos modelos VAR é uma condição que garante a preservação das relações no sentido econômico e os reflexos de choques de uma variável nas outras dentro do modelo. Pfaff (2008 apud FERREIRA, 2018) argumenta que a maioria das deduções de longo prazo em modelos macroeconômicos surge de modelos com variáveis em nível, o que impõe grande desafio em avaliar resultados empíricos a partir de modelo com variáveis diferenciadas, que é a solução mais comum quando se trabalha com variáveis não estacionárias. Engle e Granger (1987) mostraram que uma combinação linear de duas ou mais séries não estacionárias pode ser estacionária (caso contrário, teremos uma relação espúria). Se tal combinação linear estacionária existe, ou $I(0)$, a não estacionariedade (com uma raiz unitária) das séries de tempo é dita ser cointegrada. A combinação linear estacionária é chamada Equação de cointegração e pode ser interpretada como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

5.6.1 Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM)

Um vetor de correção de erro (VECM) é um VAR no qual possui restrições de cointegração, tal que ele é designado para o uso de séries não estacionárias que são cointegradas. O termo de cointegração no VAR é conhecido como o termo de correção de erro desde que desvios de equilíbrio de longo prazo são corrigidos no modelo de curto prazo. Vamos apresentar a formulação do VECM partindo de um VAR(p) em nível:

$$x_t = A_0 + A_1 \times x_{t-1} + A_2 \times x_{t-2} + \dots + A_p \times x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (116)$$

Mediante operações algébricas, é possível reescrever a Equação (112), como uma representação VECM($p - 1$) em primeiras diferenças:

$$\Delta x_t = \Gamma_0 + \Pi \times x_{t-1} + \Gamma_1 \times \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \times \Delta x_{t-2} \dots + \Gamma_p \times \Delta x_{t-(p-1)} + \varepsilon_t \quad (117)$$

onde: $\Delta x_t = \begin{bmatrix} \Delta x_{1t} \\ \vdots \\ \Delta x_{mt} \end{bmatrix}$; $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{mt} \end{bmatrix}$; $\Gamma_0 = \begin{bmatrix} \tau_{10} \\ \vdots \\ \tau_{m0} \end{bmatrix} = A_0$; $\Gamma_i = \begin{bmatrix} \tau_{i,11} & \dots & \tau_{i,1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \tau_{i,m1} & \dots & \tau_{i,mm} \end{bmatrix} = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ sendo $i = 1, \dots, p - 1$ e $\Pi_{(m \times m)} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \dots & \pi_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{m1} & \dots & \pi_{mm} \end{bmatrix} = -(I - A_1 + \dots + A_p)$. Esta

última matriz é fundamental para análise de cointegração como veremos a seguir, pois representa a matriz de respostas de longo prazo, cujo posto é essencial na obtenção de informações sobre a ordem de integração de x_t . O multiplicativo $\Pi \times x_{t-1}$ representa o termo de correção de erros, no qual cada elemento do vetor $\Pi \times x_t$ representa uma relação de cointegração: $\Pi_{i1} \times x_{1t} + \Pi_{i2} \times x_{2t} + \dots + \Pi_{im} \times x_{mt} \sim I(0)$ para $i = 1, \dots, m$. Dessa forma, podemos ter no mínimo uma e no máximo $m - 1$ relações de cointegração linearmente independentes. Cada linha de Π é um vetor de cointegração, sendo que pode haver no mínimo um e no máximo $m - 1$ vetores de cointegração linearmente independentes. Se houver r vetores de cointegração independentes em Π , os $m - r$ restantes serão linearmente dependentes dos demais. O posto de Π (r) indica o número de relações/vetores de cointegração linearmente independentes. Para determinar estatisticamente o posto de Π , vamos utilizar o teste de cointegração de Johansen que será apresentado a seguir.

5.6.2 Teste de Cointegração de Johansen

Johansen (1988) propôs um teste para definir o número de vetores cointegração linearmente independentes (ou de relações de cointegração linearmente independentes) obtidos a partir do $r = \text{Posto}(\Pi)$. Sendo assim, temos três situações distintas baseando-se no posto de Π : se $r = 0$, então $\Pi = 0$ (matriz nula) e não há cointegração, mas todas as séries apresentam raiz unitária, isto é, são $I(1)$. Caso $r = m$, o VAR(p) para x_t seria um sistema estável e, logo, todos os processos estocásticos em x_t seriam $I(0)$, contrariando nossa hipótese de que todos são $I(1)$. E, por último, $1 \leq r \leq m - 1$, há r vetores de cointegração linearmente independentes. Ou seja, há r relações de cointegração linearmente independentes. Para se determinar r , temos que obter os autovalores não nulos de Π . De acordo com Enders (2015), o número dos distintos vetores cointegrantes pode ser obtido, testando a significância das raízes características de Π . Esse teste pode ser realizado através de duas estatísticas, a saber: Estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e Estatística do máximo valor (λ_{max}).

O primeiro, mais conhecido como teste traço, considera como hipótese nula H_0 : Posto $(\Pi) \leq r$ enquanto a hipótese alternativa H_1 é Posto $(\Pi) > r$ e, assim, a estatística do traço é $\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \times \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$, onde $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$ são os autovalores estimados de Π (normalizados e ordenados). A regra de decisão consiste em $\lambda_{\text{traço}}(r) > \hat{\lambda}_c$, rejeita-se H_0 e, caso contrário, $\lambda_{\text{traço}}(r) \leq \hat{\lambda}_c$, não rejeita H_0 , onde $\hat{\lambda}_c$ é o valor crítico obtido de uma tabela da distribuição de $\lambda_{\text{traço}}$. Já o segundo, teste do máximo autovalor, a hipótese nula H_0 : Posto $(\Pi) = r$ enquanto a hipótese alternativa H_1 considera $(\Pi) = r + 1$. A estatística do máximo autovalor $\lambda_{\text{max}}(r) = -T \times \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$, onde $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$ são os autovalores estimados de Π (normalizados e ordenados). A regra de decisão consiste em $\lambda_{\text{max}} > \hat{\lambda}_c$, rejeita-se H_0 e, caso contrário, $\lambda_{\text{max}} \leq \hat{\lambda}_c$, não rejeita H_0 , onde $\hat{\lambda}_c$ é o valor crítico obtido de uma tabela da distribuição de λ_{max} . Em ambos os testes, aplicam-se sequencialmente para $r = 0, r = 1, \dots$

Sumarizando, o Modelo de Correção de Erros, VECM, é uma reformulação do VAR em termos de diferenças da variável e o nível do processo. Algumas vantagens podem ser elencadas: efeitos de multicolinearidade tipicamente presentes em séries de tempo são reduzidos quando o modelo é especificado em diferenças; toda a informação de longo prazo é sumarizada na matriz de nível; a interpretação das estimativas dos parâmetros é mais intuitiva, pois os coeficientes podem ser classificados entre efeitos de longo e curto prazo.

5.7 Transmissão Assimétrica e Causalidade da Volatilidade

5.7.1 Modelos Univariados

Modelos univariados são aqueles em que os valores correntes de uma série de tempo são relacionados apenas com seus próprios valores passados ou com os valores correntes e passados dos resíduos da série temporal.

A combinação dos modelos auto-regressivos (AR) e de médias móveis (MA) resulta no modelo denominado ARMA. Assim, tratando-se de uma série temporal e considerando-se suas primeiras diferenças $Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, com p defasagens para a variável e q para os erros aleatórios, pode-se expressar o modelo ARMA(p, q) da seguinte maneira:

$$Y_t = \mu + \phi_1 \times Y_{t-1} + \dots + \phi_p \times Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \times \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \times \varepsilon_{t-q} \quad (118)$$

O modelo ARIMA (p, d, q), onde p refere-se ao número de defasagens da série, d é a ordem de integração e q é o número de defasagens dos erros aleatórios. Portanto, utiliza-se os procedimentos sugeridos por Box e Jenkins (1970), cujas etapas são as seguintes:

a) Identificação – Determina-se os valores apropriados de p , d e q e utiliza-se um correlograma apresentando as funções de autocorrelação parcial (FACP) e de autocorrelação simples (FAC), podendo determinar a ordem apropriada dos componentes AR e MA.

b) Estimação – esta etapa vem após a identificação e consiste em estimar os parâmetros autoregressivos e de médias móveis. Verifica-se a significância estatística dos parâmetros sugeridos para o modelo.

c) Verificação – Consiste em verificar se o modelo estimado ajusta-se adequadamente à série ou não e se os resíduos calculados apresentam ou não problemas de autocorrelação, bem como existência de heterocedasticidade. Os critérios de informação de Akaike e de Schwarz ajudam neste diagnóstico, bem como a utilização da estatística Q de Ljung-Box. O teste Q é usado para testar se um conjunto de autocorrelações de resíduos é ou não estatisticamente diferente de zero. A estatística Q conterà aproximadamente uma distribuição X^2 com $K - p - q$ graus de liberdade.

d) Previsão – O modelo ARIMA estimado pode ser utilizado nas previsões, tornando-se possível calcular previsões de Y_t para n períodos seguintes, desde que sejam conhecidos Y_{t-1} e Y_t .

5.7.2 Modelos Assimétricos

O modelo EGARCH (*Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) proposto por Nelson (1991) consiste em captar os impactos assimétricos nas séries de dados, não tendo que exigir-se a positividade dos coeficientes. A variância condicional do modelo EGARCH é dada por:

$$\ln(\sigma_t^2) = a + \sum_{j=1}^q (\beta_j \times \ln \sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \left[a_i \times \left(\frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sigma_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma_i \times \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{\sigma_{t-i}}} \right) \right] + v_t \quad (119)$$

onde $\ln(\sigma_t^2)$ é o logaritmo natural da variância condicional; a é o intercepto; β_j coeficiente de persistência da volatilidade do termo de defasagem j ; a_i coeficiente de reação da volatilidade do termo de defasagem i ; γ_i é o coeficiente que capta o efeito assimetria da volatilidade do termo de defasagem i . Se $\gamma_i = 0$, indica ausência de assimetria na volatilidade. Se $\gamma_i \neq 0$, indica um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade. Se $\gamma_i < 0$, indica presença do efeito “alavancagem”, ou seja, choques positivos na volatilidade não possuem o mesmo efeito que os choques negativos ou ainda presença de assimetria da volatilidade nos retornos dos preços do leite.

Um modelo mais simples para a captação do efeito alavancagem, no qual choques positivos e negativos no mercado geram impactos diferentes sobre a volatilidade nas séries econômicas, foi apresentado por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) e por Zakoian (1994), denominado por TARARCH (*Threshold ARCH*). Neste modelo, a variância condicional é dada por:

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^p a_i \times \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \times \sigma_{t-1}^2 + \gamma_i \times d_{t-i} \times \varepsilon_{t-i}^2 + v_t \quad (120)$$

onde γ_i mede o efeito assimetria, d_{t-i} é uma variável *dummy* e ε_{t-i}^2 é o termo de erro no tempo $t - i$, com i a denotar a defasagem.

Nesse modelo, a variável *dummy* d_{t-i} assume o valor igual a 1, se $\varepsilon_{t-i}^2 < 0$ (más notícias no mercado, ou seja, informações e condições de mercados desfavoráveis, tais como: restrições de safras ocasionadas por geadas ou secas, ou instabilidade política), e o valor igual a 0 se $\varepsilon_{t-i}^2 > 0$ (boas notícias no mercado). Nesse modelo, a volatilidade tende a aumentar com as “más notícias” e a diminuir com as “boas notícias”. Assim sendo, as notícias positivas no mercado têm o impacto a_i enquanto as notícias negativas têm o impacto $a_i + \gamma_i$. Se $\gamma_i > 0$, as notícias negativas têm um efeito menor do que as notícias positivas. Esse é o conhecido efeito “*leverage*”. O choque da notícia no instante $t - i$ é assimétrico se $\gamma_i \neq 0$ e simétrico se $\gamma_i = 0$.

Por fim tem-se o modelo ARCH com potência assimétrica (APARCH), proposto por Ding et al. (1993), o qual pode ser representado por:

$$\sigma_t^\delta = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \times (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \times \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j \times \sigma_{t-j}^\delta \quad (121)$$

onde $a_0; a_i \geq 0$, para $i = 1, \dots, p; \beta_j \geq 0$, para $j = 1, \dots, q; \delta \geq 0$ e $-1 < \gamma_i < 1$. Este modelo pode detectar impactos assimétricos de choques sobre a volatilidade. Se $\gamma_i > 0$, verifica-se o efeito alavancagem, isto é, choques negativos tem um impacto maior sobre a volatilidade da série que choques positivos. Se $\gamma_i < 0$, verifica-se o contrário.

5.7.3 Distribuição de Erros

Conforme apresentado anteriormente subitem 4.7.1, para cada modelo, serão ajustados as distribuições Gaussiana (Normal) e *t-Student*, descritas a seguir pela função log-verossimilhança.

5.7.3.1 Distribuição normal

Balakrishnan e Nevzorov (2003) mostram que a função densidade da probabilidade normal é a distribuição mais utilizada como parâmetro de comparação em aplicações estatísticas (análise de regressão, séries temporais, etc). Assim, a distribuição normal é definida como:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2 \times \pi} \times \sigma} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \times \left(\frac{x - \mu}{\sigma} \right)^2 \right\} \quad (122)$$

onde μ a média e σ , o desvio padrão da variável aleatória x . Pode-se dizer que uma amostra obedece a uma distribuição Log-normal se os logaritmos de seus valores apresentam uma distribuição normal, ou seja, representada pela seguinte maneira:

$$L_{normal}(x) = \frac{1}{x \times \sigma \times \sqrt{2 \times \pi}} \exp \left(\frac{-\ln(x) - \mu}{2 \times \sigma} \right) \quad (123)$$

Para $x > 0$, onde μ é a média dos logaritmos da variável x , e σ o desvio padrão dos logaritmos da variável aleatória x .

5.7.3.2 Distribuição *t-Student*

Hsieh (1989) e Baillie & Bollerslev (1990) mostraram que a distribuição *t-Student* pode capturar desempenho dos log-retornos em séries temporais. Assim, a função densidade da probabilidade pode ser descrita como:

$$L_{student-t} = \ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu + 1}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{\nu}{2} \right) \right] - 0,5 \times \ln [\pi \times (\nu - 2)] - 0,5 \times \sum_{t=1}^n \left[\ln \sigma_t^2 + (1 + \nu) \times \ln \left(1 + \frac{\varepsilon_t^2}{\nu - 2} \right) \right] \quad (124)$$

em que $\Gamma(\cdot)$ é a função gama, ν corresponde aos graus de liberdade. Tem-se que $\nu > 2$, se $\nu \rightarrow \infty$, a distribuição *t-student* converge para uma distribuição normal.

6 DADOS

As variáveis utilizadas neste estudo foram as séries mensais dos preços do leite cru pago ao produtor, incluindo frete e 2,3% do Funral²⁸, preços *spot* (leite cru negociado entre empresas), preços do leite UHT integral no atacado e preços do leite UHT integral no varejo, nos estados de Minas Gerais (MG), Rio Grande do Sul (RS), Paraná (PR), Goiás (GO) e São Paulo (SP). As séries de preços pagos ao produtor e as séries dos preços no atacado foram obtidas no site do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). Já as informações referentes aos preços praticados no varejo no estado de Minas Gerais foram fornecidas pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas Administrativas e Contábeis (IPEAD-UFMG); os dados dos preços praticados no varejo no estado do Rio Grande do Sul foram fornecidos pelo Centro de Estudos e Pesquisas Econômicas (IEPE-UFRGS); a série de preços praticados no varejo no estado do Paraná foi fornecida pela Secretária de Agricultura e Abastecimento (SEAB-PR); a série de preços praticado no varejo no estado de Goiás foi fornecida pela Secretária de Gestão e Planejamento (SEGPLAN-GO); e, por fim, os preços praticados no varejo no estado de São Paulo foram fornecidos pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA-SP). A frequência de dados é mensal e abrange o período compreendido entre janeiro de 2007 a dezembro de 2018.

A Tabela 20 exhibe a estatística descritiva dos preços em reais pagos ao produtor, *spot*, atacado e varejo. Nessa tabela, são apresentadas as principais medidas de tendência central, dispersão e distribuição dos dados. Ao verificar as médias para os preços pagos ao produtor, percebe-se que entre os estados produtores elas são bem próximas (R\$ 0,97/litro). O estado de Goiás, quarto maior produtor nacional, apresentou o maior valor (R\$ 1,79/litro), enquanto nos estados do Rio Grande do Sul e Paraná foi verificado o menor valor (R\$ 0,47/litro). Todos os estados apresentaram elevado desvio padrão, indicando heterogeneidade dos preços pagos aos produtores. Nos preços *spot*, as médias são mais elevadas que as médias calculados nos preços pagos ao produtor, em torno de R\$ 1,00/litro. O estado de São Paulo apresenta o maior valor (R\$ 2,27), enquanto o menor valor encontra-se nos preços praticados no estado do Rio Grande do Sul (R\$ 0,46/litro). Foram constatados desvios-padrões de 0,29, 0,29, 0,30, 0,30 e 0,31 entre os estados de MG, RS, PR, GO e SP, respectivamente.

²⁸ O Fundo de Assistência e Previdência do Trabalhador Rural, o Funrural, teve início na década de 60 e, desde então, sofreu diversas mudanças, tanto na forma de pagamento quanto no valor da alíquota.

Tabela 20 - Estatísticas descritivas para os preços do leite.

Preços Pagos ao Produtor	MG	RS	PR	GO	SP
Média	0,97	0,90	0,94	0,97	0,98
Mediana	0,90	0,84	0,88	0,92	0,93
Máximo	1,74	1,64	1,70	1,79	1,65
Mínimo	0,50	0,47	0,47	0,48	0,51
Desvio Padrão	0,28	0,27	0,28	0,28	0,28
Assimetria	0,64	0,69	0,61	0,65	0,56
Curtose	2,78	2,78	2,76	3,10	2,59
Jarque-Bera (JB)	10,30	11,82	9,47	10,38	8,69
p-valor (JB)	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,01]
Preços <i>Spot</i>	MG	RS	PR	GO	SP
Média	1,02	0,92	1,00	0,99	1,03
Mediana	0,96	0,83	0,92	0,93	0,98
Máximo	2,11	1,96	2,05	2,02	2,27
Mínimo	0,54	0,46	0,50	0,49	0,54
Desvio Padrão	0,29	0,29	0,30	0,30	0,31
Assimetria	0,78	0,72	0,86	0,85	1,03
Curtose	3,56	3,23	3,52	3,68	4,50
Jarque-Bera (JB)	16,47	12,63	19,37	20,28	39,11
p-valor (JB)	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Preços no Atacado	MG	RS	PR	GO	SP
Média	1,87	1,84	1,82	1,91	1,89
Mediana	1,80	1,71	1,78	1,81	1,82
Máximo	3,51	3,53	3,36	3,53	3,74
Mínimo	1,19	1,04	1,03	1,20	1,11
Desvio Padrão	0,40	0,46	0,43	0,42	0,45
Assimetria	1,03	0,82	0,72	1,05	1,07
Curtose	4,83	3,73	3,93	4,74	5,14
Jarque-Bera (JB)	45,85	19,45	17,78	44,77	54,77
p-valor (JB)	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Preços no Varejo	MG	RS	PR	GO	SP
Média	2,15	2,08	2,07	2,30	2,54
Mediana	1,96	1,94	1,95	2,17	2,44
Máximo	4,10	3,67	4,12	4,26	4,51
Mínimo	1,29	1,21	1,26	1,19	1,38
Desvio Padrão	0,54	0,49	0,50	0,70	0,62
Assimetria	1,07	0,74	1,32	0,59	0,52
Curtose	4,11	3,44	5,62	2,71	3,28
Jarque-Bera (JB)	34,90	14,36	82,73	8,76	6,88
p-valor (JB)	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,01]	[0,03]

Fonte: O autor, 2019.

Em relação aos preços praticados no atacado, destaque para o estado de São Paulo, que apresenta o maior valor, e para o estado do Paraná, com o menor valor. Outra observação relevante é que, assim como as séries de preços pagos ao produtor, o elevado desvio-padrão indica heterogeneidade dos preços. Os preços nos estados de Minas Gerais, São Paulo e Goiás apresentaram distribuição assimétrica positiva. Por fim, para os preços praticados no varejo, destaque para o valor mínimo praticado no estado de Goiás e a maior dispersão indicada pelo maior valor do desvio padrão. Já as estatísticas para curtose são superiores a três (com exceção do estado de Goiás), sugerindo que as curvas de funções de densidade de probabilidades são leptocúrticas. Já ao analisar a distribuição dos dados pelo teste de Jarque e Bera (1987), rejeitou-se a hipótese nula de normalidade, uma vez que os p-valores encontrados são estatisticamente inferiores a 5%. A não normalidade dos dados é corroborado pelas estatísticas de assimetria e curtose.

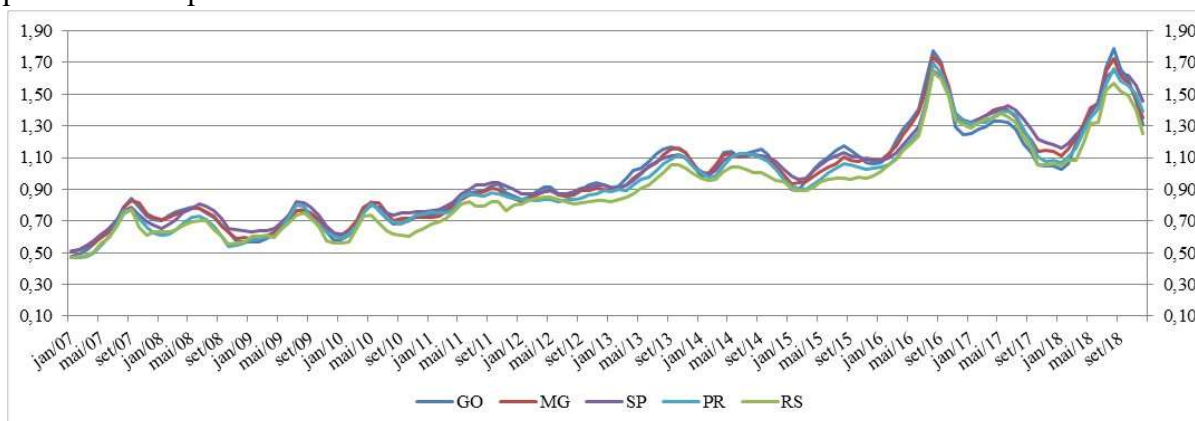
Tabela 21 - Correlação linear entre as séries de preços.

Preços Pagos ao Produtor	MG	RS	PR	GO	SP
MG	1,00				
RS	0,99***	1,00			
PR	0,99***	0,99***	1,00		
GO	0,99***	0,98***	0,98***	1,00	
SP	0,99***	0,99***	0,99***	0,98***	1,00
Preços Spot	MG	RS	PR	GO	SP
MG	1,00				
RS	0,92***	1,00			
PR	0,94***	0,93***	1,00		
GO	0,98***	0,91***	0,95***	1,00	
SP	0,91***	0,82***	0,85***	0,91***	1,00
Preços no Atacado	MG	RS	PR	GO	SP
MG	1,00				
RS	0,97***	1,00			
PR	0,96***	0,96***	1,00		
GO	0,98***	0,97***	0,96***	1,00	
SP	0,97***	0,97***	0,98***	0,97***	1,00
Preços no Varejo	MG	RS	PR	GO	SP
MG	1,00				
RS	0,97***	1,00			
PR	0,96***	0,97***	1,00		
GO	0,95***	0,96***	0,93***	1,00	
SP	0,95***	0,97***	0,96***	0,98***	1,00

Fonte: O autor, 2019. Nota: (***) estatisticamente significante a 1%.

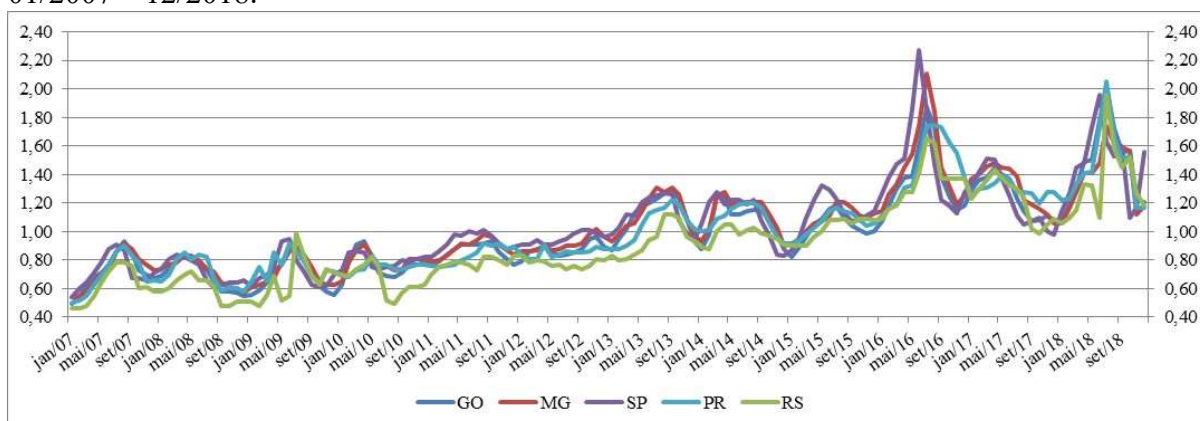
A análise dos resultados tem continuidade com a verificação da correlação linear dos preços do leite, conforme apresentado na Tabela 21, tendo sido verificada uma correlação linear positiva forte entre as séries, visto que o conjunto de valores encontrados são muito próximos a 1. Os Gráficos 22 e 23 ilustram a evolução das séries dos preços pagos ao produtor nos estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás e São Paulo, assim como a evolução das séries do leite *spot*. Pode-se perceber que existe um comportamento homogêneo entre os preços pagos nos cinco maiores estados produtores e, dessa forma, evidências sobre a integração desses preços entre esses mesmos estados. Nota-se que as séries de preços apresentam uma tendência bem definida ao longo do tempo.

Gráfico 22 - Comportamento dos preços mensais pagos aos produtores nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de CEPEA, 2019.

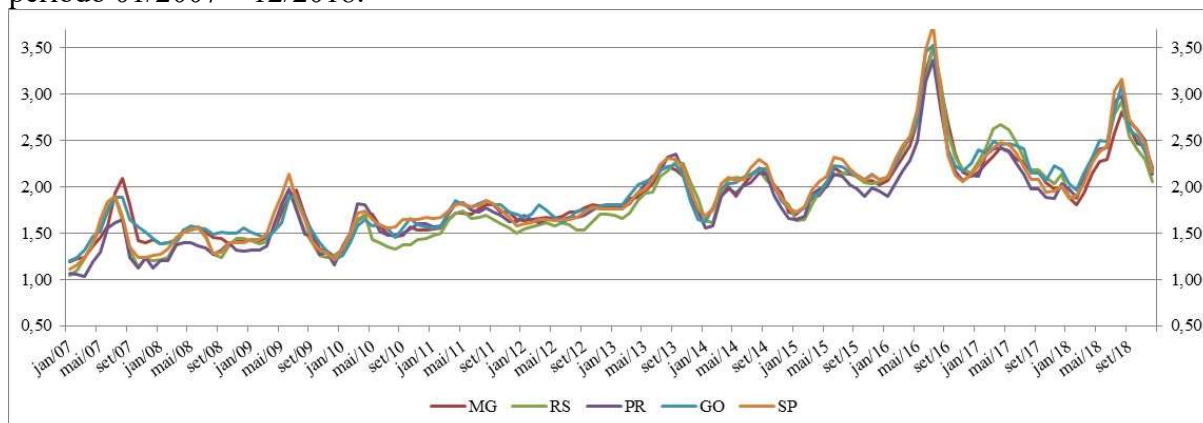
Gráfico 23 - Comportamento dos preços mensais *spot* nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de CEPEA, 2019.

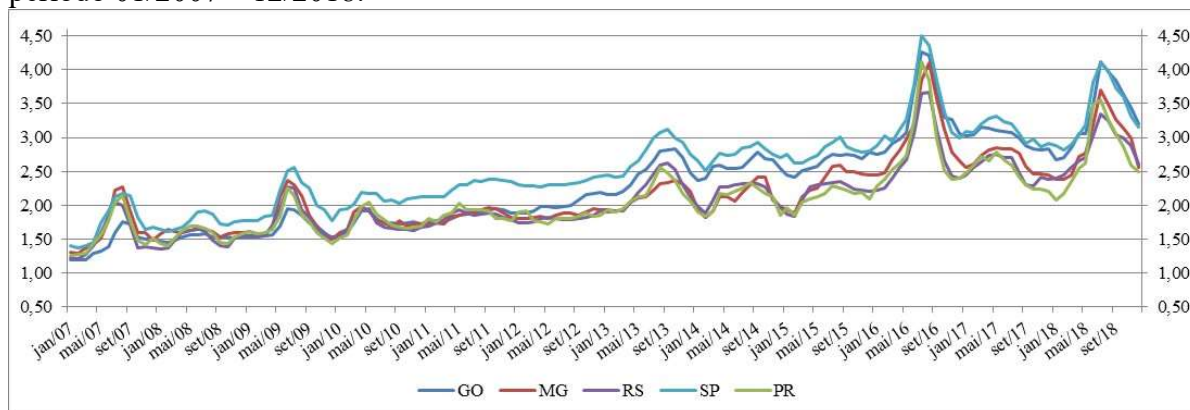
Os Gráficos 24 e 25 refletem o comportamento dos preços do leite UHT integral no atacado e no varejo. Nota-se que as séries de preços apresentam uma tendência bem definida ao longo do tempo.

Gráfico 24 - Comportamento dos preços mensais no atacado nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.



Fonte: o autor, 2019, partir de CEPEA, 2019.

Gráfico 25 - Comportamento dos preços mensais no varejo nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de IPEAD (UFMG), IEPE (RS), SEAB (PR), SEGPLAN (GO) e IEA (SP).

A inspeção gráfica sugere, aparentemente, que as séries de preços não são estacionárias e, dessa forma, há indícios de raiz unitária. Após o deflacionamento feito através do Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), com período de base em agosto/1994 (índice = 100), disponibilizado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), foram calculados os logaritmos dos preços²⁹. Contudo, dada a persistência de raiz unitária³⁰, utilizou-se a primeira diferença e, dessa forma, foram obtidos os retornos dos preços³¹. A Tabela 22 contém as estatísticas descritivas dos retornos das séries de preços.

²⁹ A sigla representativa é LPp, LPs, LPa e LPv, ou seja, LPp, que representa o logaritmo dos preços pagos ao produtor e, assim, sucessivamente.

³⁰ Os resultados dos testes ADF, PP e KPSS estão no próximo capítulo.

³¹ A sigla representativa é Pp, Ps,, Pa e Pv, ou seja, Pp, que representa o retorno dos preços pagos ao produtor; isto é, $\text{retorno}(r_t) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ e, assim, sucessivamente.

Tabela 22 - Estatísticas descritivas para os retornos dos preços do leite.

Preços Pagos ao Produtor	MG	RS	PR	GO	SP
Média	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Mediana	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Máximo	0,12	0,14	0,15	0,13	0,12
Mínimo	-0,12	-0,17	-0,12	-0,15	-0,11
Desvio Padrão	0,04	0,05	0,05	0,05	0,04
Assimetria	-0,01	-0,02	0,30	-0,13	0,26
Curtose	3,30	4,41	3,47	3,78	3,73
Jarque-Bera (JB)	10,55	12,05	14,57	10,68	14,85
p-valor (JB)	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Preços <i>Spot</i>	MG	RS	PR	GO	SP
Média	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Mediana	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
Máximo	0,19	0,29	0,26	0,22	0,29
Mínimo	-0,32	-0,34	-0,26	-0,24	-0,37
Desvio Padrão	0,07	0,08	0,07	0,08	0,09
Assimetria	-0,53	-0,22	-0,05	-0,19	-0,60
Curtose	5,11	4,96	4,51	3,09	5,13
Jarque-Bera (JB)	33,49	42,19	13,81	10,90	35,91
p-valor (JB)	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Preços no Atacado	MG	RS	PR	GO	SP
Média	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
Mediana	-0,00	0,00	-0,00	-0,00	0,00
Máximo	0,19	0,17	0,21	0,22	0,21
Mínimo	-0,24	-0,22	-0,29	-0,22	-0,25
Desvio Padrão	0,06	0,07	0,07	0,06	0,07
Assimetria	-0,38	-0,46	-0,14	-0,25	-0,42
Curtose	4,54	3,36	4,46	4,41	4,48
Jarque-Bera (JB)	17,84	5,88	13,22	13,42	17,31
p-valor (JB)	[0,00]	[0,04]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Preços no Varejo	MG	RS	PR	GO	SP
Média	-0,00	0,00	-0,00	0,00	0,00
Mediana	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
Máximo	0,22	0,18	0,27	0,66	0,18
Mínimo	-0,19	-0,23	-0,25	-0,14	-0,17
Desvio Padrão	0,07	0,06	0,07	0,05	0,05
Assimetria	0,22	-0,27	0,20	0,71	0,49
Curtose	4,79	4,49	5,29	5,65	5,44
Jarque-Bera (JB)	20,30	15,15	32,24	54,00	41,14
p-valor (JB)	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]

Fonte: O autor, 2019.

Observa-se como destaque, para os retornos dos preços pagos, assim como os retornos do preços praticados no mercado *spot*, o retorno médio nulo (0%). Além disso, evidenciamos o maior retorno dos preços praticados no varejo goiano, alcançando 60%, enquanto o menor valor ficou em -37% nos retornos dos preços *spot* no estado de São Paulo. O maior valor de desvio padrão é encontrado nos retornos dos preços *spot* no estado paulista. Quanto à assimetria, quase todos os retornos apresentaram coeficientes negativos, isto é, maior tendência de desvios negativos do que positivos em relação à média. No mais, os resultados obtidos com o teste de normalidade Jarque-Bera indicaram a rejeição da normalidade da distribuição da série, com p-valor inferior ao nível de significância de 5%.

Tabela 23 - Correlação linear entre os retornos das séries de preços.

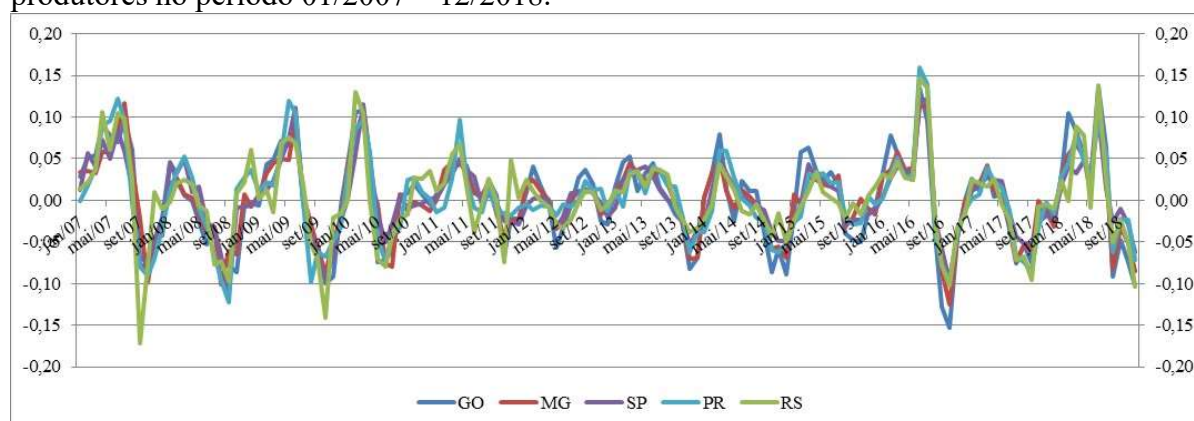
Preços Pagos ao Produtor	MG	RS	PR	GO	SP
MG	1,00				
RS	0,83***	1,00			
PR	0,87***	0,88***	1,00		
GO	0,94***	0,83***	0,85***	1,00	
SP	0,91***	0,85***	0,92***	0,89***	1,00
Preços Spot	MG	RS	PR	GO	SP
MG	1,00				
RS	0,39***	1,00			
PR	0,54***	0,51***	1,00		
GO	0,87***	0,41***	0,58***	1,00	
SP	0,37***	0,03***	0,15***	0,40***	1,00
Preços no Atacado	MG	RS	PR	GO	SP
MG	1,00				
RS	0,74***	1,00			
PR	0,76***	0,81***	1,00		
GO	0,80***	0,75***	0,77***	1,00	
SP	0,78***	0,89***	0,87***	0,84***	1,00
Preços no Varejo	MG	RS	PR	GO	SP
MG	1,00				
RS	0,83***	1,00			
PR	0,73***	0,84***	1,00		
GO	0,76***	0,78***	0,77***	1,00	
SP	0,74***	0,80***	0,79***	0,76***	1,00

Fonte: O autor, 2019. Nota: (***) estatisticamente significante a 1%.

Entre as correlações lineares observadas na Tabela 23, destacam-se os valores obtidos para os retornos dos preços *spot* indicando o caráter regional entre os estados, ou seja, a

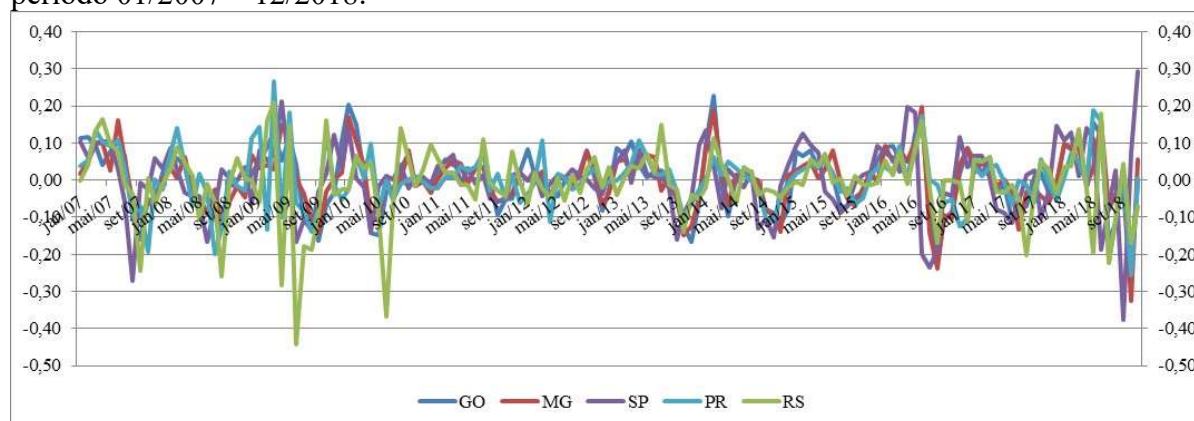
dinâmica dos preços praticados neste mercado tem relação com os preços pagos ao produtor, atacado e varejo dentro de cada estado. Além disso, denota-se a existência da correlação linear positiva entre retornos dos preços pagos produtor, atacado e varejo do leite UHT, reforçando a hipótese de ocorrência de transmissão de preços entre os estados. Os Gráficos 26, 27, 28 e 29 ilustram o comportamento dos retornos das séries de preços, ilustrando, graficamente, que as séries são estacionárias. Os *softwares* utilizados para a pesquisa foram o RStudio e o EViews 8.0.

Gráfico 26 - Comportamento dos retornos dos preços pagos ao produtor nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.



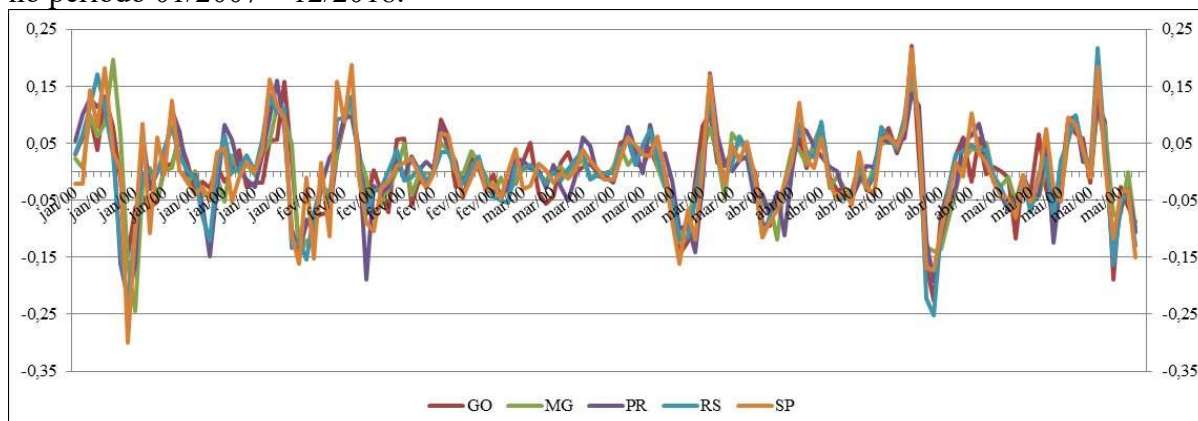
Fonte: O autor, 2019, a partir de CEPEA, 2019.

Gráfico 27 - Comportamento dos retornos dos preços *spot* nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.



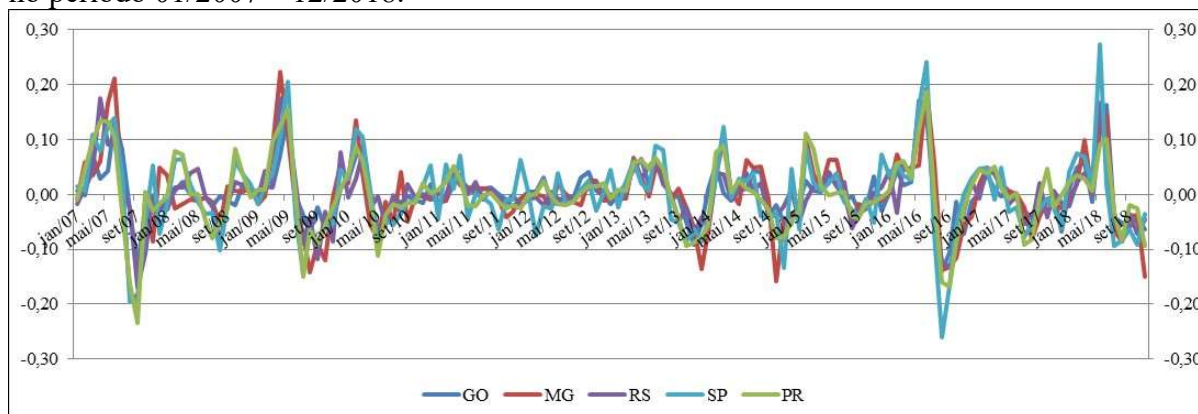
Fonte: O autor, 2019, a partir de CEPEA, 2019.

Gráfico 28 - Comportamento dos retornos dos preços no atacado nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de CEPEA, 2019.

Gráfico 29 - Comportamento dos retornos dos preços no varejo nos cinco estados produtores no período 01/2007 – 12/2018.



Fonte: O autor, 2019, a partir de CEPEA, 2019.

7 RESULTADOS

7.1 Comportamento dos retornos dos preços entre os estados

7.1.1 Teste de Raiz Unitária

O primeiro passo para utilizar séries temporais é a realização do teste de raiz unitária, pois variáveis não estacionárias podem levar à regressão espúria, sem sentido econômico. Dessa forma, para se detectar a estacionariedade, foram realizados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). A Tabela 24 apresenta os resultados obtidos do teste ADF nas três especificações com constante, com constante e tendência, sem constante e tendência. Os resultados demonstram que, para algumas variáveis analisadas, elas são não estacionárias. Por outro lado, em primeira diferença, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária para todas as séries logarítmicas, na especificação com constante e tendência, indicando que as séries são integradas de ordem um.

Tabela 24 - Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Variáveis	Em nível			Em primeira diferença	
	τ_c	τ_{ct}	τ	τ_{ct}	p-valor
LPpMG	-5,702*	-6,328*	-0,404	-6,430	0,000*
LPpRS	-5,127*	-5,801*	-0,354	-6,430	0,000*
LPpPR	-4,482*	-7,742*	-0,601	-7,556	0,000*
LPpGO	-4,631*	-6,998*	-0,432	-7,238	0,000*
LPpSP	-6,668*	-7,795*	-0,526	-7,265	0,000*
LPaMG	-6,594*	-6,869*	0,633	-9,077	0,000*
LPaRS	-7,479*	-7,322*	0,217	-7,593	0,000*
LPaPR	-6,632*	-7,484*	-0,025	-8,601	0,000*
LPaGO	-6,346*	-8,155*	-0,218	-8,010	0,000*
LPaSP	-7,857*	-6,701*	0,297	-8,707	0,000*
LPsMG	-5,757*	-4,525*	-0,268	-8,451	0,000*
LPsRS	-5,452*	-6,019*	-0,577	-9,423	0,000*
LPsPR	-5,520*	-5,874*	-0,456	-9,363	0,000*
LPsGO	-6,724*	-4,031*	-0,395	-8,068	0,000*
LPsSP	-6,273*	-6,386*	-0,292	-8,689	0,000*
LPvMG	-4,631*	-6,202*	-0,432	-8,351	0,000*
LPvRS	-5,702*	-6,730*	-0,404	-8,140	0,000*
LPvPR	-6,668*	-6,207*	-0,526	-7,551	0,000*
LPvGO	-2,532	-1,849	0,183	-8,215	0,000*
LPvSP	-5,127*	-6,891*	-0,354	-7,653	0,000*

Fonte: O autor, 2019.

Nota: τ_c é a estatística com constante (valores críticos: 10%*** = -2,58, 5%** = -2,88, 1%* = -3,48); τ_{ct} é a estatística com constante e tendência (valores críticos: 10%*** = -3,14, 5%** = -3,44, 1%* = -4,02); τ é a estatística sem constante e tendência (valores críticos: 10%*** = -1,61, 5%** = -1,94, 1%* = -2,58).

Os resultados do teste Phillips e Perron (PP), descritos na Tabela 25, confirmam os obtidos pelo teste de Dickey e Fuller Aumentado, de que as séries são processos estacionários, $I(0)$. Assim como feito para o teste ADF, foram testadas as três especificações (com constante, com constante e tendência, sem constante e tendência).

Tabela 25 - Teste de raiz unitária de Phillips e Perron (PP).

Variáveis	Em nível			Em primeira diferença	
	τ_c	τ_{ct}	τ	τ_{ct}	p-valor
LPpMG	-3,341**	-3,486**	-0,612	-4,082	0,008*
LPpRS	-3,668*	-4,022**	-0,602	-5,182	0,000*
LPpPR	-3,788*	-4,249*	-0,727	-3,877	0,015*
LPpGO	-3,883*	-3,996**	-0,432	-3,832	0,018*
LPpSP	-3,818*	-4,210*	-0,702	-3,735	0,023*
LPaMG	-4,010*	-4,059*	-0,240	-9,077	0,000*
LPaRS	-3,799*	-3,799**	-0,268	-5,500	0,000*
LPaPR	-3,443**	-3,457**	-0,252	-7,853	0,000*
LPaGO	-3,604*	-3,903**	-0,054	-5,257	0,000*
LPaSP	-3,747*	-3,596**	-0,280	-4,911	0,000*
LPsMG	-3,939*	-3,897**	-0,346	-7,803	0,000*
LPsRS	-3,313**	-5,819*	-0,545	-5,633	0,000*
LPsPR	-4,152*	-4,164*	-0,471	-9,443	0,000*
LPsGO	-4,150*	-4,123*	-0,515	-6,233	0,000*
LPsSP	-4,005*	-4,018*	-0,730	-6,656	0,000*
LPvMG	-3,883*	-3,996*	-0,623	-5,318	0,000*
LPvRS	-3,341**	-3,486**	-0,612	-4,492	0,002*
LPvPR	-3,818*	-4,210*	-0,702	-6,968	0,000*
LPvGO	-3,473**	-4,192*	-0,890	-5,971	0,000*
LPvSP	-3,668*	-4,022**	-0,602	-6,048	0,009*

Fonte: O autor, 2019.

Nota: τ_c é a estatística com constante (valores críticos: 10%*** = -2,58, 5%** = -2,88, 1%* = -3,48); τ_{ct} é a estatística com constante e tendência (valores críticos: 10%*** = -3,14, 5%** = -3,44, 1%* = -4,02); τ é a estatística sem constante e tendência (valores críticos: 10%*** = -1,61, 5%** = -1,94, 1%* = -2,58).

No teste KPSS, ao contrário dos testes ADF e PP, a hipótese nula é que a variável é estacionária. Repare que, para as três séries, em primeira diferença, não se rejeita a hipótese nula. Nesse caso, isso significa que as três séries, na especificação com tendência e constante, são estacionárias considerando o valor crítico de 5% de significância estatística. Dessa forma, com base nos três testes e para uniformização dos dados, optou-se pelas séries em primeira diferença e, dessa forma, as variáveis representam retorno dos preços.

Tabela 26 - Teste de raiz unitária de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

Variáveis	Em nível		Em primeira diferença
	τ_c	τ_{ct}	τ_{ct}
LPpMG	0,702	0,054	0,025
LPpRS	0,817	0,055	0,025
LPpPR	0,902	0,030	0,025
LPpGO	0,594	0,053	0,022
LPpSP	0,882	0,046	0,022
LPaMG	0,448	0,052	0,027
LPaRS	0,070	0,072	0,060
LPaPR	0,096	0,054	0,050
LPaGO	0,382	0,069	0,053
LPaSP	0,167	0,030	0,051
LPsMG	0,352	0,057	0,044
LPsRS	0,677	0,054	0,059
LPsPR	0,571	0,080	0,027
LPsGO	0,343	0,048	0,043
LPsSP	0,277	0,054	0,055
LPvMG	0,594	0,053	0,048
LPvRS	0,702	0,054	0,043
LPvPR	0,882	0,046	0,034
LPvGO	1,191	0,061	0,024
LPvSP	0,817	0,055	0,031

Fonte: O autor, 2019.

Nota: τ_c é a estatística com constante (valores críticos: 10% = 0,347, 5% = 0,463, 1% = 0,739); τ_{ct} é a estatística com constante e tendência (valores críticos: 10% = 0,119, 5% = 0,146, 1% = 0,216).

O próximo passo, após obter a ordem de integração das séries, foi determinar o número de defasagens do VAR. Conforme Pfaff (2008 apud FERREIRA, 2018), a determinação da quantidade de defasagens do VAR se faz através de critérios de informação ou pelo erro final de previsão. Os três critérios utilizados foram Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), além do erro final de previsão (FPE). Sendo assim, a defasagem ótima é sempre aquela para qual o critério apresenta o menor valor, conforme Tabela 27, na qual o *(asterisco) indica a defasagem ótima. Para a série de preços pagos ao produtor, preços no atacado e a série de preços no varejo, devemos utilizar duas defasagens indicadas pelo critério de Akaike e FPE. Já para a série de preços no atacado, utilizamos três defasagens indicadas pelos mesmos critérios anteriores.

Tabela 27 - Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as três séries de preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.

Critérios	AIC	HQ	SC	FPE
Lag				
Preços pagos ao produtor				
1	-3.857	-3.831*	-3.792*	1.769
2	-3.877*	-3.829	-3.759	1.44*
3	-3.865	-3.795	-3.693	1.630
Lag				
Atacado				
1	-3.332	-3.306*	-3.268*	3.357
2	-3.340	-3.292	-3.222	3.100
3	-3.355*	-3.285	-3.183	2.679*
Lag				
Varejo				
1	-3.380	-3.354*	-3.315*	2.083
2	-3.396*	-3.348	-3.278	1.770*

Fonte: O autor, 2019.

7.1.2 Análise de Cointegração de Johansen

Para avaliar se as séries de retornos de preços possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, foi realizado o teste de cointegração de Johansen (1988) e, com base nos resultados, procedemos à estimação do modelo vetor de correção de erros (VECM). Segundo Bueno (2011), Johansen propõe um teste para definir o posto da matriz que contém os autovalores e, assim, estimar os vetores de cointegração contidos na matriz que tem r vetores de cointegração. Sua metodologia se mostra interessante porque é empreendida simultaneamente à estimação do modelo de cointegração. Isto é, a metodologia de Johansen permite a estimação do modelo VECM simultaneamente aos vetores de cointegração. No Apêndice A, encontram-se os resultados dos testes traço ($\lambda_{traço}$) e máximo autovalor (λ_{max}), através dos quais podemos perceber a rejeição da hipótese nula do teste; observa-se que há presença de até cinco vetores de cointegração nas séries dos retornos dos preços. Dessa forma, não é possível proceder à estimação do modelo vetor de correção de erros. Na próxima seção, apresentamos os resultados para o índice *Spillover* em cada mercado. O modelo VAR, em cada mercado, é constituído por cinco variáveis endógenas com duas defasagens para os preços pagos ao produtor e preços praticados no varejo, enquanto para os preços praticados no atacado foram utilizadas três defasagens pelos critérios definidos anteriormente.

7.1.3 *Spillovers*

Para obter os efeitos de *spillovers*, utilizando-se a decomposição de Cholesky, calculou-se a decomposição da variância, a qual, segundo Ferreira (2018), permite verificar quais variáveis são realmente importantes quando o objetivo é realizar previsões. Quanto maior for a contribuição percentual de uma variável para a variação total de outra, mais importante ela será para realizar boas previsões, a partir das quais realizamos a decomposição. A ordenação das variáveis para a decomposição de Cholesky no modelo de transmissão de retorno de preços pagos ao produtor foi: PpMG, PpRS, PpPR, PpGO, PpSP, que são respectivamente, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás e São Paulo. Essa ordenação é com base no *ranking*³² dos estados produtores.

No caso dos retornos dos preços do leite UHT no atacado, a ordenação das variáveis foi feita segundo o número de laticínios presentes em cada estado: PaMG, PaSP, PaPR, PaRS e PaGO. Reitera-se que, conjuntamente, esses estados possuem quase 60% dos laticínios presentes no Brasil. Na análise da transmissão de retorno dos preços no varejo, o parâmetro para ordenação dos estados foi feito utilizando o critério de margem relativa total³³. Conforme Carvalhaes et al. (2015), a análise das margens de comercialização pode indicar que determinado agente que comercializa certo produto pode estar exercendo poder de mercado. Dessa forma, temos a seguinte disposição: PvSP, PvGO, PvPR, PvMG e PvRS.

A entrada i -ésima, j -ésima na Tabela 28 é a contribuição estimada para a variação do erro de previsão do estado i vindo dos retornos dos preços pagos ao produtor para o estado j . Portanto, as somas de coluna fora da diagonal (chamadas de Contribuições para Outros) ou somas de linha (chamadas Contribuições de Outros), quando somadas entre estados, fornecem o numerador do Índice *Spillover*. Da mesma forma, as somas de coluna ou somas de linha (incluindo diagonais), quando somadas entre estados, fornecem o denominador do Índice *Spillover*.

³² A partir dos resultados divulgados pela Pesquisa Pecuária Municipal para o ano de 2017, último dado disponível quando se iniciou este estudo.

³³ A margem relativa total é obtida somando-se a margem relativa no varejo (diferença entre o preço no varejo e o preço pago ao produtor dividida pelo preço no varejo) mais a margem relativa no atacado (diferença entre o preço no atacado e o preço pago ao produtor dividido pelo preço no atacado).

Tabela 28 - *Spillover* para os retornos dos preços pagos ao produtor.

	PpMG	PpRS	PpPR	PpGO	PpSP	Contribuições de outros
PpMG	84,00	4,44	3,83	5,04	2,70	16,01
PpRS	58,97	28,46	6,78	4,47	1,43	71,64
PpPR	64,29	10,51	18,12	5,46	1,62	81,88
PpGO	78,64	2,87	2,66	12,90	2,92	87,10
PpSP	69,09	7,59	6,94	6,55	9,83	90,17
Contribuições para outros	270,99	25,41	20,21	21,52	8,67	346,80
Contribuições incluindo o próprio estado	354,99	53,87	38,33	34,42	18,50	Índice <i>Spillover</i> = 69,34%

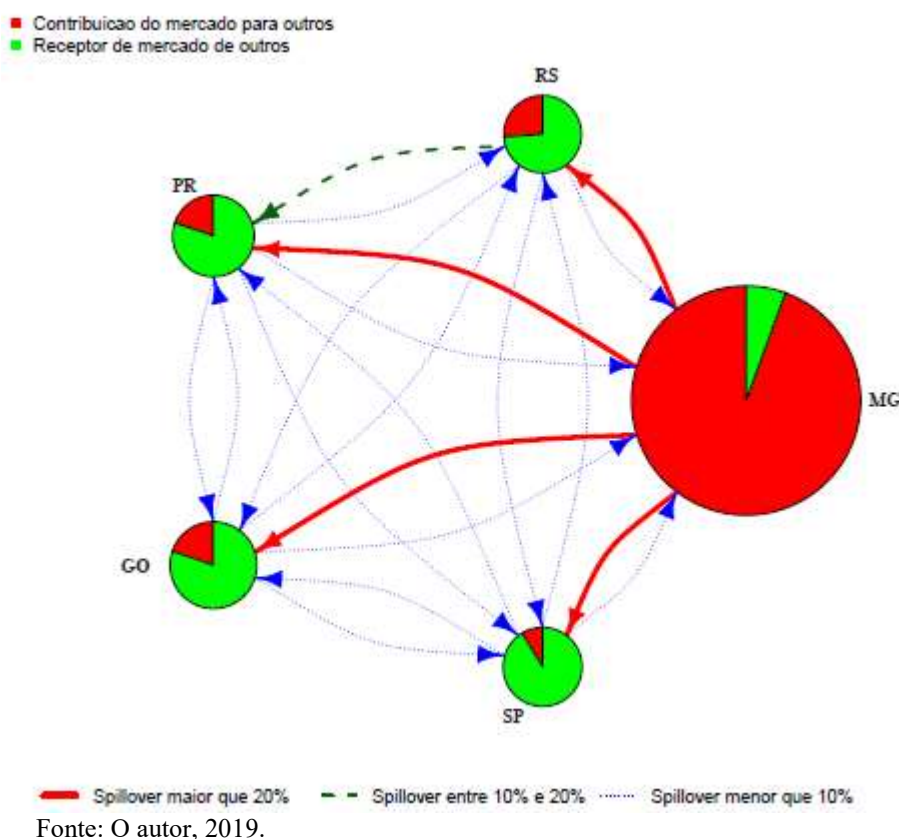
Fonte: O autor, 2019.

A Tabela 28 fornece uma decomposição do índice *spillover* total, que descreve todos os efeitos colaterais entre os estados em único índice, ou seja, 69,34% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, indicando a porcentagem da variância total do erro de previsão que é decorrente da interação, e consequente *spillover* entre os cinco estados. Os 30,66% restantes da variância total do erro de previsão são explicados por fatores internos do estado. Isso sustenta a hipótese de que a integração desempenha um papel importante na transmissão de choques de estado para outro. Outra observação é o papel importante que Minas Gerais tem nas variações nos retornos dos preços pagos sobre os outros estados. Constatou-se que 58,97% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, para os preços pagos ao produtor no Rio Grande do Sul são explicados por choques nos preços pagos ao produtor em Minas Gerais. Já no estado de São Paulo, o percentual atinge 69,09%, enquanto no estado do Paraná esse valor fica em 64,29%. Repare que, no estado de Goiás, esse valor se eleva para 78,64%. Na análise dos dados de *spillover* referentes ao Rio Grande do Sul, ao final de dez meses, a variância do erro de previsão no preço pago ao produtor nesse estado é explicada em 28,46% por si mesma e em 10,51% pelo preço praticado no Paraná. Já no Paraná, 18,12% da variância do erro de previsão no preço paranaense é explicada pelo seu próprio preço e 6,94% pelo preço praticado no estado paulista. Dessa forma, para os dois estados, o maior transmissor de choques nos preços é o estado de Minas Gerais, seguido pelos próprios preços.

No estado de Goiás, apenas 12,90% da variância do erro de previsão nos preços pagos ao produtor goiano são explicados por si mesmos. Embora seja o quarto maior produtor nacional, com 8,93% da produção nacional, assume posição de tomador de preços. Esse fato pode estar ligado à falta de políticas públicas que incentivem a eficiência na produção, além da expansão das lavouras de culturas como a cana de açúcar e soja. Para confirmar os resultados,

foi realizada uma análise de robustez considerando diferentes prazos: 5 meses (Tabela 50), 15 meses (Tabela 51) e 20 meses (Tabela 52). Os valores obtidos encontram-se disponíveis no Apêndice B e validam as conclusões citadas. A Figura 8 mostra um mapa das relações de rede entre os *spillovers* dos preços pagos ao produtor em cada estado, ou seja, a variância do erro de previsão que os estados individualmente transmitem e recebem dos outros quatro estados da rede durante o período selecionado.

Figura 8 - Mapa da rede de *spillover* dos retornos dos preços pagos ao produtor.



Cada uma das setas define o efeito colateral (*spillover*) recebido ou transmitido. A cor representa o tamanho do *spillover* – vermelho para *spillover* maior que 20%, azul para *spillover* menor que 10% e verde para *spillover* entre 10% e 20%. O tamanho da fatia no círculo que representa cada um dos estados ilustra o *spillover* total relativo gerado pelo estado em comparação com os outros estados. Os resultados demonstram o papel influente do estado de Minas Gerais na variância do erro de previsão dos preços ao sistema, tanto recebendo quanto transmitindo. Esse efeito ocorre uma vez que o estado de Minas Gerais é o maior produtor nacional de leite. Perobelli et al. (2018) afirmam que as mudanças tecnológicas elevaram a produtividade nas bacias leiteiras mineiras, gerando, dessa forma, economias de escala e

diferenciação de produtos. No caso dos preços pagos ao produtor de Goiás, esses sofrem com o processo de concorrência e seguem o estado com maior poder explicativo do mercado, Minas Gerais (MELO et al., 2018).

A Tabela 29 apresenta os resultados do *spillover* para os retornos dos preços no atacado. O resultado do índice *spillover* demonstra que 67,02% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, nos cinco estados vem do *spillover*. Assim, os choques nos preços praticados no atacado mineiro e paulista são responsáveis pelas variâncias no erro de previsão, dez meses à frente, dos estados paranense, gaúcho e goiano. No caso de Minas Gerais, estado que possui o maior número de laticínios, os resultados indicam forte integração entre a produção, o processamento e a comercialização.

Tabela 29 - *Spillover* para os retornos dos preços no atacado.

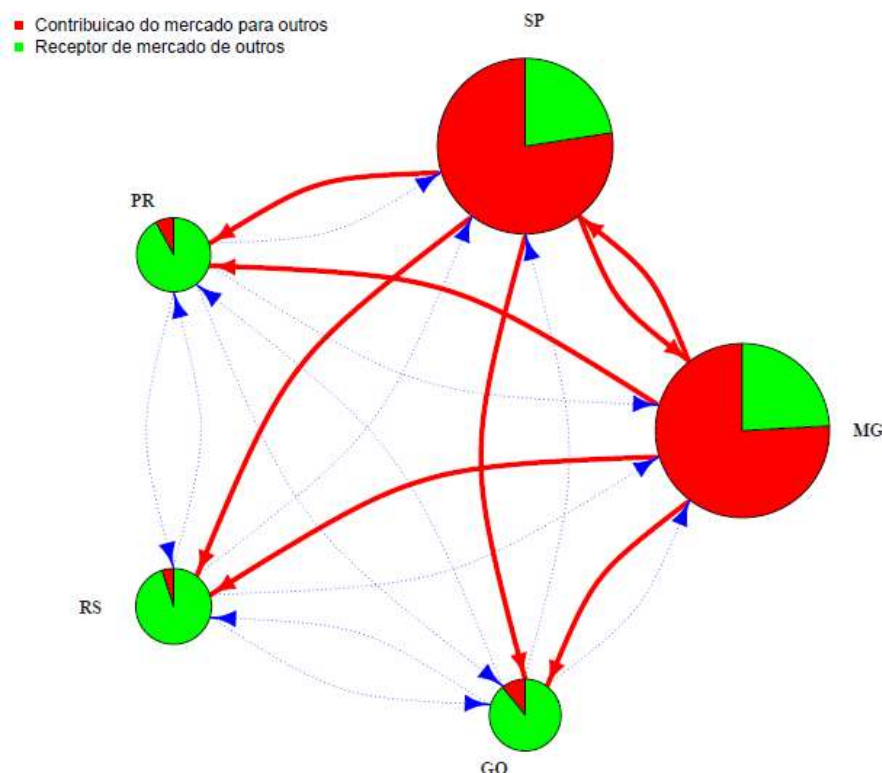
	PaMG	PaSP	PaPR	PaRS	PaGO	Contribuições de outros
PaMG	50,74	42,00	1,90	0,83	4,53	49,26
PaSP	42,23	53,58	1,40	1,09	1,70	46,42
PaPR	37,81	37,96	19,98	1,99	2,25	80,01
PaRS	29,47	51,52	2,70	15,61	0,70	84,39
PaGO	45,46	28,02	0,95	0,57	24,99	75,00
Contribuições para outros	154,97	159,50	6,95	4,48	9,18	335,08
Contribuições incluindo o próprio estado	205,71	213,08	26,93	20,09	34,17	Índice <i>Spillover</i> = 67,02%

Fonte: O autor, 2019.

Para o estado de São Paulo, a explicação decorre dos elevados custos de produção do leite na região. Ghobril et al. (2018) afirmam que a concorrência em relação à produção de outros estados também tem sua parcela nos obstáculos que a produção paulista tem de superar. Os custos de produção desses estados são inferiores aos dos produtores paulistas, tornando o mercado de São Paulo interessante para colocar parte da sua produção a preços mais competitivos. Nesse caso, os preços pagos aos produtores paulistas acabam sendo afetados pela condição de oferta dos outros estados. Assim como fora feito para os retornos dos preços pagos ao produtor, foi realizada uma análise de robustez que consta na Tabela 53 (cinco meses), Tabela 54 (quinze meses) e Tabela 55 (vinte meses)³⁴.

³⁴ Todas essas tabelas estão no Apêndice C e reforçam a integração entre os retornos dos preços atacadistas.

Figura 9 - Mapa da rede de *spillover* dos retornos dos preços no atacado.



Fonte: O autor, 2019.

A Figura 9 mostra a distribuição dos *spillovers* para os retornos dos preços no atacado. Os estados do Paraná, Rio Grande do Sul e Goiás são os estados que mais sofrem influências dos choques vindo dos outros estados. No caso do Paraná e Rio Grande Sul, estes estados ainda sofrem com a importação de lácteos vindo da Argentina e do Uruguai, muitas vezes a preços mais atraentes que os próprios produtos internos. Essas importações impactam negativamente na lucratividade do setor, em face da desregulamentação na oferta interna.

Finalmente, a Tabela 30 evidencia os resultados para os preços praticados no varejo. O índice *spillover* demonstra que 62,05% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, nos cinco estados vem do *spillover*. Outra observação é o papel importante que São Paulo tem nas variâncias do erro de previsão dos preços no varejo sobre os outros estados. O estado de São Paulo apresenta a maior população residente dentre todos os estados brasileiros, fato que provoca uma maior demanda pelo leite UHT, dada a característica inelástica do produto. Além disso, dada a maior renda *per capita* atrelada ao baixo nível de oferta interna, o estado recebe leite fluído vindo dos estados de Minas Gerais e Paraná.

Tabela 30 - *Spillover* para os retornos dos preços no varejo.

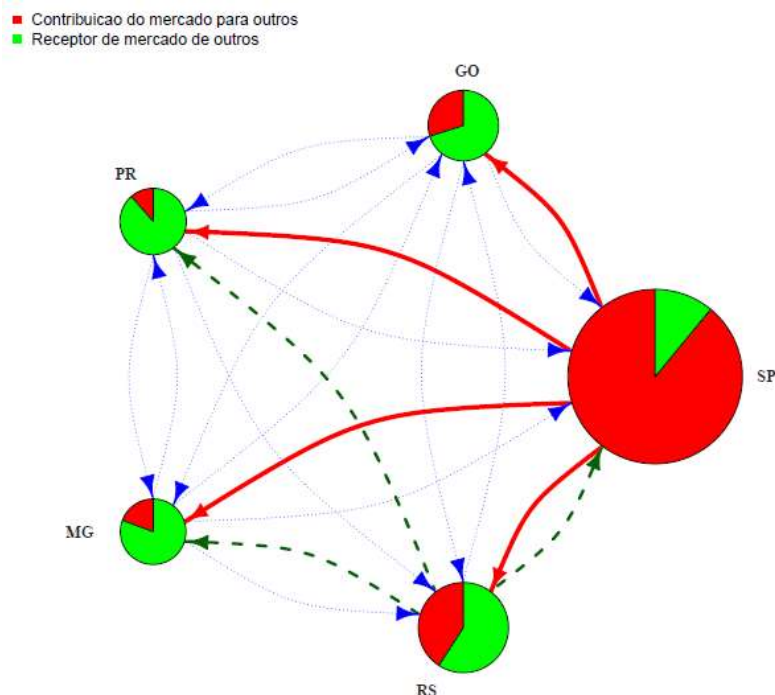
	PvSP	PvGO	PvPR	PvMG	PvRS	Contribuições de outros
PvSP	74,55	6,44	1,79	2,50	14,72	25,45
PvGO	52,14	34,29	1,52	3,74	8,32	65,72
PvPR	53,46	7,59	21,95	4,04	12,95	78,04
PvMG	49,21	5,97	2,02	29,80	13,00	70,20
PvRS	51,49	7,99	4,75	6,60	29,16	70,83
Contribuições para outros	206,30	27,99	10,08	16,88	48,99	310,24
Contribuições incluindo o próprio estado	280,85	62,28	32,03	46,68	78,15	Índice <i>Spillover</i> = 62,05%

Fonte: O autor, 2019.

A Figura 10 ilustra o comportamento dos *spillovers* e sua integração entre os estados selecionados na pesquisa. Os choques nos retornos dos preços no varejo em São Paulo são responsáveis por 52,14% da variância do erro na previsão, dez meses à frente, nos retornos dos preços no varejo em Goiás. Já no estado do Rio Grande do Sul, o percentual fica em 51,49%, enquanto no estado de Minas Gerais esse valor fica em 49,21%. Repare que, no estado do Paraná, esse valor se eleva para 53,46%. Por fim, para avaliar a robustez dos resultados, foram feitas análises considerando difentes períodos: primeiramente, cinco meses (Tabela 56), após quinze meses (Tabela 57) e, ainda, vinte meses (Tabela 58)³⁵.

³⁵ Todas as tabelas encontram-se no Apêndice D.

Figura 10 - Mapa da rede de *spillover* dos retornos dos preços no varejo.



Fonte: O autor, 2019.

Em suma, a análise conjunta dos *spillovers* dos retornos dos preços pagos ao produtor, atacado e varejo nos principais estados indica que Minas Gerais e São Paulo exercem papel relevante na formação de preços nos outros estados. Tais resultados sugerem que as práticas adotadas nesses estados podem ser repassadas para os outros no sentido de melhorar a eficiência e conseqüentemente os preços. Ademais, o Índice *Spillover* de cada mercado apresenta maior valor no retorno do preço pago ao produtor (69,34%), em seguida no retorno do preço no atacado (67,02%) e, finalmente, no retorno do preço no varejo (62,05%). Em relação aos retornos dos preços pagos ao produtor, a explicação decorre da participação percentual de cada estado na produção nacional. Ou seja, mesmo Minas Gerais e Rio Grande Sul sendo os maiores estados produtores, os outros três estados apresentam participações bem significativas em termos percentuais, indicando um alto grau de integração.

7.1.4 Causalidade de Granger

O teste de Causalidade de Granger busca estabelecer as relações de causalidade entre as variáveis, com o objetivo de compreender, se variações nos retornos dos preços de um estado

causam variações percentuais nos retornos dos preços praticados nos outros estados. A Tabela 31 apresenta o resultado para o referido teste. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula de não haver Causalidade de Granger entre o estado de Minas Gerais e os estados do Rio Grande do Sul, Paraná e São Paulo. O mesmo resultado pode ser encontrado entre os estados do Rio Grande de Sul e São Paulo, Paraná, Goiás e São Paulo e também São Paulo e Goiás. Em todas essas situações, há causalidade no sentido de Granger com *feedback*, ou seja, a variação no preço pago ao produtor de um estado causa variação no preço pago do outro estado e vice-versa.

Tabela 31 - Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços pagos ao produtor.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpMG & PpRS	2	MG \Leftrightarrow	RS	6,730	0,001*	4,334	0,014**
PpMG & PpPR	2	MG \Leftrightarrow	PR	5,311	0,005*	10,825	0,000*
PpMG & PpGO	2	MG \leftarrow	GO	2,249	0,107	8,873	0,000*
PpMG & PpSP	2	MG \Leftrightarrow	SP	3,689	0,026**	10,937	0,000*
PpRS & PpPR	2	RS \leftarrow	PR	1,365	0,257	14,132	0,000*
PpRS & PpGO	2	RS \leftarrow	GO	1,085	0,339	6,940	0,001*
PpRS & PpSP	2	RS \Leftrightarrow	SP	2,645	0,008*	2,216	0,026**
PpPR & PpGO	2	PR \Leftrightarrow	GO	4,270	0,014**	7,476	0,000*
PpPR & PpSP	2	PR \Leftrightarrow	SP	6,676	0,001*	3,290	0,038**
PpSP & PpGO	2	SP \Leftrightarrow	GO	6,899	0,001*	8,047	0,000*

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

Já a Tabela 32 apresenta os resultados do teste para os retornos dos preços atacadistas, na qual rejeita-se a hipótese de não haver causalidade, no sentido de Granger, entre Minas Gerais e Goiás, Rio Grande do Sul e Paraná. Em ambas as situações, há causalidade no sentido de Granger com *feedback*. Outro fato relevante é a causalidade unidirecional dos estados de Paraná e Rio Grande do Sul em relação ao estado de Minas Gerais, possivelmente explicado pela concorrência entre os três estados, que são os maiores produtores nacionais da matéria-prima. Por último, destaca-se a causalidade unidirecional, no sentido de Granger, dos preços praticados em São Paulo sobre os preços praticados em Goiás, indicando o maior grau de concentração que o primeiro possui em relação ao segundo.

Tabela 32 - Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados no atacado.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PaMG & PaSP	2	MG ←	RS	2,088	0,125	35,175	0,000*
PaMG & PaPR	1	MG ←	PR	1,718	0,117	2,712	0,014**
PaMG & PaRS	2	MG ←	GO	1,095	0,336	16,204	0,000*
PaMG & PaGO	2	MG ⇔	SP	3,258	0,000*	4,199	0,000*
PaRS & PaPR	2	RS ⇔	PR	3,374	0,003*	3,339	0,000*
PaRS & PaGO	2	RS ←	GO	1,090	0,370	3,789	0,001*
PaRS & PaSP	2	RS ←	SP	1,037	0,408	7,783	0,000*
PaPR & PaGO	2	PR ←	GO	1,182	0,315	2,328	0,032**
PaPR & PaSP	2	PR ←	SP	0,954	0,456	11,227	0,000*
PaSP & PaGO	2	SP →	GO	3,982	0,000*	0,632	0,749

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Considerando nível de 1% de significância. ** Considerando nível de 5% de significância.

A Tabela 33 apresenta o resultado para o referido teste nos retornos dos preços varejistas. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula de não haver Causalidade de Granger entre o estado de Minas Gerais e os estados do Paraná e Goiás. O mesmo resultado pode ser encontrado entre os estados de Rio Grande de Sul, Paraná, Goiás e São Paulo. Mesma evidência entre Paraná, Goiás e São Paulo e também São Paulo e Goiás. Em todas essas situações, há causalidade no sentido de Granger com *feedback*, ou seja, a variação no preço praticado no varejo de um estado causa variação no preço praticado no outro estado e vice-versa. Esses resultados sugerem o alto poder de mercado que o setor varejista possui, assim como sua elevada integração.

Tabela 33 - Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados no varejo.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PvMG & PvSP	2	MG →	SP	4,933	0,000*	2,037	0,051
PvMG & PvPR	2	MG ⇔	PR	2,178	0,007*	2,712	0,014**
PvMG & PvRS	3	MG ←	RS	1,996	0,066	3,579	0,002*
PvMG & PvGO	2	MG ⇔	GO	3,258	0,000*	4,199	0,000*
PvRS & PvPR	2	RS ⇔	PR	3,374	0,003*	3,339	0,000*
PvRS & PvGO	2	RS ⇔	GO	6,170	0,370	5,004	0,001*
PvRS & PvSP	3	RS ⇔	SP	6,803	0,000*	4,480	0,000*
PvPR & PvGO	3	PR ⇔	GO	7,883	0,000*	3,493	0,003*
PvPR & PvSP	2	PR ⇔	SP	7,073	0,000*	2,675	0,011**
PvSP & PvGO	3	SP ⇔	GO	7,976	0,000*	15,205	0,000*

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

7.1.5 Função Impulso-Resposta

A função impulso-resposta evidencia como um choque em qualquer uma das variáveis se filtra através do modelo, afetando todas as demais variáveis endógenas do modelo e, eventualmente, retroage sobre a própria variável. Portanto, as funções impulso-resposta apontam a reação dos preços pagos ao produtor quando há algum choque exógeno nesses mesmos preços, conforme Apêndice E.

As linhas em azul representam os intervalos de confiança com dois desvios padrão, obtidos a partir de uma simulação de Monte Carlo de 1000 repetições e as linhas contínuas representam as funções impulso-resposta. No primeiro gráfico da tabela, vemos o efeito resposta de uma variação unitária do choque exógeno nos preços pagos em Minas Gerais sobre os próprios preços pagos em Minas Gerais quando transmitido através de seus efeitos multiplicadores pelo conjunto do sistema. Ele mostra que os preços pagos em Minas Gerais têm efeitos sobre seus próprios valores futuros até o quarto mês. Os resultados indicam um impacto positivo, porém com queda nos estados analisados a partir de um choque nos preços pagos aos produtores de Minas Gerais. Ao longo dos onze meses, todos os estados voltam à estabilidade. Essa conclusão também foi encontrada por Fernandes, Braga e De Lima (2008), que afirmam que, com o passar dos meses, os preços de Minas Gerais explicam em grande proporção à variabilidade dos preços de leite ao produtor dos estados de São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Goiás, corroborando a importância relativa do estado na formação espacial de preços deste mercado.

Quando analisamos os efeitos de um choque nos preços pagos no Rio Grande Sul, percebemos um efeito positivo nos preços pagos ao produtor mineiro, atingindo seu maior valor nos dois primeiros meses, seguido por uma queda nos meses subsequentes. Loures, Alvim e Lima (2013) identificaram que a influência de Minas Gerais sobre os preços do Rio Grande do Sul não é muito significativa. Esse fato pode ser justificado em função da maior concentração de indústrias transformadoras dessa matéria-prima no estado de Minas Gerais, contribuindo para que as produções sejam feitas local/regionalmente.

Já os efeitos de um choque nos preços pagos no Paraná apresentam resposta positiva nos estados de Minas Gerais e Rio Grande do Sul nos dois primeiros meses e depois queda nos meses seguintes. Quando realizamos um choque nos preços pagos no estado de Goiás, percebemos que o efeito desaparece após cinco meses nos estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná e São Paulo. Por último, um choque no estado de São Paulo afeta negativamente,

após dois meses, os preços nos estados de Minas Gerais, Paraná e Goiás. Já para o estado do Rio Grande do Sul, o impacto é negativo nos cinco primeiros meses, voltando a se estabilizar no sétimo mês.

A análise dos preços praticados no atacado está exposta no Apêndice F. Nessa tabela, a primeira linha apresenta o comportamento das funções de resposta de impulso dos preços paulistas, goianos, paranaenses, gaúchos e mineiros em função dos choques não antecipados nos preços praticados em São Paulo, estes, por sua vez, apresentam uma tendência de queda após o segundo mês, movimento que perdura ao longo dos meses seguintes, se estabilizando após o nono mês. Repare que essa evidência confirma os resultados obtidos pelo teste de Causalidade Granger, ou seja, os preços atacadistas paulistas interferem nos preços atacadistas mineiros, gaúchos, paranaenses e goianos. Já na segunda linha, a partir de choques não antecipados nos preços praticados em Goiás, percebemos um impacto negativo nos preços paulistas, que perduram até o quarto mês, com tendência crescente até o sétimo mês e, por fim, se estabilizando nos últimos meses. Esse comportamento também se repete nos preços paranaenses, goianos e mineiros. A terceira linha evidencia, admitindo choques não antecipados nos preços praticados no Paraná, o impacto negativo nos preços paulistas e goianos e a tendência de queda nos preços gaúchos e mineiros. Esse tipo de comportamento também se repete na quarta linha quando analisamos o comportamento dos preços paulistas e goianos a partir de choques não antecipados nos preços praticados no Rio Grande do Sul. Os preços paranaenses e mineiros apresentaram elevação até o segundo mês, experimentando queda até o terceiro mês e elevação nos meses seguintes.

E, por último, a partir de choques não antecipados nos preços praticados em Minas Gerais, impacto negativo nos preços paulistas, paranaenses e gaúchos, com destaque para os preços goianos, que apresentaram impacto positivo nos primeiros dois meses e queda até o quarto mês, voltando a se estabilizar no décimo mês. Sendo assim, esses resultados confirmam as evidências obtidas pelo teste de causalidade Granger, reafirmando o poder de concentração das indústrias, dado o número destas dentro do estado.

A representação gráfica da função impulso-resposta, para os retornos dos preços no varejo, estão apresentadas no Apêndice G. Na figura, estão as respostas ao impulso nas séries dos retornos dos preços paulistas, goianos, paranaense, gaúchos e mineiros decorrentes de um choque em unidade de desvio padrão nos retornos dos mesmos preços. Observa-se que, pelos resultados apresentados em razão de um choque nos retornos dos preços varejistas paulistas, os retornos nos preços varejistas gaúchos e mineiros reagem positivamente, porém com queda. Já os retornos dos preços varejistas goianos e mineiros reagem negativamente, elevando-se em

seguida. Ao longo do tempo, todos os retornos de preços voltam à estabilidade. Esse resultado pode ser explicado pela concentração de estabelecimentos de comércio varejista de laticínios e frios no estado paulista. No ano de 2018, segundo dados da RAIS (2019), o estado de São Paulo possuía 1.054 estabelecimentos, perfazendo 22,84% do total nacional, enquanto o estado de Goiás possuía 178, Rio Grande do Sul, 118, Paraná, 238, e Minas Gerais, 706. Essa evidência é também corroborada por Cunha e Machado (2003), que afirmam existir poder de mercado, já que, com o aumento da concentração, as grandes empresas supermercadistas puderam praticar preços mais altos. Quando analisamos o impacto nos preços selecionados a partir de choques não antecipados nos preços praticados em Goiás, ocorre queda nos preços paranaenses, mineiros e gaúchos, ao passo em que há elevação para os preços paulistas. Quando tomamos os choques não antecipados nos preços praticados no estado do Paraná, percebemos um impacto positivo nos preços paulistas e goianos nos primeiros dois meses, com rápida estabilização nos meses subsequentes. Esse comportamento também se repete nos preços paulistas, goianos e paranaenses a partir de choques não antecipados nos preços praticados no estado de Minas Gerais. A exceção são os preços gaúchos, que apresentaram tendência de queda nos primeiros quatro meses com estabilização entre o décimo e o décimo primeiro mês. Por fim, dado um choque não antecipado nos preços gaúchos, todos os quatro estados apresentaram comportamento semelhante: elevação nos primeiros meses, seguida de queda e consequente estabilização nos meses finais.

7.2 Comportamento dos retornos dos preços em cada estado

7.2.1 Minas Gerais

Os testes de raiz unitária para os preços pagos ao produtor, *spot*, atacado e varejo foram apresentados na seção anterior. Dessa forma, a Tabela 34 abaixo apresenta os resultados para escolha do número de defasagens do VAR. Assim como feito anteriormente, os três critérios utilizados foram Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), além do erro final de previsão (FPE). Sendo assim, a defasagem ótima é sempre aquela para qual o critério apresenta o menor valor e, portanto, foi utilizado uma defasagem.

Tabela 34 - Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retornos dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.

<i>Lag</i>	Crítérios			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	-26.015	-25.842*	-25.488*	0.000
2	-26.199	-25.801	-25.321	0.000
3	-26.248	-25.749	-25.019	0.000
4	-26.330	-25.688	-24.749	0.000*
5	-26.328	-25.543	-24.396	0.000
6	-26.338*	-25.411	-24.056	0.000

Fonte: O autor, 2019.

Após essa etapa, com a determinação do número de defasagens do modelo VAR, procedeu-se ao teste de cointegração, no sentido de verificar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis selecionadas do modelo. A Tabela 35 abaixo apresenta os resultados dos testes traço ($\lambda_{traço}$) e máximo autovalor (λ_{max}), onde pode se perceber a rejeição da hipótese nula do teste; observa-se que há presença de até quatro vetores de cointegração nas séries de preços praticados em Minas Gerais. Dessa forma, não foi possível proceder à estimação do modelo vetor de correção de erros.

Tabela 35 - Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados em MG.

Número de Vetores de Cointegração	λ_{max}	Valor Crítico (0,05)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (0,05)
Nenhum*	62,415	27,584	176,950	47,856
Ao menos 1*	55,864	21,131	114,535	29,797
Ao menos 2*	42,988	14,264	58,670	15,494
Ao menos 3*	15,681	3,841	15,681	3,841

Fonte: O autor, 2019.

Nota: onde * indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Os valores para os critérios do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retornos dos preços e os resultados do teste de cointegração encontram-se disponíveis no Apêndice D. Para o modelo VAR, foi escolhida uma defasagem. Observa-se, ainda, que há presença de até quatro vetores de cointegração nas séries de preços praticados em Minas Gerais. Dessa forma, não foi possível proceder à estimação do modelo vetor de correção de erros.

Diante desse fato, a ordenação das variáveis para decomposição de Cholesky fora feita utilizando a integração de mercado entre as séries dos preços, ou seja, primeiro os preços pagos ao produtor, seguido pelos preços praticados no mercado *spot*, preços atacadistas e, por último, preços ao consumidor (varejo). A entrada *i*-ésima, *j*-ésima na Tabela 36 é a contribuição

estimada para a variação do erro de previsão do retorno do preço i vindo dos retornos dos preços j . Portanto, as somas de coluna fora da diagonal (chamadas de Contribuições para Outros) ou somas de linha (chamadas Contribuições de Outros), quando somadas entre os preços, fornecem o numerador do Índice *Spillover*. Da mesma forma, as somas de coluna ou somas de linha (incluindo diagonais), quando somadas entre preços, fornecem o denominador do Índice *Spillover*.

Tabela 36 - *Spillover* para os retornos dos preços praticados em MG.

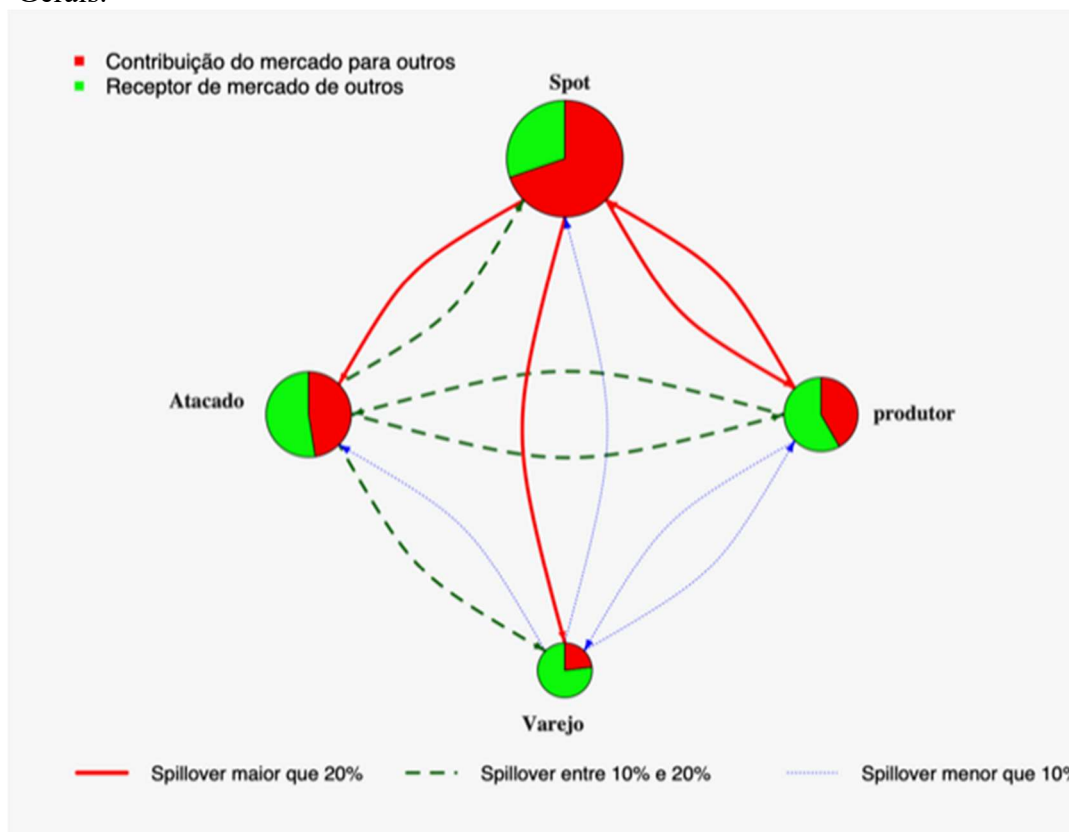
	PpMG	PsMG	PaMG	PvMG	Contribuições de outros
PpMG	43,83	36,87	16,79	2,51	56,17
PsMG	22,44	54,18	16,83	6,56	45,83
PaMG	10,97	39,99	41,65	7,39	58,35
PvMG	6,72	28,83	19,12	45,33	54,67
Contribuições para outros	83,96	159,87	94,39	61,79	215,02
Contribuições incluindo o próprio preço	43,83	36,87	16,79	2,51	Índice <i>Spillover</i> = 53,75%

Fonte: O autor, 2019.

A Tabela 36 fornece uma decomposição do índice *spillover* total que descreve todos os efeitos colaterais entre os preços em único índice, ou seja, 53,75% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, indicando a porcentagem da variância total do erro de previsão, que é decorrente da interação, e consequente *spillover* entre as quatro séries de preços. Os 46,25% restantes da variância total do erro de previsão são explicados por fatores internos do estado. Logo, 36,87% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, para os preços pagos ao produtor são explicados por choques nos preços *spot* em Minas Gerais. Já nos preços praticados por atacadistas, o percentual atinge 39,99%, enquanto nos preços no varejo esse valor fica em 28,83%. Dessa forma, para as quatro séries de preços, o maior transmissor de choques são os preços praticados no mercado *spot*.

A Figura 11 mostra um mapa das relações de rede entre os *spillovers* entre as séries no estado mineiro, ou seja, a variância do erro de previsão que cada série de retorno de preço individualmente transmite e recebe das outras três séries de retornos dos preços do mercado durante o período selecionado.

Figura 11 - Mapa da rede de *spillover* dos retornos dos preços praticados em Minas Gerais.



Fonte: O autor, 2019.

Cada uma das setas define o efeito colateral (*spillover*) recebido ou transmitido. A cor representa o tamanho do *spillover* – vermelho para *spillover* maior que 20%, o azul para *spillover* menor que 10% e verde para *spillover* entre 10% e 20%. O tamanho da fatia no círculo que representa cada um dos preços ilustra o *spillover* total relativo, gerado pela série de retorno do preço em comparação com as outras três séries de retornos dos preços. Os resultados demonstram o papel influente dos retornos dos preços praticados no mercado *spot* na variância do erro de previsão dos retornos dos preços ao sistema, tanto recebendo quanto transmitindo. Esse efeito ocorre porque o estado de Minas Gerais possui o maior número de laticínios e, com maior capacidade de organização, consegue obter preços mais competitivos da matéria-prima. Ou seja, quando ocorre o aumento da produção, os laticínios obtêm maiores volumes de leite *in natura* com preços menores e, dada a tecnologia envolvida no processo de estocagem (técnicas de resfriamento que aumentam a durabilidade e conservação do produto), reduzem a oscilação dos preços caso haja reversão na produção.

Para uma melhor compreensão das relações de causalidade entre os retornos dos preços, com o objetivo de compreender se as variações nos retornos dos preços em um mercado causam, no sentido de Granger, variações percentuais nos retornos dos preços praticados nos outros

mercado, a Tabela 37 apresenta os resultados do teste de Causalidade de Granger. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula de não haver Causalidade de Granger entre os retornos dos preços pagos ao produtor mineiro e os retornos dos preços praticados por atacadistas e varejistas. O mesmo resultado pode ser encontrado entre os retornos dos preços no mercado *spot*, retornos dos preços atacadistas e varejistas. Em todas essas situações, há causalidade no sentido de Granger com *feedback*, ou seja, a variação no retorno do preço no mercado específico causa variação no retorno do preço no outro mercado e vice-versa. Esse comportamento pode estar associado a existência de ciclos irregulares, presença de sazonalidade dos preços e interferência governamental, que acaba refletindo no comportamento de todos os agentes presentes na cadeia, o que, conseqüentemente, gera impacto nos preços (CARVALHAES, 2014).

Tabela 37 - Teste de Causalidade de Granger – Retornos dos preços praticados em MG.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y	Y não causa X		
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpMG & PsMG	2	Pp ← Ps		2,241	0,103	17,272	0,000*
PpMG & PaMG	2	Pp ⇔ Pa		3,129	0,000*	6,718	0,000*
PpMG & PvMG	2	Pp ⇔ Pv		3,168	0,000*	3,747	0,000*
PsMG & PaMG	2	Ps ⇔ Pa		3,407	0,003*	4,755	0,000*
PsMG & PvMG	1	Ps ⇔ Pv		6,127	0,000*	2,255	0,012**
PaMG & PvMG	2	Pa ⇔ Pv		9,377	0,000*	3,507	0,003*

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

Em um mercado eficiente, seria esperada a causalidade bidirecional entre os quatro pares de retornos dos preços. No entanto, detectou-se causalidade unidirecional entre os retornos dos preços pagos ao produtor e retornos dos preços praticados no mercado *spot*. Isso indica que pelo menos um dos elos está com poder de mercado excessivo dentro da cadeia – nesse caso, o mercado *spot*.

O Apêndice H evidencia as funções impulso-resposta para uma alteração de desvio padrão. As linhas em vermelho representam os intervalos de confiança com dois desvios padrão, obtidos a partir de uma simulação de Monte Carlo de 1000 repetições, e as linhas contínuas em azul representam as funções impulso-resposta. No primeiro gráfico da tabela, vemos o efeito resposta de uma variação unitária do choque exógeno nos retornos dos preços pagos ao produtor mineiro em Minas Gerais sobre os próprios retornos dos preços pagos ao produtor quando transmitido através de seus efeitos multiplicadores pelo conjunto do sistema. Ele mostra que os retornos dos preços pagos em Minas Gerais têm efeitos sobre seus próprios valores futuros até o quinto mês. Os resultados indicam também um impacto positivo, porém

com queda, nos retornos dos preços atacadistas e varejistas, a partir de um choque nos retornos dos preços pagos ao produtores de Minas Gerais. Ao longo dos dez meses, todos os retornos dos preços voltaram à estabilidade.

Quando analisamos os efeitos de um choque nos retornos dos preços *spot*, percebemos um efeito positivo nos retornos dos preços pagos ao produtor mineiro atingindo seu maior valor nos dois primeiros meses, seguido por uma queda nos meses subsequentes. Esse comportamento ocorre também para os retornos dos preços atacadistas e varejistas. Já os efeitos de um choque nos retornos dos preços atacadistas apresentam resposta positiva nos retornos dos preços pagos ao produtor e *spot* nos dois primeiros meses e depois queda nos meses seguintes. Quando realizamos um choque nos retornos dos preços varejistas, percebemos que o efeito desaparece após oito meses nos retornos dos preços pagos ao produtor, *spot* e atacado.

Após analisar as funções de impulso-resposta das quatro séries de retornos dos preços, percebe-se que as quatro variáveis tendem a se equilibrar no longo prazo. Outro fato interessante é a relação entre os retornos dos preços varejistas e retornos dos preços *spot*, na qual as variações no primeiro não afetam significativamente o comportamento do segundo indicando a possibilidade de não repassar elevação nos preços ao consumidor final. Assim, podemos concluir que o estado de Minas Gerais apresenta forte integração entre a produção, processamento e comercialização.

6.2.2 Rio Grande do Sul

Os critérios para determinação do número de defasagens no modelo VAR indicaram uma defasagem (Apêndice I). Os resultados dos testes traço ($\lambda_{traço}$) e máximo autovalor (λ_{max}) indicaram a presença de até quatro vetores de cointegração nas séries de retornos dos preços praticados no Rio Grande do Sul, não sendo possível proceder à estimação do VEC. Os valores para ambos os testes encontram-se no Apêndice F. Na Tabela 38, constam os resultados do *spillover* para os retornos dos preços gaúchos. O resultado do índice *spillover* demonstra que 54,08% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, nas quatro séries de retorno dos preços vem do *spillover*. Assim, os choques nos retornos dos preços praticados no atacado gaúcho são responsáveis pelas variâncias no erro de previsão, dez meses à frente, dos retornos dos preços pagos ao produtor, *spot* e varejo.

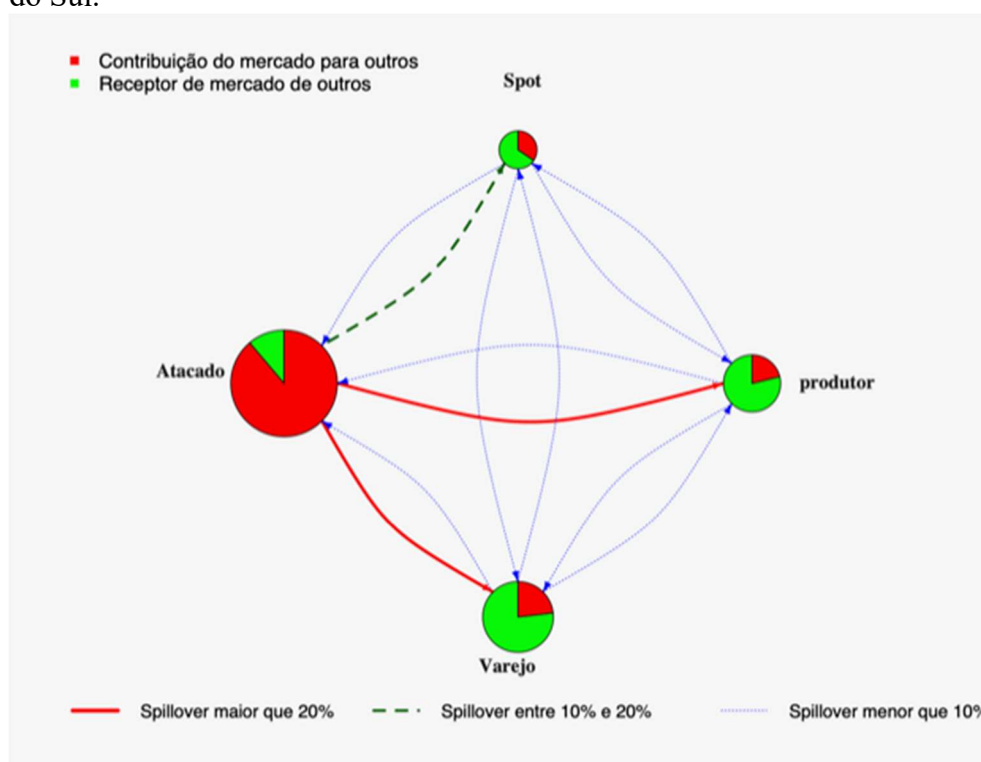
Tabela 38 - *Spillover* para os retornos dos preços praticados no RS.

	PpRS	PsRS	PaRS	PvRS	Contribuições de outros
PpRS	35,86	9,79	47,96	6,39	64,14
PsRS	7,69	64,63	18,19	9,49	35,37
PaRS	5,92	3,62	83,03	7,44	16,98
PvRS	3,61	5,15	68,63	22,6	73,78
Contribuições para outros	17,22	18,56	86,82	23,32	190,27
Contribuições incluindo o próprio preço	53,08	83,19	169,85	45,92	Índice <i>Spillover</i> = 54,08%

Fonte: O autor, 2019.

A Figura 12 mostra a distribuição dos *spillovers* para os retornos dos preços gaúchos. Os retornos dos preços pagos ao produtor, *spot* e varejo são os retornos dos preços que mais sofrem influências dos choques vindo dos outros estados. No caso do Rio Grande do Sul, as indústrias importam leite em pó oriundo do Uruguai e da Argentina, onde os preços são menores. Com isso, os preços pagos aos produtores gaúchos são pressionados para baixo, levando os produtores familiares (de pequeno porte) a migrarem para outras atividades do setor primário.

Figura 12 - Mapa da rede de *spillover* dos retornos dos preços no Rio Grande do Sul.



Fonte: O autor, 2019.

Já a Tabela 39 apresenta os resultados do teste para os retornos dos preços gaúchos nos diferentes segmentos da cadeia produtiva. Um fato relevante é a causalidade unidirecional do retorno dos preços atacadistas e retorno dos preços *spot*, corroborando o resultado encontrado na análise de *spillovers*, exposto anteriormente. Ademais, ocorre causalidade unidirecional do retorno dos preços atacadistas e retorno dos preços varejistas, confirmando a hipótese do retorno dos preços atacadistas serem os maiores transmissores para os outros mercados. Em relação aos outros preços, rejeita-se a hipótese de não causalidade no sentido de Granger, indicando um elevado grau de interação entre os diferentes segmentos da cadeia produtiva do leite no Rio Grande do Sul.

Tabela 39 - Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados no RS.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpRS & PsRS	2	Pp \Leftrightarrow	Ps	4,585	0,001*	4,199	0,002*
PpRS & PaRS	3	Pp \Leftrightarrow	Pa	4,802	0,001*	10,951	0,000*
PpRS & PvRS	2	Pp \Leftrightarrow	Pv	2,606	0,013**	12,249	0,000*
PsRS & PaRS	2	Ps \leftarrow	Pa	0,624	0,536	27,078	0,000*
PsRS & PvRS	2	Ps \Leftrightarrow	Pv	2,831	0,025**	15,404	0,000*
PaRS & PvRS	2	Pa \rightarrow	Pv	6,282	0,000*	1,114	0,354

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

A primeira linha apresenta o comportamento das funções de resposta de impulso dos retornos dos preços *spot*, atacadistas e varejistas em função dos choques não antecipados nos retornos dos preços pagos ao produtor gaúcho; esses, por sua vez, apresentam uma tendência de alta até o terceiro mês, se estabilizando após o nono mês (Apêndice J). Repare que essa evidência confirma os resultados obtidos pelo teste de Causalidade Granger, ou seja, os retornos dos preços pagos ao produtor interferem nos retornos dos preços *spot*, atacadistas e varejistas gaúchos. Já na segunda linha, a partir de choques não antecipados nos retornos dos preços *spot*, percebemos um impacto negativo nos retornos dos preços atacadistas e varejistas que perduram até o quarto mês e terceiro mês, consecutivamente, se estabilizando nos meses subsequentes. A terceira linha evidencia, admitindo choques não antecipados nos retornos dos preços atacadistas, o impacto negativo nos retornos dos preços pagos ao produtor e *spot* e a tendência de alta no retorno dos preços varejistas. Reitera-se que aumentos nos custos na indústria tendem a ser repassados para o consumidor final de forma defasada. E, por último, a partir de choques não antecipados no retorno dos preços praticados no varejo, observa-se um impacto negativo no retorno dos preços pagos ao produtor e *spot*, com destaque para o retorno dos preços

atacadistas, que apresentaram impacto positivo nos primeiros dois meses e queda até o quarto mês, voltando a se estabilizar no oitavo mês.

7.2.3 Paraná

Foi constada rejeição da hipótese nula do Teste de Cointegração de Johansen, não sendo possível proceder à estimação do modelo VEC³⁶. Dessa forma na Tabela 40 constam os resultados do *spillover* para os retornos dos preços paranaenses considerando uma defasagem para o modelo VAR (Apêndice L). O resultado do índice *spillover* demonstra que 48,68% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, nas quatro séries de retornos dos preços vem do *spillover*. Assim, os choques nos retornos dos preços praticados no atacado paranaense são responsáveis pelas variâncias no erro de previsão, dez meses à frente, dos retornos dos preços pagos ao produtor, *spot* e varejo.

Tabela 40 - *Spillover* para os retornos dos preços praticados no PR.

	PpPR	PsPR	PaPR	PvPR	Contribuições de outros
PpPR	38,58	14,27	37,93	9,21	61,41
PsPR	15,32	64,28	10,10	10,30	35,72
PaPR	11,67	12,38	64,89	11,05	35,10
PvPR	11,09	8,12	43,26	37,52	62,47
Contribuições para outros	38,08	34,77	91,29	30,56	194,70
Contribuições incluindo o próprio preço	76,66	99,05	156,18	68,08	Índice <i>Spillover</i> = 48,68%

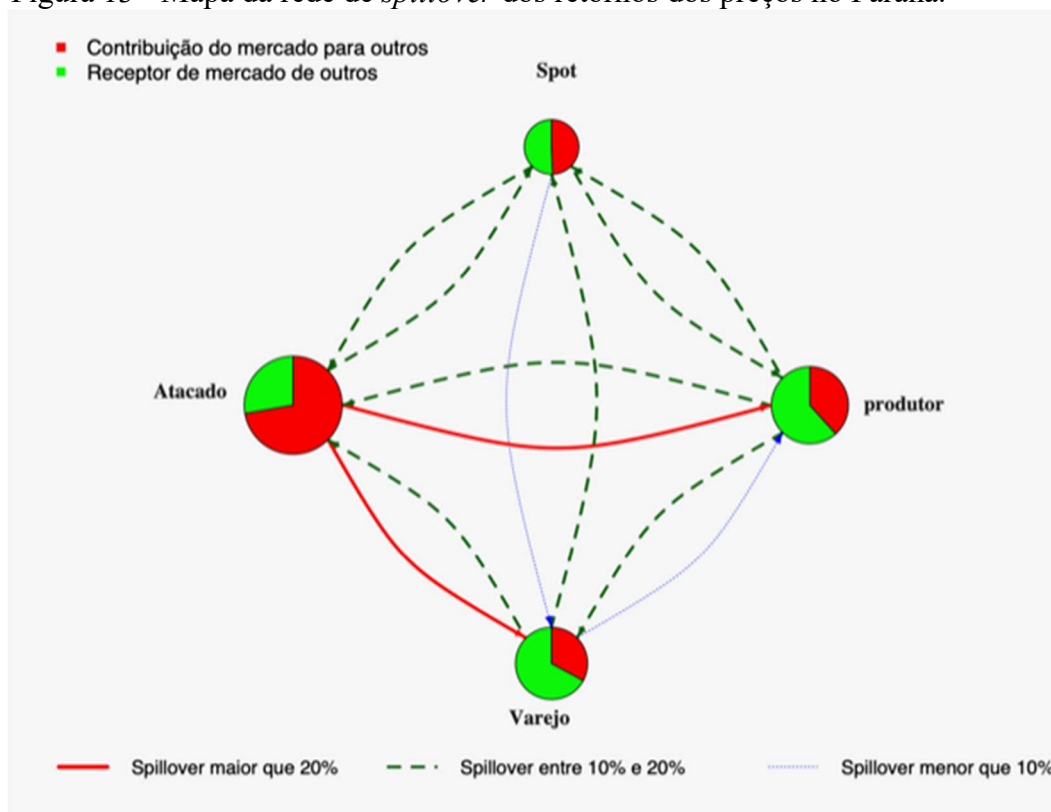
Fonte: O autor, 2019.

A Figura 13 abaixo mostra a distribuição dos *spillovers* para os retornos dos preços paranaenses. Os retornos dos preços pagos ao produtor, *spot* e varejo são os retornos dos preços que mais sofrem influências dos choques vindo dos retornos dos preços praticados no atacado. No caso do Paraná, assim como no Rio Grande do Sul, ocorre competição com o leite importado do Uruguai e da Argentina. De fato, o leite em pó proveniente da Nova Zelândia é reidratado no Uruguai para acessar o mercado brasileiro. Dessa forma, é possível que os laticínios formem

³⁶ Os resultados encontram-se disponíveis no Apêndice G.

estoques, pressionando os preços para baixo, mesmo quando ocorre a redução da produção estadual.

Figura 13 - Mapa da rede de *spillover* dos retornos dos preços no Paraná.



Fonte: O autor, 2019.

Já a Tabela 41 apresenta os resultados do teste para os retornos dos preços paranaenses nos diferentes segmentos da cadeia produtiva. Um fato relevante é a causalidade unidirecional do retorno dos preços *spot* e retorno dos preços varejistas, corroborando o resultado encontrado na análise de *spillovers*, exposta anteriormente. Em relação aos outros retornos dos preços, rejeita-se a hipótese de não causalidade no sentido de Granger, indicando um elevado grau de interação entre os diferentes segmentos da cadeia produtiva do leite no Paraná.

Tabela 41 - Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados no Paraná.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpPR & PsPR	2	Pp \Leftrightarrow	Ps	2,957	0,003*	4,057	0,000*
PpPR & PaPR	3	Pp \Leftrightarrow	Pa	3,601	0,001*	14,665	0,000*
PpPR & PvPR	2	Pp \Leftrightarrow	Pv	3,238	0,012**	21,784	0,000*
PsPR & PaPR	2	Ps \Leftrightarrow	Pa	3,694	0,001*	2,614	0,007*
PsPR & PvPR	2	Ps \leftarrow	Pv	1,340	0,239	3,749	0,001*
PaPR & PvPR	2	Pa \Leftrightarrow	Pv	8,319	0,000*	3,709	0,001*

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

Os gráficos das funções impulso-resposta estão na ilustração do Apêndice M, na qual a primeira linha apresenta o comportamento das funções de resposta de impulso dos retornos dos preços *spot*, atacadistas e varejistas em função dos choques não antecipados nos retornos dos preços pagos ao produtor paranaense; esses, por sua vez, apresentam uma tendência de alta entre o segundo e o terceiro mês, se estabilizando após o nono mês. Repare que essa evidência confirma os resultados obtidos pelo teste de Causalidade Granger, ou seja, os retornos dos preços pagos ao produtor interferem nos preços *spot*, atacadistas e varejistas paranaenses.

Conforme Lana et al. (2019), a produção de leite no Paraná pode ser caracterizada pelo desempenho da boa gestão, desde a administração dos recursos da propriedade até a organização do setor como um todo. Portanto, os produtores mantêm praticamente constante a oferta do produto durante todo o ano. Destaca-se ainda a presença de cooperativas que oferecem assistência técnica especializada, acesso a diversos programas como, por exemplo, melhoramento genético de rebanhos, treinamentos diversos, financiamentos facilitados para aquisição de tecnologias e até planos de saúde familiares.

Já na segunda linha do Apêndice M, a partir de choques não antecipados nos retornos dos preços *spot*, percebemos um impacto positivo nos retornos dos preços atacadistas e varejistas, que perduram até o segundo e terceiro mês, consecutivamente, se estabilizando nos meses subsequentes. A terceira linha evidencia, admitindo choques não antecipados nos retornos dos preços atacadistas, o impacto negativo no retorno dos preços pagos ao produtor e *spot* e a tendência de alta no retorno dos preços varejistas. Esse comportamento também foi visto no retorno dos preços praticados no Rio Grande Sul, indicando que as cadeias produtivas de leite nos dois estados possuem aspectos comportamentais em termos de preços bem semelhantes.

A partir de choques não antecipados no retorno dos preços praticados no varejo, nota-se impacto negativo no retorno dos preços pagos ao produtor e *spot*, com destaque para o retorno dos preços atacadistas, que apresentaram impacto positivo nos primeiros dois meses e queda até o quarto mês, voltando a se estabilizar no oitavo mês.

7.2.4 Goiás

O resultado do índice *spillover* demonstra que 54,97% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, nas quatro séries de retorno dos preços vem do *spillover*, conforme Tabela 42. Assim, os choques nos retornos dos preços praticados no mercado *spot* goiano são responsáveis pelas variâncias no erro de previsão, dez meses à frente, dos retornos dos preços pagos ao produtor, atacado e varejo. Esse resultado também foi obtido para o estado de Minas Gerais, indicando comportamento semelhante dos preços nos dois estados. Reitera-se que foi utilizada uma defasagem no modelo VAR, conforme critérios apresentados no Apêndice N, onde também consta o resultado do teste de cointegração com a rejeição da hipótese nula.

Tabela 42 - *Spillover* dos retornos dos preços praticados em Goiás.

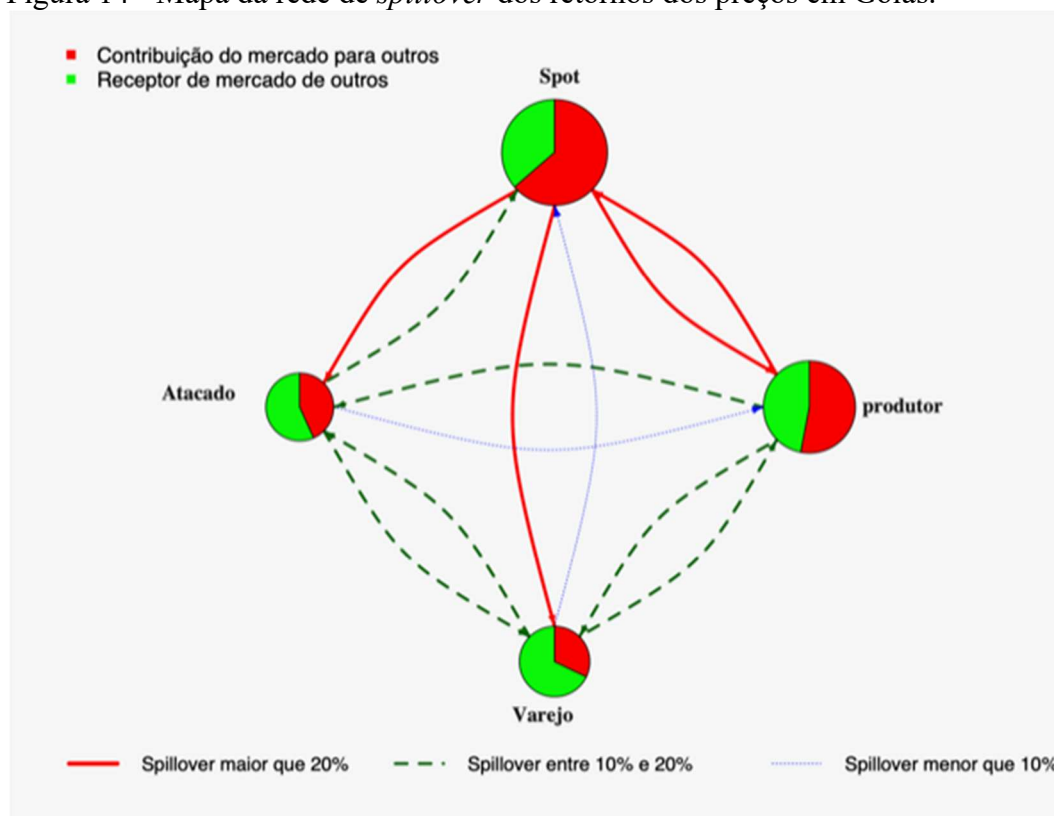
	PpGO	PsGO	PaGO	PvGO	Contribuições de outros
PpGO	43,43	36,55	9,89	10,13	56,57
PsGO	31,52	49,74	10,43	8,3	50,25
PaGO	15,61	23,62	49,63	11,14	50,34
PvGO	16,7	27,85	18,01	37,44	62,56
Contribuições para outros	63,83	88,02	38,33	29,57	219,72
Contribuições incluindo o próprio preço	107,26	137,76	87,69	67,01	Índice <i>Spillover</i> = 54,97%

Fonte: O autor, 2019.

A Figura 14 abaixo mostra a distribuição dos *spillovers* para os retornos dos preços goianos. Os retornos dos preços pagos ao produtor, atacado e varejo são os retornos dos preços que mais sofrem influências dos choques vindos dos retornos dos preços praticados no mercado *spot*. Na tentativa de minimizar a distorção causada, principalmente, aos preços pagos ao produtor, foi lançada no dia 20 de dezembro de 2019 pela Secretaria de Estado da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (SEAPA), Instituto Mauro Borges (IMB), Federação da Agricultura

e Pecuária (FAEG) e Sindicato das Indústrias de Laticínios do Estado (SINDILEITE) o Índice de Preços de Derivados Lácteos. Esse indicador possibilitará que o produtor de leite saiba com antecedência quanto receberá pelo produto, configurando um indicador de comportamento dos preços ao mercado.

Figura 14 - Mapa da rede de *spillover* dos retornos dos preços em Goiás.



Fonte: O autor, 2019.

Já a Tabela 43 apresenta os resultados do teste para os retornos dos preços goianos nos diferentes elos da cadeia produtiva. Um fato relevante é a causalidade unidirecional dos retornos dos preços *spot* e retornos dos preços pagos ao produtor, corroborando o resultado encontrado na análise de *spillovers*, exposta anteriormente. Carvalhaes (2014) encontrou causalidade bidirecional entre os preços pagos ao produtor e preços no atacado, assim como nos preços pagos ao produtor e preços no varejo; há causalidade entre esses mesmos preços. Outro fato coincidente foi a relação de causalidade com *feedback* entre os preços atacadistas e os preços varejistas. Esse comportamento pode ser reflexo da estratégia de produção do leite em Goiás, que está voltada para o fornecimento a outros centros consumidores (como, por exemplo, São Paulo), tendo em vista que o mercado interno do estado consome apenas 20% da safra local, de aproximadamente 2,7 bilhões de litros anuais. Segundo Neto (2019), a produção de leite *per*

capita é alta (mais de 500 litros/ano), o que leva o mercado estadual a consumir menos de um quarto da sua produção, exportando para outros estados e países.

Tabela 43: Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados em GO.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese N	
		X	Y	X não causa Y	Y não causa X	F-test	P-Valor
PpGO & PsGO	2	Pp ←	Ps	1,838	0,105	39,905	0,00
PpGO & PaGO	2	Pp ⇔	Pa	3,274	0,000*	5,526	0,00
PpGO & PvGO	2	Pp ⇔	Pv	5,287	0,000*	22,913	0,00
PsGO & PaGO	2	Ps ⇔	Pa	7,428	0,000*	4,666	0,00
PsGO & PvGO	2	Ps ⇔	Pv	10,594	0,000*	7,000	0,00
PaGO & PvGO	3	Pa ⇔	Pv	22,665	0,000*	5,820	0,00

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

A representação das funções impulso-resposta está disponível no Apêndice O. A primeira linha apresenta o comportamento das funções de resposta de impulso do retorno dos preços *spot*, atacadistas e varejistas em função dos choques não antecipados no retorno dos preços pagos ao produtor goiano; esses, por sua vez, apresentam uma tendência de alta entre o segundo e terceiro mês, se estabilizando após o nono mês. Carvalhaes (2014), analisando o comportamento do preço no atacado em função de choques nos preços do produtor, verificou que os preços se mantêm em ritmo de crescimento até o terceiro mês. Após esse período, os preços começam a sofrer sucessivas quedas até se recuperar no quinto mês e só se estabilizam do décimo mês em diante. Ainda na análise feita pela autora, a partir do impulso resposta dos preços no varejo em relação aos choques não antecipados nos preços ao produtor, os preços no varejo responderam com fortes reações às mudanças nos preços pagos ao produtor, ou seja, há convergência dos resultados encontrados pela autora e os expostos no Apêndice O.

Já na segunda linha, a partir de choques não antecipados no retorno dos preços *spot*, percebemos um impacto positivo nos retornos dos preços atacadistas, que perduram até o terceiro mês, se estabilizando nos meses subsequentes. Fato que chama a atenção é o forte impacto negativo nos retornos dos preços varejistas indicando uma retração da demanda no último elo da cadeia. A terceira linha evidencia, admitindo choques não antecipados nos retornos dos preços atacadistas, o impacto negativo nos retornos dos preços pagos ao produtor, resultado semelhante encontrado por Carvalhaes (2014), cuja pesquisa verificou que, no primeiro mês, a função de resposta de impulso inicia-se elevada e permanece constante do segundo ao terceiro mês. Após esse período, ocorrem sucessivas quedas até se normalizar novamente do nono mês em diante. Repare que o mesmo comportamento se verifica entre os

retornos dos preços atacadistas e varejistas em que ocorre um impacto negativo persistente até o quinto mês, elevando-se em seguida e se estabilizando após o décimo mês.

A partir de choques não antecipados nos retornos dos preços praticados no varejo, ocorre aumento dos retornos dos preços pagos ao produtor até o segundo mês após a incidência do choque inicial. Após o segundo mês, observa-se uma tendência de queda com forte impacto negativo e os preços voltam a se estabilizar após o décimo mês. Reitera-se que, assim como ocorreu com os outros, esse resultado também se assemelha ao encontrado por Carvalhaes (2014). Novamente, um fato que chama a atenção é o forte impacto negativo nos retornos dos preços atacadistas até o terceiro mês, voltando a crescer no mês subsequente e se estabilizando após o décimo mês. Novamente, os resultados descritos apontam semelhança com as conclusões obtidas por Carvalhaes (2014), sendo que o comportamento da função de impulso-resposta dos preços atacadistas em relação a choques não antecipados nos preços varejistas se mostraram crescentes após a incidência de um choque inicial. Entretanto, esse movimento de crescimento durou um mês a menos para os preços no atacado, e a estabilização só se iniciou do décimo primeiro mês em diante.

7.2.5 São Paulo

O índice *spillover*³⁷ demonstra, conforme exposto pela Tabela 44, que 54,97% da variância do erro de previsão, dez meses à frente, nas quatro séries de retorno dos preços vem do *spillover*. Os choques nos retornos dos preços praticados no mercado *spot* paulista são responsáveis pelas variâncias no erro de previsão, dez meses à frente, dos retornos dos preços pagos ao produtor, atacado e varejo. Os resultados foram obtidos para o estado de Minas Gerais e Goiás, ou seja, nos três estados superacitados os retornos dos preços no mercado *spot* causaram maior volatilidade nos retornos dos preços nos outros segmentos da cadeia. Destarte, constatou-se a impossibilidade da estimação do modelo VEC, conforme resultado do teste de cointegração de Johansen, presente no Apêndice P.

³⁷ Foram utilizadas duas defasagens no modelo VAR, conforme Apêndice J.

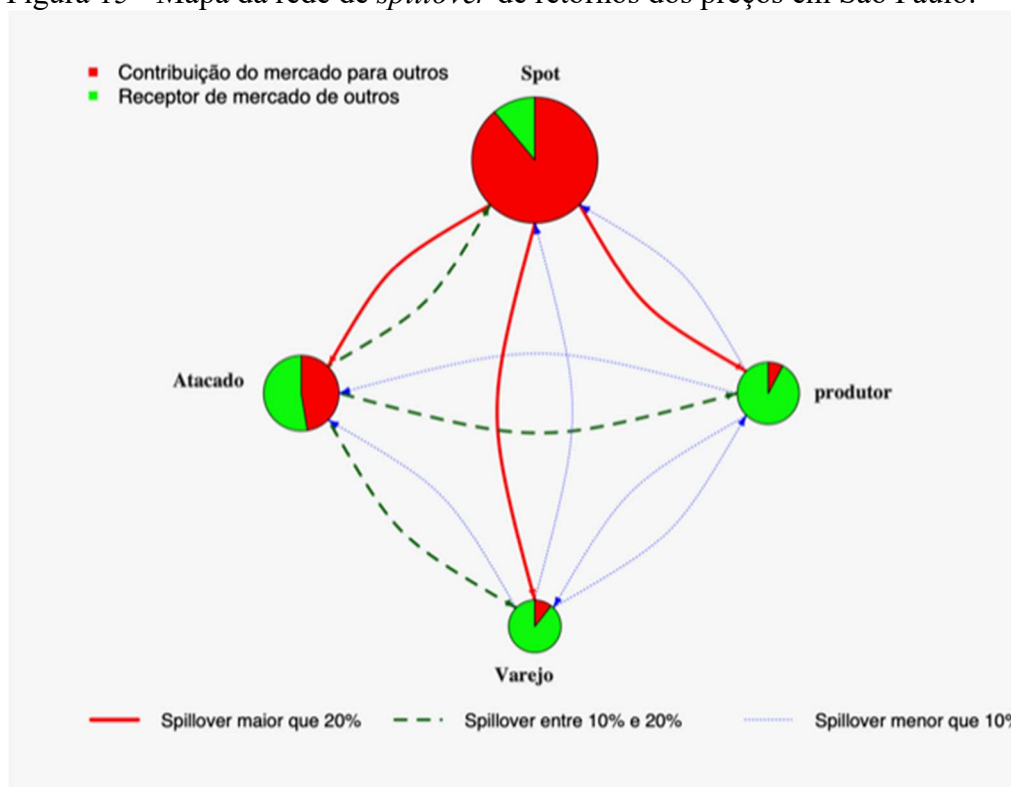
Tabela 44 - *Spillover* de Retorno para os preços praticados em São Paulo.

	PpSP	PsSP	PaSP	PvSP	Contribuições de outros
PpSP	18,07	64,71	14,9	2,32	81,93
PsSP	1,78	80,01	16,37	1,84	20,00
PaSP	1,88	51,07	43,23	3,81	56,76
PvSP	3,18	44,07	19,79	32,96	67,04
Contribuições para outros	6,84	159,85	51,06	5,65	225,73
Contribuições incluindo o próprio preço	24,91	239,86	94,29	38,61	Índice <i>Spillover</i> = 56,76%

Fonte: O autor, 2019.

A Figura 15 abaixo mostra que os retornos dos preços pagos ao produtor, atacado e varejo são os que mais sofrem influências dos choques vindo dos retornos dos preços praticados no mercado *spot*, conforme apontado anteriormente. São Paulo possui a segunda maior quantidade de laticínios e é o sexto produtor nacional, logo sua demanda necessita ser suprida via importação, seja de outros estados e/ou internacionalmente. Ghobril (2018) mostra que além do leite importado, há também o leite produzido em outros estados, que complementa a produção de São Paulo. Em 2017, passaram pelos laticínios paulistas inspecionados pelo SIF 2,9 bilhões de litros de leite fluido, conforme os indicadores do IBGE de março de 2018, e deste total, 1,2 bilhão de litros são oriundos de outros estados.

Figura 15 - Mapa da rede de *spillover* de retornos dos preços em São Paulo.



Fonte: O autor, 2019.

A causalidade unidirecional dos retornos dos preços *spot* e preços pagos ao produtor corrobora o resultado encontrado na análise de *spillovers*, conforme Tabela 45. Esse comportamento também foi verificado no estado de Minas Gerais e Goiás, ou seja, onde os retornos dos preços praticados no mercado *spot* transmitem maior volatilidade há causalidade unidirecional entre os preços *spot* e os preços pagos ao produtor, indicando a predominância do primeiro sobre o segundo. De fato, os produtores acabam sendo prejudicados dado o poder de barganha que a indústria possui nesses mercados. Outra constatação é a rejeição da hipótese nula de não haver Causalidade de Granger entre os retornos dos preços pagos ao produtor paulista e os retornos dos preços praticados por atacadistas. Observa-se ainda a causalidade unidirecional do retorno dos preços pagos ao produtor e do retorno dos preços varejistas, sinalizando uma congruência com o resultado encontrado na análise de *spillovers*.

Tabela 45 - Teste de Causalidade de Granger – Retorno dos preços praticados em SP.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpSP & PsSP	1	Pp ←	Ps	2,685	0,105	53,332	0,000*
PpSP & PaSP	2	Pp ⇔	Pa	3,770	0,000*	11,989	0,000*
PpSP & PvSP	2	Pp ←	Pv	1,736	0,061	7,036	0,000*
PsSP & PaSP	3	Ps ⇔	Pa	12,786	0,000*	4,945	0,000*
PsSP & PvSP	2	Ps ⇔	Pv	20,459	0,000*	4,440	0,000*
PaSP & PvSP	2	Pa ⇔	Pv	10,697	0,000*	3,112	0,003*

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

Os gráficos das funções resposta ao impulso estão ordenados no Apêndice Q. No primeiro gráfico da figura, verifica-se o efeito resposta de uma variação unitária do choque exógeno nos retornos dos preços pagos ao produtor paulista sobre os próprios retornos dos preços pagos ao produtor quando transmitido através de seus efeitos multiplicadores pelo conjunto do sistema. O gráfico mostra que os retornos dos preços pagos ao produtor em São Paulo têm efeitos sobre seus próprios valores futuros até o quarto mês. Os resultados também indicam um impacto positivo, porém com queda nos retornos dos preços *spot* e atacadistas, a partir de um choque nos retornos dos preços pagos ao produtores de Minas Gerais. Um fato interessante é o impacto negativo nos retornos dos preços varejistas perdurando até o oitavo mês. Ao longo dos dez meses, todos os retornos dos preços voltam à estabilidade.

Quando analisamos os efeitos de um choque nos retornos dos preços *spot*, percebemos um baixo efeito positivo nos retornos dos preços pagos ao produtor paulista, atingindo seu maior valor nos dois primeiros meses, seguido por uma estabilidade nos meses subsequentes. Em relação ao comportamento dos retornos dos preços atacadistas e varejistas, o movimento dos choques é oposto. Nos preços atacadistas, o impacto é positivo, atingindo seu maior valor nos dois meses subsequentes, enquanto, nos preços varejistas, o impacto é negativo, atingindo seu menor valor nos três meses subsequentes. Já os efeitos do choque nos retornos dos preços atacadistas apresentam resposta positiva nos retornos dos preços *spot* nos dois primeiros meses e depois queda nos meses seguintes. Quando realizamos um choque nos retornos dos preços varejistas, percebemos que o efeito negativo desaparece após oito meses nos retornos dos preços no mercado *spot* e atacado. Um fato relevante é a relação entre os retornos dos preços varejistas e retornos dos preços pagos ao produtor: o impacto é negativo atingindo seu menor valor no segundo mês e o máximo no terceiro mês, estabilizando na sequência.

7.3 Transmissão Assimétrica da Volatilidade dos retornos dos preços dos principais estados produtores

Para avaliar a transmissão da volatilidade dos retornos dos principais estados produtores, foi modelada uma série de modelos de persistência e assimetria de modo a extrair a média condicional e a variância condicional. Dessa forma, foram calibrados oito modelos, utilizando dois tipos de distribuições para os resíduos: normal (gaussiana) e *t* de *student*. A ordem dos modelos ARCH a serem ajustados para cada variável baseou-se no correlograma, e posteriormente a seleção foi feita através do critério de informação AIC (*Akaike information criterion*). A Tabela 46 apresenta os resultados encontrados nos ajustes dos melhores modelos para realizar previsões.

Tabela 46 - Modelos de volatilidade assimétrica ajustados.

		Média Condicional	Variância Condicional	Distribuição	AIC
MG	PpMG	ARIMA (1, 1, 0)	TARCH (1, 1)	Normal	-3,8726
	PsMG	ARIMA (1, 1, 0)	TARCH (1, 1)	Normal	-2,5218
	PaMG	ARIMA (1, 1,1)	EGARCH (1, 1)	Normal	-3,0239
	PvMG	ARIMA (1, 1, 0)	TARCH (1, 1)	Normal	-2,9599
RS	PpRS	ARIMA (1, 1, 0)	EGARCH (1, 1)	t Student	-3,6479
	PsRS	ARIMA (1, 1, 0)	EGARCH (1, 1)	Normal	-1,9015
	PaRS	ARIMA (1, 1,1)	EGARCH (1, 1)	t Student	-2,7763
	PvRS	ARIMA (1, 1, 0)	EGARCH (1, 1)	t Student	-3,3009
PR	PpRS	ARIMA (2, 1, 0)	EGARCH (1, 1)	t Student	-2,7462
	PsRS	ARIMA (1, 1, 0)	APARCH (1, 1)	t Student	-2,5239
	PaRS	ARIMA (1, 1,1)	EGARCH (1, 1)	Normal	-2,7709
	PvRS	ARIMA (1, 1, 0)	APARCH (1, 1)	t Student	-3,8351
GO	PpGO	ARIMA (1, 1, 0)	EGARCH (1, 1)	Normal	-2,9197
	PsGO	ARIMA (1, 1, 1)	APARCH (1, 1)	Normal	-2,5481
	PaGO	ARIMA (1, 1,1)	TARCH (1, 1)	Normal	-3,7448
	PvGO	ARIMA (1, 1, 0)	EGARCH (1, 1)	Normal	-3,5511
SP	PpSP	ARIMA (1, 1, 0)	EGARCH (1, 1)	Normal	-3,0572
	PsSP	ARIMA (1, 1, 1)	APARCH (1, 1)	t Student	-2,2824
	PaSP	ARIMA (1, 1,1)	TARCH (1, 1)	t Student	-3,4947
	PvSP	ARIMA (1, 1, 0)	EGARCH (1, 1)	t Student	-4,3268

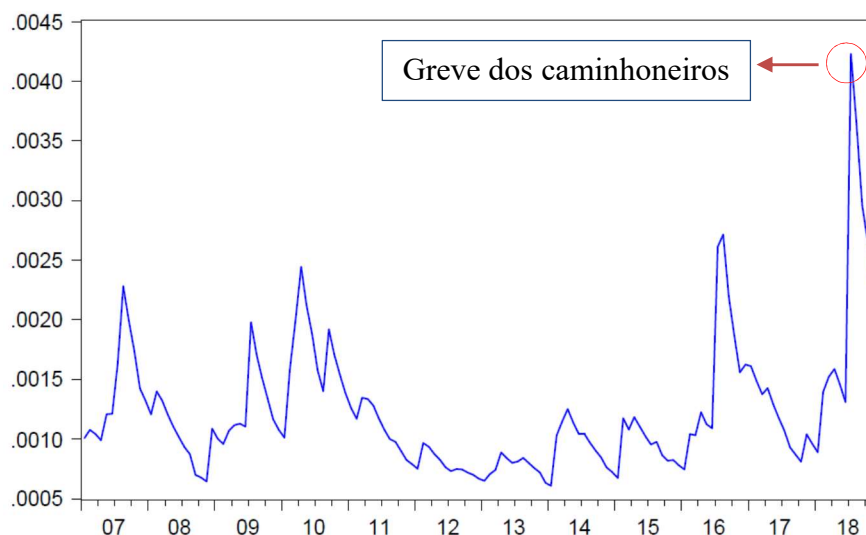
Fonte: O autor, 2019.

As estimativas apontaram que, para todas as variáveis, a alavancagem não foi confirmada. As próximas subseções apresentam a análise da volatilidade dos retornos dos preços para cada estado.

7.3.1 Estado de Minas Gerais

As informações apresentadas na Tabela 68 (Apêndice R) ratificam os resultados obtidos na análise de causalidade baseada no VAR, mostrando que há relação causal, no sentido de Granger, das volatilidades dos retornos dos preços *spot*, atacado e varejo em direção à volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor mineiro. No estado de Minas Gerais, os segmentos a jusante da produção apresentam poder de mercado, revelando a dificuldade do produtor em obter melhores margens. Esse resultado está alinhado com o trabalho de Fernandes, Braga e Lima (2010), que concluíram que os *markups* da indústria e do varejo são responsáveis pelos preços pagos aos produtores. Outro destaque foi a causalidade bidirecional entre as volatilidades dos preços praticados no atacado e os preços varejistas. Ressalta-se que o trabalho de Costa et al. (2018) encontraram a mesma evidência para os dois segmentos, reforçando o elevado grau de concentração presente nos dois elos da cadeia produtiva. Durante onze dias no mês de maio de 2018, ocorreu uma greve dos caminhoneiros. O bloqueio das principais rotas prejudicou o fornecimento de insumos para a produção, assim como o transporte de leite para as indústrias. Desse modo, o preço pago ao produtor mineiro foi R\$ 1,67/litro/junho, ou seja, uma elevação de 15% em relação ao mês de maio, conforme Figura 16. Segundo o CEPEA (2018), a diminuição da produção e a necessidade das empresas em recompor estoques de lácteos elevaram ainda mais a competição de laticínios para garantir o fornecimento da matéria-prima antes do pico da entressafra.

Figura 16 - Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor em MG.

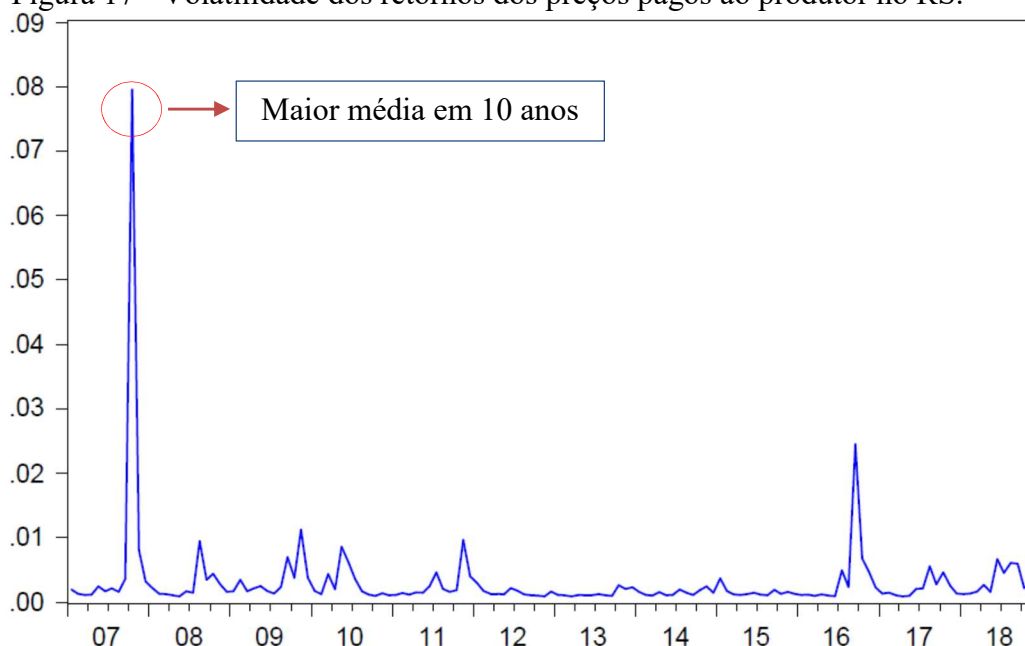


Fonte: O autor, 2020.

7.3.2 Estado do Rio Grande do Sul

Os resultados da análise de causalidade baseada nas volatilidades dos retornos dos preços paranaenses encontram-se apresentados na Tabela 69 (Apêndice R). Há causalidade unidirecional, no sentido de Granger, entre as volatilidades dos preços praticados no atacado e no varejo, indicando que, no estado do Rio Grande do Sul, o setor atacadista apresenta grande influência sobre a comercialização dos derivados lácteos. Além disso, há relação bicausal, no sentido de Granger, das volatilidades dos retornos dos preços pagos ao produtor em direção à volatilidade dos retornos dos preços atacadistas e varejistas. Barros et al. (2004) encontrou causalidade bidirecional, no sentido de Granger, entre os preços do leite UHT e ao produtor assim como os preços ao atacado e no varejo do leite UHT. Assim como fora detectado para o estado de Minas Gerais, o elo da produção na cadeia produtiva gaúcha também sofre influência da volatilidade dos segmentos atacadistas e varejistas. Destacamos na Figura 17, a volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor, onde, no mês de setembro de 2007, o produtor gaúcho recebeu R\$ 0,78/litro, ou seja, o maior valor recebido durante o ano. Segundo Nogueira (2008), os preços do leite pagos aos produtores chegaram a valores médios próximos de R\$0,80/litro em algumas regiões. A média nacional de 2007, quando se corrige a inflação pelo IGP-DI, (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna) foi de R\$0,65/litro, em valores brutos sendo a maior média dos últimos dez anos.

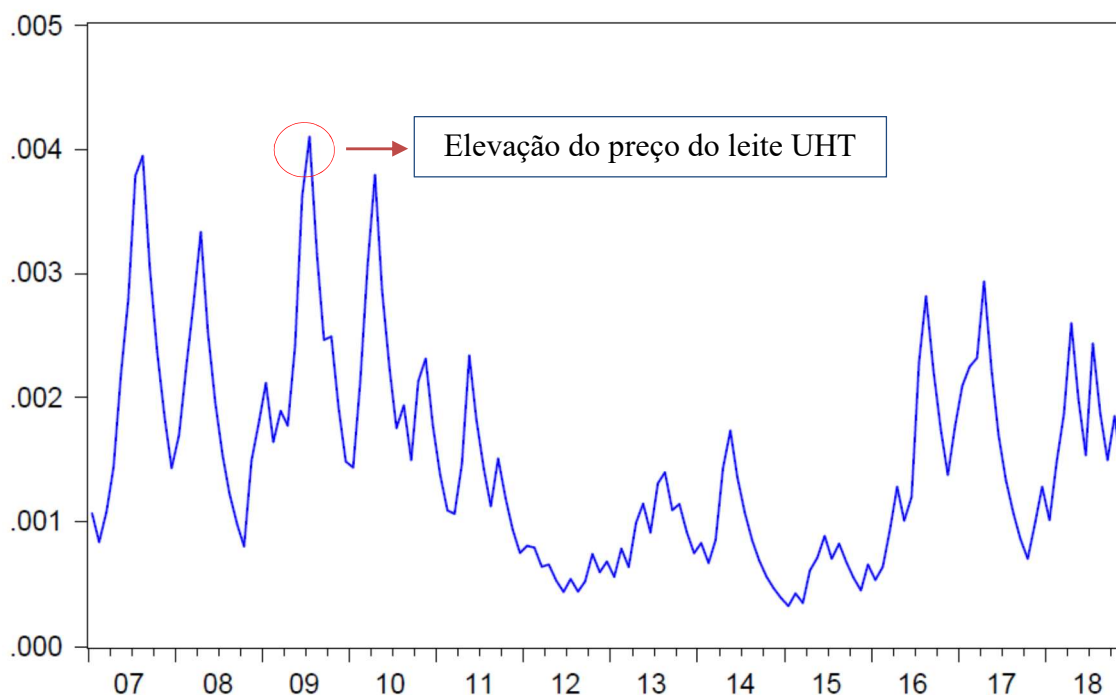
Figura 17 - Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor no RS.



7.3.3 Estado do Paraná

Na Tabela 70 (Apêndice R) constam os resultados do teste de causalidade de Granger para cada par da séries e nos dois sentidos, perfazendo um total de 12 permutações. Assim como ocorreu no estado de Minas Gerais, há relação causal, no sentido de Granger, das volatilidades dos retornos dos preços *spot*, atacado e varejo em direção à volatilidade dos retornos dos preços pagos aos produtores mineiros. Nesse caso, o produtor, que é o primeiro elo da cadeia produtiva do leite UHT, não transmite variações de preço aos outros três elos a jusante. Esse resultado também está presente em Costa (2009), que encontrou assimetria de transmissão de preços no setor lácteo do Paraná. Segundo informações do CEPEA (2009), no mês de junho de 2009, o aumento no preço pago ao produtor também esteve atrelado às novas altas observadas para o leite UHT no mercado atacadista. Destarte, o preço pago ao produtor paranaense foi R\$ 0,72/litro, elevação de 12,5% em relação à maio. Especificamente no mercado atacadista no estado do Paraná, o litro do leite UHT foi negociado a R\$ 1,97, forte valorização de 9,44% no mesmo período, conforme Figura 18. Esse fato evidencia como o produtor de leite no Paraná sofre com as oscilações provocadas pelo leite UHT.

Figura 18 - Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor no PR.

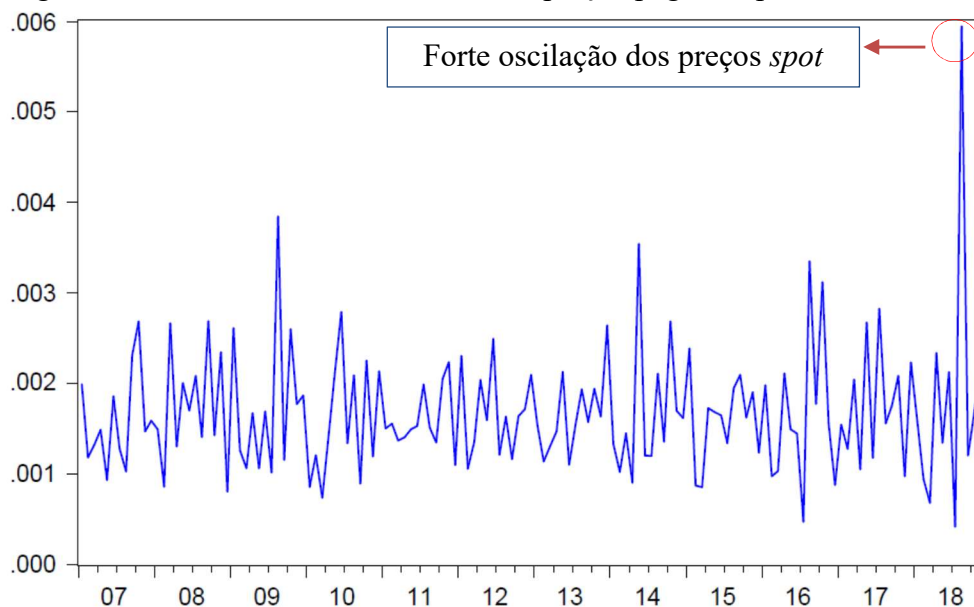


Fonte: O autor, 2020.

7.3.4 Goiás

Diferente do resultado para o estado do Paraná, há relação causal bidirecional, no sentido de Granger, das volatilidades dos retornos dos preços pagos ao produtor e volatilidade dos retornos dos preços no varejo no estado de Goiás, conforme Tabela 71 (Apêndice R). Esse resultado também foi encontrado por Carvalhaes (2014) e pode ser resultado da existência de ciclos irregulares, presença de sazonalidade dos preços e interferência governamental, que acaba refletindo no comportamento de todos os agentes presentes na cadeia, o que, conseqüentemente, gera impacto nos preços (CARVALHAES, 2014). Confirmando os resultados obtidos pelo cálculo do *spillover*, as volatilidades dos retornos dos preços *spot* causam, no sentido de Granger, variações nas volatilidades nos outros três segmentos. Segundo informações do CEPEA (2018), uma vez que o pagamento do leite ao produtor efetuado pelas indústrias ocorre no mês seguinte à captação, as negociações dos derivados, com destaque para o leite UHT, e do leite *spot* influenciam fortemente na formação dos preços e indicam os movimentos do mercado. Entre julho e agosto de 2018, o preço pago ao produtor apresentou elevação de 7,26%, enquanto, no *spot*, o litro foi negociado a R\$ 2,02 no mês de julho e, no mês seguinte, houve redução para R\$ 1,72. Essa queda se refletiu no mês de setembro, cujo preço pago ao produtor se reduziu para R\$ 1,66/litro, ante R\$ 1,79/litro no mês anterior, ou seja, o produtor de leite em Goiás sofre com as oscilações provocadas pelos preços *spot*, conforme Figura 19.

Figura 19 - Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor em GO.



Fonte: O autor, 2020.

7.3.5 São Paulo

A volatilidade dos preços *spot*, atacado e varejo causam, no sentido de Granger, os preços pagos ao produtor paulista, conforme Tabela 72 (Apêndice R). Ao considerar a relação entre a volatilidade dos retornos dos preços *spot* e a volatilidade dos retornos no varejo, observa-se que o primeiro causa, no sentido de precedência temporal, o segundo. Reitera-se que os produtores paulistas sofrem com a concorrência do leite proveniente do estado de Goiás e Paraná, onde o volume produzido é bem maior graças à tecnologia empregada na produção. Assim como ocorreu no estado de Minas Gerais, há causalidade bidirecional, no sentido de Granger, entre as volatilidades dos preços no atacado e no varejo. A série de volatilidades do retorno dos preços pagos ao produtor paulista pode ser vista na Figura 20, sendo evidente como o preço pago ao produtor de leite em São Paulo é impactado pelas oscilações dos preços a jusante da cadeia. No mês de julho de 2016, o preço pago ao produtor paulista foi R\$ 1,45/litro, um aumento de 12,42% em relação ao mês anterior. Segundo o Boletim do CEPEA publicado no mês de julho de 2016, o preço do leite UHT atingiu, em junho, o maio patamar real da série do Cepea, iniciada em 2010 (os valores foram deflacionados pelo IPCA de maio/16), conforme Figura 20. O derivado negociado no mercado atacadista do estado de São Paulo teve média de R\$ 3,6476/litro, 24,1% superior ao preço de maio/2016.

Figura 20 - Volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor em SP.



Fonte: O autor, 2020.

CONCLUSÕES

O presente estudo propôs investigar a presença de assimetria de transmissão de preços na cadeia produtiva do leite especificamente entre os cinco maiores estados produtores e entre os níveis de mercado produtor/*spot*/atacado/varejo em cada estado. Com isso, buscou-se entender o processo de transmissão de preços na cadeia produtiva do leite em diferentes mercados, com base nos pressupostos da Lei do Preço Único (LPU) combinados com as da hipótese de transmissão assimétrica de preços para a análise horizontal e vertical como possível comportamento entre mercados, tendo como foco o produtor de leite. A análise permitiu mapear o processo de transmissão de preços dentro da cadeia produtiva do leite entre os mercados estudados. A importância de se conhecer o comportamento dos preços reside basicamente em levantar dados que possam contribuir para mitigação do risco de preços para os agentes envolvidos no mercado, assim como fornecer subsídios para entender a dinâmica e o funcionamento do mercado.

Em termos da análise horizontal, podemos rejeitar a hipótese de LPU para os mercados analisados, pois há evidência de assimetria na transmissão de preços. Com relação aos preços pagos ao produtor, demonstrou-se que o estado de Minas Gerais exerce maior poder sobre a formação de preços nos outros quatro estados. Essa constatação se deve ao fato de o estado ocupar a primeira posição na produção nacional, com tradição na bovinocultura leiteira, gerando economias de escala na produção. Outro fato relevante é o papel do Rio Grande do Sul e Paraná, que possuem efeito considerável sobre os preços dos outros estados, possivelmente devido ao papel como segundo e terceiro maiores produtores nacionais. A elevada integração entre os estados selecionados revela que os choques de oferta e demanda de um estado são transmitidos para outros estados.

Já nos preços no atacado, os destaques são os estados de Minas Gerais e São Paulo, com forte influência na determinação de preços sobre os outros três estados. São Paulo, estado com a segunda maior quantidade de laticínios, recebe grandes quantidades de leite cru dos estados de Minas Gerais e Paraná, onde os custos de produção são inferiores aos da produção paulista. Por fim, analisando os preços no varejo, o estado de São Paulo exerceu maior poder explicativo na formação de preços dos outros estados. Além de possuir a maior margem relativa total, é o maior mercado consumidor, sendo o estado que possui a maior renda *per capita* nacional. Outro fato relevante é a taxa negativa de crescimento da produção paulista, configurando um quadro de demanda maior que a oferta.

A análise vertical revelou assimetria na transmissão de preços no estado de Minas Gerais, sendo os preços *spot* os maiores transmissores. Reitera-se que os preços *spot* vem ganhando relevância na cadeia produtiva do leite, pois reduzem a capacidade ociosa na indústria estabilizando o volume de leite disponível em diferentes períodos do ano. Esse fato pode ser constatado através da causalidade unidirecional, no sentido de Granger, entre os retornos dos preços pagos ao produtor mineiro e os retornos dos preços *spot*, além da causalidade bidirecional entre estes e os preços atacadistas e varejistas. Outro destaque foi a causalidade bidirecional entre as volatilidades dos retornos dos preços praticados no atacado e os retornos dos preços varejistas, reforçando o elevado grau de concentração presente nos dois elos da cadeia produtiva.

Já para o estado do Rio Grande do Sul, a assimetria na transmissão de preços teve os preços atacadistas como maiores transmissores. Esse fato pode ser ligado à importação de leite em pó feita pela indústria oriundo do Uruguai e Argentina, onde os preços são menores. Com isso, os preços pagos aos produtores gaúchos são pressionados para baixo, levando os produtores familiares (de pequeno porte) a migrarem para outras atividades do setor primário. Além disso, há causalidade unidirecional no sentido de Granger entre as volatilidades dos preços praticados no atacado e no varejo, indicando que, no estado gaúcho, o setor atacadista apresenta grande influência sobre a comercialização do derivado lácteo. Além disso, há relação bicausal, no sentido de Granger, das volatilidades dos retornos dos preços pagos ao produtor em direção à volatilidade dos retornos dos preços atacadistas e varejistas.

No estado do Paraná, houve a mesma evidência, ou seja, a assimetria na transmissão de preços teve como maior transmissor os preços no atacado paranaense. No caso do Paraná, assim como no do Rio Grande do Sul, ocorre competição com o leite importado do Uruguai e da Argentina. De fato, o leite em pó proveniente da Nova Zelândia é reidratado no Uruguai para acessar o mercado brasileiro. Dessa forma, é possível que os laticínios formem estoques, pressionando os preços para baixo, mesmo quando ocorre a redução da produção estadual. Há relação causal, no sentido de Granger, das volatilidades dos retornos dos preços *spot*, atacado e varejo em direção à volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor paranaense. Nesse caso, o produtor, que é o primeiro elo da cadeia produtiva do leite UHT, não transmite variações de preço aos outros três elos a jusante.

A assimetria na transmissão de preços no estado de Goiás teve como maior transmissor os preços *spot*. Confirmando os resultados obtidos pelo cálculo do *spillover*, as volatilidades dos retornos dos preços *spot* causam, no sentido de Granger, variações nas volatilidades nos outros três segmentos. Além disso, há causalidade bidirecional entre os retornos dos preços

pagos ao produtor e os retornos dos preços no atacado, assim como os retornos dos preços pagos ao produtor e os retornos dos preços no varejo. Outro fato coincidente foi a relação de causalidade com *feedback* entre os retornos dos preços atacadistas e os retornos dos preços varejistas. Esse comportamento pode ser reflexo da estratégia de produção do leite em Goiás, que está voltada para o fornecimento a outros centros consumidores.

Constatou-se ainda assimetria na transmissão de preços no estado de São Paulo, tendo os preços *spot* como maiores transmissores. O estado de São Paulo possui a segunda maior quantidade de laticínios e é o sexto produtor nacional, logo sua demanda necessita ser suprida via importação, seja de outros estados e/ou internacionalmente. Além disso, a volatilidade dos retornos dos preços *spot*, atacado e varejo causam, no sentido de Granger, a volatilidade dos retornos dos preços pagos ao produtor paulista. Ao considerar a relação entre a volatilidade dos retornos dos preços *spot* e a volatilidade dos retornos no varejo, observa-se que o primeiro causa, no sentido de precedência temporal, o segundo. Reitera-se que os produtores paulistas sofrem com a concorrência do leite proveniente do estado de Goiás e Paraná, onde o volume produzido é bem maior graças à tecnologia empregada na produção.

Assim, mesmo existindo muitos estudos na literatura nacional acerca da assimetria na transmissão de preços, são poucas as aplicações para cadeia produtiva do leite. Além disso, a maior parte dos trabalhos aplicados ao Brasil utiliza como metodologia para verificar a assimetria de preços o modelo de Houck e o modelo de correção de erro (ECM). Dessa forma, o presente trabalho supre uma lacuna nos estudos nacionais, ao utilizar o cálculo do *spillover*, assim como os modelos ARCH, adotados na análise espacial e vertical nos cinco maiores estados produtores. Para novos estudos, sugere-se a aplicação dos preços dos insumos, com o intuito de investigar a integração de mercado que antecede o produtor de leite. Recomenda-se ainda testar outras metodologias, como os modelos GARCH Multivariados (VEC e BEKK) e os modelos com *threshold*.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABDULAI, A. Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize Market. **Journal of Development Economics**, v. 63, p. 327-349, 2000.

ABIA. Associação Brasileira das Indústrias da Alimentação. **Números do setor**. ABIA, 2019.

ABLV. Associação Brasileira de Leite Longa Vida. **Relatório Anual, 2018**. São Paulo, 2019.

AGUIAR, D. R. D.; SANTANA, J. A. Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence From Brazil. **Agribusiness**, v. 18, n. 1, p. 37-48, 2002.

AGUIAR, D. R. D. Assimetria na transmissão de preços agrícolas: conceito, resultados e perspectivas. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 49., 2011. Belo Horizonte. **Anais...** Brasília: SOBER, 2011.

AGUIAR, D. R. D.; FIGUEIREDO, A.M. Poder de Mercado no Varejo Alimentar: uma análise usando os preços do estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 4, p. 967-990, 2011.

AHMED, O. Vertical price transmission in the Egyptian tomato sector after the Arab Spring. **Applied Economics**, v. 50, n. 47, p. 5094-5109, 2018.

ALVES, R. C. **Integração espacial e eficiência do hedge no mercado sul-americano de soja: comparações entre Brasil e Argentina**. 2016. 89 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2016.

ANDREATTA, T.; COSTA, N. L.; SANTOS, I. F.; BINELLO, L. A Operação “Leite Compensado” e as percepções dos consumidores de leite no município de Panambi/RS. **Nucleus** (Ituverava), v. 16, p. 45-56, 2019.

ANDERSEN, T.G.; BOLLERSV, T; DIEBOL, F.X.; LABYS, P. Modeling and Forecasting Realized Volatility. **Econometrica**, 71, p. 579-625, 2003.

APERGIS, N.; PAPOULAKOS, D. The New Zealand dollar and milk prices. **International Journal of Financial Services Management**, v. 6, n. 1, p. 1-16, 2013.

ARÊDES, A. F. **Transmissão de Preços e da Volatilidade na Comercialização da Carne Suína**. 2009. 163 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2009.

AZEVEDO, P. F.; POLITI, R. B. Concorrência e Estratégias de Precificação no Sistema Agroindustrial do Leite. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 3, p. 767-802, 2008.

BACARJI, G.A.; HALL, J.R.; ZANON, H. **Os impactos da Sazonalidade da produção de Leite numa Industria de Laticínio no Estado de Mato Grosso do Sul**. Universidade para o Desenvolvimento do Estado e da Região do Pantanal (UNIDERP), Faculdade de Dourados – FAD/IESD–Dourados, MS, Brasil. 2007. Disponível em:

<http://www.aedb.br/seget/arquivos/artigos07/757_1907_Artigo%20Seget_aprovado_poster.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2019.

BACCHI, M. D. **Análise espacial da produção de leite no Brasil**. 2019. 101 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2019.

BAILEY, D. V.; BRORSEN, B. W. Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets. **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 14, n. 2, p. 246-252, 1989.

BAILLE, R. T.; BOLLERSLEV, T. The message in daily exchange rates: A conditional variance tale. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 7, p. 297-305, 1989.

BALAKRISHNAN, N.; NEVZOROV, V.B. **A Primer on Statistical Distributions**. Hoboken (EUA): John Wiley & Sons, Inc., 2003. 305 p.

BALL, L.; MANKIW N. G. Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. **Economic Journal**, v. 104, p. 247-261, 1994.

BARROS, G.S.C.; SBRISSIA, G.F.; SPOLADOR, H.F.S.; PONCHIO, L.A. Mudanças estruturais na cadeia do leite: reflexos sobre os preços. **Revista de Política Agrícola**, ano 8, n. 3, p. 13-26, 2004.

BARTLETT, M. S. Aproximate confidence intervals II. **Biometrika**, v. 40, p. 306-317, 1953.

BORGES M.S.; CASTRO M.C.D.; GUEDES, C.A.M. e ALIMONDA, H.A. Modernização, Trabalho e Produtividade na Pequena Produção Leiteira na Argentina e no Brasil. **Revista ADM.MADE**, Rio de Janeiro, ano 14, v.18, n.1, p.12-31, jan./abr. 2014.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. Hoboken (EUA): John Wiley & Sons, Inc., 1970.

BRASIL. **REGULAMENTO DA INSPEÇÃO INDUSTRIAL E SANITÁRIA DE PRODUTOS DE ORIGEM ANIMAL**, 1952. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1950-1969/d30691.htm>. Acesso em: 01 ago. 2019.

BREDOSSIAN, A.; MOSCHOS, D. Industrial Structure and the Speed of Price Adjustment. **Journal of Industrial Economics**, v. 26, p. 459-75, 1988.

BRUNOZI JÚNIOR, A. C.; ABRANTES, L. A.; FERREIRA, M. A. M.; GOMES, A. P. Mercado e Tributação: Uma Abordagem Teórica sob a Perspectiva de Estruturas de Mercado na Cadeia Agroindustrial do Leite. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 1, p. 93-108, 2012.

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

BUNTE, F.; ZACHARIASSE, V. How are farmers faring in the changing balance of power along the food chain? In: CONFERENCE ON CHANGING DIMENSIONS OF THE FOOD ECONOMY. 2003. Haia. **Anais...** Haia, Holanda: 2003.

CAIADO, J. Modelos VAR, taxas de juro e inflação. In: PORTUGUESE STATISTICAL SOCIETY CONFERENCE, 10., 2002. Lisboa. **Anais...** Lisboa: Literacia e Estatística, 2002, p. 215-228.

CAMILO, P. J. **A dinâmica geoeconômica da comercialização, logística e transporte da cadeia produtiva do leite na região Sul do Brasil**. 2018. 368 f. Tese (Doutorado em Geografia) – Programa de Pós-graduação em Geografia, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2018.

CAPPS, O.; SHERWELL, P. Alternative Approaches in Detecting Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission of Fluid Milk. **Agribusiness**, v. 23, n. 3, p. 317-331, 2007.

CARMAN, H. F; SEXTON, R. J. Supermarket fluid milk practices in the Western United States. **Agribusiness**, v. 18, n. 4, p. 509-530, 2005.

CARVALHAES, G. C. **Análise de transmissão de preços no mercado de leite em Goiás de 2005 a 2013**. 2014. 95 f. Dissertação (Mestrado em Agronegócio) – Programa de Pós-graduação em Agronegócio, Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 2014.

CARVALHAES, G., CUNHA, C., WANDER, A. Margem de comercialização do leite em Goiás. **Revista de Política Agrícola**, ano 24, n. 1, p. 47-61, 2015.

CARVALHO, B. H. P. DE et al. Integração intra e inter-mercado: o caso dos preços do leite e derivados no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., 2014. Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2014.

CARVALHO, M. P.. **Brasil deve receber maior cota do leite importado da UE**. Sistema Brasileiro do Agronegócio. Postado em 11/07/2019. Disponível em: <<https://sba1.com/noticias/noticia/6464/Diretor-do-MilkPoint-se-diz-otimista-com-acordo-comercial-para-o-setor-de-lacteos>>. Acesso em 21 jul. 2019.

CARVALHO, G. R.; ROCHA, D. T. Desafios para a competitividade internacional. **Anuário Leite 2019**, Embrapa, p. 34-35, 2019.

CASTRO, A. C. **Comercialização da Carne Suína em São Paulo: Análise de Transmissão de Preços**. 2017. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 2017.

CASTRO, M. C. D.; NEVES, B. S. Análise da evolução recente e perspectivas da indústria laticinista no Brasil. In: GOMES, A. T.; LEITE, J. L.; CARNEIRO, A. V. (Orgs.). **O Agronegócio do leite no Brasil**. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2001, p. 63-72.

CEPEA-ESALQ. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Boletim do Leite**, ano 25, n. 289, jul. 2019.

COMEXSTAT. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>>. Acesso em: 21 jul. 2018.

COSTA, F. G. **Assimetria na transmissão de preços do setor lácteo no estado do Paraná 1994 a 2009**. 2009. 145 f. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) – Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2009.

COSTA, V. J. F.; MATTOS R. S.; CARVALHO, G. R. **Assimetria de preços na cadeia produtiva do leite UHT no Brasil**. Texto para Discussão 001/2018. Universidade Federal de Juiz de Fora – Faculdade de Economia/UFJF, 2018.

CUNHA, A. R. A. de A.; MACHADO, M. **Quem vende a cesta básica mais barato? (um abalo no mito da eficiência das grandes redes supermercadistas)**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/FACE/UFMG, 2003.

CUNHA, D. A.; VALE, S. M. L. R.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Integração e Transmissão de Preços no Mercado Internacional de Café Arábica. **Rev. Econ. e Sociol. Rural**, v. 48, n. 4, p. 515–542, 2011.

DIAS, D. F. et al. Análise da transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais. In: CONGRESSO SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007. Londrina. **Anais...** Brasília: SOBER, jul. 2007.

DIEBOLD, F.X. e YILMAZ, K. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, With Application to Global Equity Markets. **Economic Journal**, v. 119, p. 158-171, 2009.

DIEBOLD, F.X. e YILMAZ, K. Better to Give than to Receive: Forecast-Based Measurement of Volatility Spillovers. **International Journal of Forecasting**, v. 28, n. 1, p. 57-66, 2012.

DIEBOLD, F.X. e YILMAZ, K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms. **Journal of Econometrics**, v. 182, n. 1, p. 119-134, 2014.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 76, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981

DING, Z.; GRANGER, C. W.; ENGLE, R. F. A long memory property of stock market returns and a new model. **Journal of Empirical Finance**, v. 1, p. 83-106, 1993.

DONG, F; DU, X.; GOULD B. W. Milk Price Volatility and its Determinants. In: AAEA AND NAREA JOINT ANNUAL MEETING, 2011. Pittsburg. **Anais...** Pittsburg: AAEA, 2011, p. 24-26.

EMATER/RS. Rio Grande do Sul/ASCAR. **Relatório socioeconômico da cadeia produtiva do leite no Rio Grande do Sul: 2019**. Porto Alegre, 2019. 64 p.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. v. 4. John Wiley & Sons Inc., 2015.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric Theory**, New York, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometria**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

EUROSTAT database. Disponível em: <<http://www.eu.europa.eu/>>. Acesso em: 20 jul. 2019.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial Price Analysis. In: GARDNER, B. L.; RAUSSER, G. C. **Handbook of Agricultural Economics**. Amsterdã: North Holland Press, v. 1, 2001, p. 971-1024.

FAMINOW, M. D. BENSON, B. L. Integration of Spatial Markets. **American Journal of Agricultural Economics**, British Columbia, v. 72, n. 1, p. 49-62, Mai. 1990.

FARINA, E. M. M. Q.; NUNES, R. **A evolução do sistema agroalimentar e a redução de preços para o consumidor**: o efeito de atuação dos grandes compradores. Programa de estudos dos negócios do sistema agroindustrial PENSA, São Paulo: PENSA/FIA/ FEA/USP, 2002.

FAS/USDA – FOREIGN AGRICULTURAL SERVICE – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/>>. Acesso em: 20 jul. 2019.

FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. Disponível em: <<http://www.fao.org/>>. Acesso em: 20 jul. 2019.

FAOSTAT database. Disponível em: <<http://www.faostat.fao.org/>>. Acesso em: 20 jul. 2019.

FERNANDES, R. A. S.; BRAGA, M. J.; LIMA, J. E. DE. Elasticidade de transmissão e formação espacial de preços de leite ao produtor nos maiores estados produtores. **Revista de Economia e Administração**, v. 9, n. 3, p. 368–385, 2010.

FERREIRA, P. G. C. **Modelo vetorial autoregressivo**. Análise de séries temporais em R: curso introdutório. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier: FGV IBRE, 2018.

FERREIRA, M.A.M.; ABRANTES, L.A.; PEREZ, R. Investigação de grupos estratégicos na indústria de laticínios por meio da abordagem multivariada. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 9, n. 2, p. 152-172, 2008.

FREY, G.; MANERA, M. Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. **Journal of Economic Surveys**, v. 21, n. 2, p. 349-415, 2007.

FISCHER, G. **Mudança de hábito do consumidor brasileiro**. Postado em 29/03/2019. Disponível em: <<https://www.kantarworldpanel.com/br/Releases/Mudana-de-hbito-do-consumidor-brasileiro>>. Acesso em: 29 jul. 2019.

FOUSEKIS, P.; KATRAKILIDIS, C.; TRACHANAS, E. Vertical price transmission in the US beef sector: Evidence from the nonlinear ARDL model. **Economic Modelling**, v. 52, p. 499-506, 2016.

GIRAPUNTHONG, N., VANSICKLE, J. J.; RENWICK, A. Price asymmetry in the united states fresh tomato market. **Journal of Food Distribution Research**, v. 34, n. 3, p. 51-59, 2004.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GRANGER, C. W. J.; LEE, T. H. Investigation of production, sales, and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. **Journal of Applied Economics**, v. 4, p. 145-159, 1989.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974.

GHOBRIL, C. N.; BUENO C. R. F.; SILVA R. O. P. **Diagnóstico da Produção e Consumo de Leite no Estado de São Paulo**. Instituto de Economia Agrícola (IEA), 2018.

GOMES, S. T. **Diagnóstico e perspectivas da produção de leite no Brasil**. Restrições técnicas, econômicas e institucionais ao desenvolvimento da cadeia produtiva do leite no Brasil. Brasília: MCT/CNPQ/PADCT, 1999, p. 19-35.

GOMES, S. T. Situação atual e tendências da competitividade de sistemas de produção. In: VILELA, D.; BRESSAN, M.; GOMES, A. T.; LEITE, J. L. B.; MARTINS, M. C.; NOGUEIRA NETTO, V. (Orgs.). **O agronegócio do leite e políticas públicas para o seu desenvolvimento sustentável**. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2002, p. 67-81.

GOMES, S. T. **Diagnóstico da cadeia produtiva do leite em Goiás**. Goiânia: FAEG, 2009.

GOMES, R.A.R. et al. O setor de produtos lácteos. In: ZACARCHENCO, P. B; VAN DENDER, A. G. F.; REGO, R. A (Orgs.). **Brasil dairy trends 2020**. Campinas: ITAL, 2017, p. 11-46.

GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. **American Journal of Agricultural Economics**, Manhatna, v. 73, n. 2, p. 452-462, mai. 1991.

GHOBRIL, C. N.; BUENO C. R. F.; SILVA R. O. P. **Diagnóstico da Produção e Consumo de Leite no Estado de São Paulo**. Instituto de Economia Agrícola (IEA), 2018.

GHOBRIL, C. N.; BUENO C. R. F. **Estimativa da Produção Animal no Estado de São Paulo em 2018**. Instituto de Economia Agrícola (IEA), 2018.

GLOSTEN, L. R.; JAGANATHAN, R.; RUNKLE, D. On the relation between the expected value and the volatility of the normal excesso returno n stocks. **Journal of Finance**, v. 48, p. 1779-1801, 1993.

GRIFFITH, G. R.; PIGGOTT, N. E. Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, n. 3, p. 307-316, 1994.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HSIEH, D. Modeling heteroskedasticity in daily foreign exchange rates. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 7, p. 307-317, 1989.

HOUCK, J. P. An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. **American Journal of Agricultural Economics**. v. 59, n. 3, p. 570-572, ago. 1977.

IBGE/CENSO. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – Censo Agropecuário. Disponível em:<<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 jul. de 2019.

IBGE/PIA. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – Pesquisa Industrial Anual. Disponível em:<<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 25 jul. de 2019.

IBGE/PPM. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – Pesquisa Pecuária Municipal. Disponível em:<<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 jul. 2019.

IBGE/PTL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – Pesquisa Trimestral do Leite. Disponível em:<<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 jul. 2019.

IEA-SP. Instituto de Economia Agrícola. Disponível em:
<<https://www.iea.agricultura.sp.gov.br>>. Acesso em: 18 jul. 2019.

IEPE-RS. Instituto de Estudos e Pesquisas Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Disponível em:< <<https://www.ufrgs.br/iepe>>. Acesso em: 17 jul. 2019.

IPEAD-UFMG. Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas Administrativas e Contábeis, Universidade Federal de Minas Gerais. Disponível em: <<https://www.ipead.face.ufmg.br>>. Acesso em: 16 jul. 2019.

JANK, M. S.; GALAN, V. B. **Competitividade do Sistema Agroindustrial do Leite**. São Paulo: USP-PENSA, 1999.

JANK, M. S.; FARINA, E. M.; GALAN, V. B. **O Agribusiness do leite no Brasil**. 1. ed. São Paulo: Milkbuzz, 1999.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics & Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KARANTININIS, K.; KOSTAS K.; PERSON, M. Price transmission in the Swedish pork chain: Asymmetric nonlinear ARDL. In: CONGRESS CHALLENGES AND UNCERTAINTY. 2011. Zurique. **Anais...** Zurique: 2011.

KINNUCAN, H.W. e FORKER, O. D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. **American Journal of Agricultural Economics**, n. 69, p. 285-292, 1987.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 74, n. 1, p. 119-147, set. 1996.

KRUGMAN, P. R., OBSTFLED, M., MELITZ, M. J. (tradução Ana Julia Perrotti-Garcia). **Economia Internacional**. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2015.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometric**, v. 54, p. 159-178, 1992.

LANA M. S.; MARTINS, P. C.; CARNEIRO, A. V. Sul torna-se referência para o leite brasileiro. **Anuário Leite 2019**, Embrapa Gado de Leite, p. 60-61, 2019.

LARDES, M. et al. **India's dairy sector: structure, performance and prospects**. Washington: USDA/ERS, 2017. 49 p.

LEITE BRASIL. Associação Brasileira dos Produtores de Leite. Disponível em <www.leitebrasil.org.br>. Acesso em: 20 jul. 2019.

LIMA, M. A. M. e RESENDE, M. **Transmissão Assimétrica de Preço do Atacado para o Varejo: um estudo empírico**. Texto para Discussão 001/2008. Universidade Federal do Rio de Janeiro - IE/UFRJ, 2008.

LIMA, L. P.; PEREZ, R.; CHAVES, J. B. P. A indústria de laticínios no Brasil - um estudo exploratório. **Boletim do Centro de Pesquisa de Processamento de Alimentos**, v. 35, n. 1, 2017.

LIMA, G G.; LUCCA, E. J.; TRENNEPOHL, D. **Expansão da Cadeia Produtiva do Leite e seu Potencial de Impacto no Desenvolvimento da Região Noroeste Rio-Grandense**. 2014. Disponível em <<https://www.fee.rs.gov.br/wp-content/uploads/2014/05/201405267eeg-mesa14-expansao cadeia produtiva leite noroesters.pdf>>. Acesso em: 23 jul. 2019.

LondonEconomics. **Investigation of the determinants of farm-retail price spreads**. Disponível em: <<http://statistics.defra.gov.uk/esg/reports/pricespreads/>>. Acesso em: 23 set. 2019.

LOURES, A. R.; ALVIM, A. M.; LIMA, I. B. A causalidade de preços no mercado da bovinocultura leiteira no Rio Grande do Sul a partir de um Vetor Auto Regressivo (VAR). In: LIMA, Í. B. de (Org.). **Sustentabilidade econômica da agricultura familiar**. 1. ed. São João Del Rei: UFSJ, 2013, p. 199–223.

MAIA, A. G. **Econometria: conceitos e aplicações**. São Paulo: Saint Paul Editora, 2017.

MACKINNON, J. G. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996.

MARGARIDO, A. M. Análise da Transmissão Espacial de Preços no Mercado Internacional de Soja. **Revista de Economia e Administração** (impresso), v.11, p. 281-330, 2012.

MARTINS, Marcelo Costa. Competitividade da Cadeia Produtiva de Leite no Brasil. **Revista de Política Agrícola. Competitividade da Cadeia Produtiva de Leite no Brasil**, ano 13, n. 3, p. 38-51, 2004.

MARTINS, P. DO C. et al. **Cenários para o leite no Brasil em 2020**. 1. ed. Juiz de Fora: Embrapa, 2007.

MAPA. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Disponível em <www.mapa.gov.br>. Acesso em: 20 jul. 2019.

MATTE JÚNIOR, Alexandre Aloys; JUNG, Carlos Fernando. Produção leiteira no Brasil e características da bovinocultura leiteira no Rio Grande do Sul. **Ágora** [S.l.], v. 19, n. 1, p. 34-47, jan. 2017.

MEDEIROS A. P.; MORAES, B. M. M.; BENDER FILHO, R. Mercado brasileiro de leite: causalidade de preços nos principais estados produtores. **Revista UNEMAT de Contabilidade**, v. 5, p. 137-159, 2016.

MEDEIROS A. P.; MORAES, B. M. M.; BENDER FILHO, R. Integração espacial dos preços do leite: análise nos principais estados produtores do Brasil. **Ensaio FEE (ONLINE)**, v. 38, p. 625-652, 2017.

MDIC. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Comércio Exterior. **Séries históricas**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/comercioexterno/estatisticas-de-comercio-exterior/series-historicas>>. Acesso em: 20 jul. 2019.

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs – a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, Hoboken, v. 31, p. 327-334, 2004.

MEYER, J., VON CRAMON-TAUBADEL, S. Asymmetric price transmission: a survey. **Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 55, n. 3, p. 581-611, 2004.

MEDEIROS, A. P.; MORAES, B. M. M.; BENDER FILHO, R. Integração espacial nos preços do leite: análise dos principais estados produtores brasileiros. **Ensaio FEE** (online), v. 38, p. 625-652, 2017.

MELO, L. Q. **Relações dos preços nacionais e internacionais da madeira**. 2008. 52 f. Dissertação (Mestrado em Administração), Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2008.

MELO, A. S.; BORBA, M. C.; BARROS, J. E. M.; RAMOS, J. E. S. Transmissão de preços pagos aos produtores de leite nos estados brasileiros de maior produção com foco no estado baiano no período de quinze anos. **Ciências Sociais Aplicadas em Revista** (online), v. 18, p. 144-165, 2018.

MILK POINT. **Levantamento Top 100 em 2019**. Disponível em: <<https://www.milkpoint.com.br/top100-2019-lp/>>. Acesso em: 20 jul. 2019.

MTE. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais – RAIS**. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/rais/default.asp>>. Acesso em: 20 jul. 2019.

MORAES, B. M. M. **Transmissão de preços na cadeia produtiva do leite no Brasil no período de 2005 a 2017**. 2017. 57 f. Monografia (Bacharel em Ciências Econômicas) – Centro de Ciências Sociais e Humanas, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2017.

MORAES, B. M. M.; BENDER FILHO, R. Mercado Brasileiro de Lácteos: análise do impacto de políticas de estímulo à produção. **Rev. Econ. Sociol. Rural**, Brasília, v. 55, n. 4, p. 783-800, 2017.

MOHANTY, S.; PETERSON, E. W.; KRUSE, N. C. Price asymmetry in the international wheat market. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v. 43, p. 355–366, 1995.

NELSON, D. B. Conditional heteroscedasticity in asset returns. **Econometrica**, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

NETO, A. C. S. L. N. **Leite de Goiás tem potencial para crescer**. In: Anuário Leite. Novos produtos e novas estratégias da cadeia do leite para ganhar competitividade e conquistar os clientes finais. Embrapa Gado de Leite - Fôlder / Folheto / Cartilha (INFOTECA-E), 2019.

PARROT, S. D.; ESTWODD, D. B.; BROOKER, J. R. Testing for symmetry in price transmission: na extension of the shiller lag structure with an application to fresh tomatoes. **Journal of Agribusiness**, v. 19, p. 35-49, 2001.

PELTZMAN, S. Prices Rise Faster than They Fall. **The Journal of Political Economy**, v. 108, n. 3, p. 466-502, 2000.

PERRÉ, L. J., da SILVA, N. A. W, Assimetria na Transmissão de Preços: Evidências Empíricas. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 1, jan./mar. 2012.

PEREZ, P.L.; BACHA, C.J.C. Comercialização e comportamento dos preços da madeira serrada nos estados de São Paulo e Pará. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 54, n. 2, p. 103-119, jul./dez. 2007.

PEROBELLI, F. S.; ARAUJO JUNIOR, I. F.; CASTRO, L. S. As dimensões espaciais da cadeia produtiva do leite em Minas Gerais. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 28, n. 1, p. 297-337, 2018.

PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, Elsevier, v. 58, n. 1, p. 17-29, jan. 1998.

PFAFF, B. **Analysis of integrated and cointegrated time series with R**. Nova Iorque: Springer-Verlag, 2008.

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

PITHAN-SILVA, R. O. P. **Evolução das Características do Mercado de Leite**. IEA, São Paulo, 22 out. 2008. Disponível em:
<<http://www.iea.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=9583>>. Acesso em: 26 jul. 2019.

PITHAN-SILVA, R. O. P. **Dezessete anos de Instruções Normativas**: será que a qualidade do leite enfim chegou? IEA, São Paulo, 12 jul. 2019. Disponível em:
<<http://www.iea.sp.gov.br/OUT/verTexto.php?codTexto=14654>>. Acesso em: 22 jul. 2019.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria**: modelos e previsões. 4. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2004.

POZO, V. F.; SCHOREDER, T. C. **Price and Volatility Spillover between Livestock and Related Commodity Markets**. Agricultural and Applied Economics Association, 2012.

POWERS, N. J. Sticky short run prices and vertical pricing: evidence from the market for iceberg lettuce. *Agribusiness*, v. 11, p. 57–75, 1995.

PRESOTTO, E. **Assimetria de Transmissão de Preços na Cadeia Produtiva da Sojicultura**: 2011 a 2017. 2017. 86 p. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento), Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2017.

PUNYAWADEE V.; BOYD, M.S.; FAMINOW, M. D. Testing for asymmetric pricing in the Alberta pork market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, v. 39, p. 493–501, 1991.

RAPSOMANIKIS, G.; HALLAM, D.; CONFORTI, P. **Market integration and price transmisison in selected food and cash crop markets of developing countries**: review and applications. [S.l.]: Food and Agriculture Organization of United Nations, [2003]. (Produced by: Economic and Social Development Department). Disponível em
<<http://www.fao.org/docrep/006/y5117e/y5117e06.htm>>. Acesso em: 26 dez. 2019.

RAMOS, J. E. S. ; BORBA, M. C. ; MELO, A. P. S. ; LIMA, F. F. ; MELO, A. S. . Transmissão de preços pagos aos produtores de leite nos estados brasileiros de maior produção com foco no estado bahiano no período de dez anos. *Revista Eletrônica de Ciências Sociais Aplicadas*, v. 5, p. 03-26, 2016.

RAIS. **Relação anual de informações sociais**. Ministério do Trabalho e do Emprego – MTE. Disponível em: <<http://www.trabalho.gov.br/rais/>>. Acesso em: 22 jul. 2019.

RAY, S. et al. Asymmetric wholesale pricing: Theory and evidence. *Marketing Science*, v. 25, n. 2, p. 131-154, 2006.

REAGAN, P., WEITZMAN, M. Asymmetries in Price and Quantity Adjustments by the Competitive Firm. *Journal of Economic Theory*, v. 27, p. 410–420, 1982.

RESENDE, J. C.; ROCHA, D. T.; CARVALHO, G. R. **Variação dos preços do leite ao longo da cadeia produtiva**. Postado em 22/08/2019. Disponível em:
<<http://www.repileite.com.br/profiles/blogs/5899308:BlogPost:121426>>. Acesso em: 28 set. 2019.

RODRIGUES, C. M. R **Ranking Leite Brasil**: maiores empresas cresceram 1,2% em 2018. (2019). Disponível em <<https://www.milkpoint.com.br/colunas/raquel-maria-cury-rodrigues/ranking-leite-brasil-maiores-empresas-cresceram-12-em-2018-213330/>>. Acesso em: 23 set. 2019.

OECD/FAO (2019). **OECD-FAO Agricultural Outlook 2019-2028**, OECD Publishing, Paris/Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, 2019.

SBVC – Sociedade Brasileira de Varejo e Consumo. Pesquisa e Estudos. **As 300 maiores empresas do varejo brasileiro em 2018**. Disponível em: <<http://sbvc.com.br/conteudos/estudos/>>. Acesso em: 27 jul. 2019.

SEAB/DERAL – Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Paraná/Departamento de Economia Rural. **Leite – Análise de Conjuntura Agropecuária, 2019**. Disponível em: <<http://www.agricultura.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=32>>. Acesso em: 22 jul. 2019.

SEAB-PR – Secretaria da Agricultura e do Abastecimento do Paraná. Disponível em: <<https://www.agricultura.pr.gov.br>>. Acesso em: 17 jul. 2019.

SEGPLAN-GO. Secretaria de Estado de Gestão e Planejamento do Estado de Goiás. Disponível em: <<https://www.administração.go.gov.br>>. Acesso em: 18 jul. 2019.

SILVA, A. S. Transmissão assimétrica de preços: o caso do Mercado de gasoline por atacado e varejo no Brasil. 2011. 131 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2011.

SIQUEIRA, K. B. **O desempenho do leite longa vida no Brasil**. Postado em 09/08/2019. Disponível em: <<https://www.milkpoint.com.br/colunas/kennya-siqueira/o-desempenho-do-leite-longa-vida-no-brasil-215405/>>. Acesso em: 21 set. 2019.

SIQUEIRA, K. B; ARCURI, P. B. **Leites especiais**: oportunidade de mercado in Anuário Leite. Novos produtos e novas estratégias da cadeia do leite para ganhar competitividade e conquistar os clientes finais. Embrapa Gado de Leite - Fôlder / Folheto / Cartilha (INFOTECA-E), 2019.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1-48, 1980.

SCALCO, P. R. **Identificação de poder de mercado no segmento de leite in natura e UHT**. 2011. 162 f. Tese (Doutorado Economia Aplicada) – Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

SORIO, A. **Cadeia Agroindustrial do Leite no Brasil** (Diagnóstico dos Fatores Limitantes à Competitividade), Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços, Dezembro de 2018.

SOUZA, R. C.; CAMARGO, M. E. **Análise e Previsão de Séries Temporais**: Os Modelos ARIMA. 2. ed., 2004.

TELES, C. **Egito abre mercado para produtos lácteos brasileiros**. Postado em 14/09/2019. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/noticias/egito-abre-mercado-para-produtos-lacteos-brasileiros>>. Acesso em: 21 set. 2019.

TIFAOU, S.; CRAMON-TAUBADEL, S. Temporary Sales Prices and Asymmetric Price Transmission. **Agribusiness**, p. 85-97, 2016.

TWEETEN, L. G.; QUANCE, C. L. Positivist Measure of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches. **The American Economic Review**, v. 59, n. 2, p. 175-183. 1969.

VILELA, D., RESENDE, J., LEITE, J., ALVES, E. A evolução do leite no Brasil em cinco décadas. **Revista de Política Agrícola**, v. 26, ago. 2017.

VILELA, D.; BRESSAN, M.; GOMES, A. T.; GOMES, A. T.; LEITE, J. L. B.; MARTINS, M. C.; NOGUEIRA NETTO, V. (Orgs.). **O agronegócio do leite e políticas públicas para o seu desenvolvimento sustentável**. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2002. 546 p.

VILELLA, D; BRESSAN, M; CUNHA, A. S. **Restrições técnicas, econômicas e institucionais ao desenvolvimento da Cadeia Produtiva do Leite no Brasil**. Brasília: MCT/CNPq/PADCT, Juiz de Fora: EMBRAPA-CNPGL, 1999. 211 p.

von CRAMON-TAUBADEL, S.; LOY, J. P. The identification of asymmetric price transmission processes with integrated time series. **Jahrbucher for Nationalökonomie und Statistik**, v. 218, p. 85-106, 1999.

USDA. **USDA Dairy Outlook**. Disponível em: <<http://www.usda.gov/oce/forumo/2019/outlooks/Dairy>>. Acesso em: 9 jul. 2018.

UNITED STATES. **United States Department of Agriculture (USDA)**. Foreign Agriculture Service (FAS). Current World Production, Market and Trade Reports. Washington, 2010. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/currwmt.asp>>. Acesso em: 20 jul. 2019.

WARD, R. W. Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 64, n. 2, p. 206-212, maio. 1982.

WOLFFRAM, R. Positivist of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches: Some Critical Notes. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 53, n. 2. p. 356-359, 1971.

WORTH, T. **The fob-retail price relationship for selected fresh vegetables**. Economic Research Service/USDA-Vegetables and Specialties, 1999.

YAMAGUCHI, L. C. T.; ARAUJO, L. F. O. Preços de produto e insumo no mercado de leite: um teste de causalidade. **Revista Eletrônica de Economia**, n. 6, 2005.

YOVO, K. Spatial Price transmission and Asymmetry in the Togolese maize markets. **American Journal of Economics**, v. 2, 76-87, 2017.

ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedastic models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 18, p. 931-944, 1994.

ZHANG, P.; FLETCHER, S. M.; CARLEY, D. H. Peanut orice transmission asymmetry in peanut butter. **Agribusiness**, v. 11, n. 1, p. 13–20, 1995

ZOCCAL, R.; GOMES, A. T. Zoneamento da produção de leite. In: ZOCCAL, R.; CARVALHO, L.A.; MARTINS, P.C.; ARCURI, P.B.; MOREIRA, M.S.P. (Org.). **A inserção do Brasil no mercado internacional de lácteos**. 1. ed. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2005, v. 1, p. 163-180.

ZOCCAL, R.; CARNEIRO, A.V.; JUNQUEIRA, R. SOARES, T. A.; ZAMAGNO, M. Evolução e perspectivas do Agronegócio do leite no Brasil. In: SIMPÓSIO DO NÚCLEO DE ESTUDOS EM BOVINOCULTURA, 5., 2008. Seropédica. **Anais...** Seropédica, RJ: SINEBOV, 2008.

APÊNDICE A – Teste de Cointegração de Johansen

Tabela 47 - Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços pagos ao produtor.

Número de Vetores de Cointegração	λ_{max}	Valor Crítico (0,05)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (0,05)
Ao menos 1*	214,167	69,818	63,230	33,876
Ao menos 2*	150,939	47,856	52,849	27,584
Ao menos 3*	98,089	29,797	43,704	21,131
Ao menos 4*	54,385	15,494	35,950	14,264
Ao menos 5*	18,435	3,841	18,435	3,841

Fonte: O autor, 2019.

Nota: onde * indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Tabela 48 - Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados no Atacado.

Número de Vetores de Cointegração	λ_{max}	Valor Crítico (0,05)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (0,05)
Ao menos 1*	272,048	69,818	80,865	33,876
Ao menos 2*	191,183	47,856	69,843	27,584
Ao menos 3*	121,339	29,797	53,568	21,131
Ao menos 4*	67,772	15,494	38,655	14,264
Ao menos 5*	29,116	3,841	29,116	3,841

Fonte: O autor, 2019.

Nota: onde * indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Tabela 49 - Teste de Cointegração – Retorno dos preços praticados no Varejo.

Número de Vetores de Cointegração	λ_{max}	Valor Crítico (0,05)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (0,05)
Ao menos 1*	94,107	69,818	314,708	33,876
Ao menos 2*	74,745	47,856	220,601	27,584
Ao menos 3*	58,263	29,797	145,857	21,131
Ao menos 4*	48,554	15,494	87,592	14,264
Ao menos 5*	39,038	3,841	39,038	3,841

Fonte: O autor, 2019.

Nota: onde * indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

APÊNDICE B – Análise de Robustez: Retorno dos preços pagos ao produtor

Tabela 50 - *Spillover* de Volatilidade para os retornos dos preços pagos ao produtor.

	PpMG	PpRS	PpPR	PpGO	PpSP	Contribuições de outros
PpMG	84,37	4,41	3,86	4,70	2,65	15,62
PpRS	58,43	29,14	6,91	4,19	1,33	70,86
PpPR	63,90	10,73	18,69	5,16	1,52	81,31
PpGO	78,81	2,80	2,66	12,87	2,87	87,14
PpSP	68,84	7,68	7,10	6,31	10,08	89,93
Contribuições para outros	269,99	25,62	20,53	20,36	8,37	344,86
Contribuições incluindo o próprio estado	354,35	54,76	39,22	33,23	18,45	Índice <i>Spillover</i> = 68,97%

Fonte: O autor, 2019.

Tabela 51 - *Spillover* de Volatilidade para os retornos dos preços pagos ao produtor.

	PpMG	PpRS	PpPR	PpGO	PpSP	Contribuições de outros
PpMG	83,98	4,44	3,82	5,06	2,70	16,02
PpRS	58,89	28,42	6,77	4,48	1,43	71,57
PpPR	64,31	10,50	18,08	5,48	1,62	81,91
PpGO	78,63	2,88	2,66	12,90	2,93	87,10
PpSP	69,11	7,58	6,93	6,56	9,82	90,18
Contribuições para outros	270,94	25,40	20,18	21,58	8,68	346,78
Contribuições incluindo o próprio estado	354,92	53,82	38,26	34,48	18,50	Índice <i>Spillover</i> = 69,36%

Fonte: O autor, 2019.

Tabela 52 - *Spillover* de Volatilidade para os retornos dos preços pagos ao produtor.

	PpMG	PpRS	PpPR	PpGO	PpSP	Contribuições de outros
PpMG	83,97	4,44	3,82	5,06	2,70	16,02
PpRS	58,90	28,41	6,77	4,48	1,43	71,58
PpPR	64,31	10,50	18,08	5,48	1,62	81,91
PpGO	78,63	2,88	2,66	12,90	2,93	87,10
PpSP	69,11	7,58	6,93	6,56	9,81	90,18
Contribuições para outros	270,95	25,40	20,18	21,58	8,68	346,79
Contribuições incluindo o próprio estado	354,92	53,81	38,26	34,48	18,49	Índice <i>Spillover</i> = 69,37%

Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE C – Análise de Robustez: Retorno dos preços praticados no atacado

Tabela 53 - *Spillover* de Volatilidade para os retornos dos preços no atacado

	PaMG	PaSP	PaPR	PaRS	PaGO	Contribuições de outros
PaMG	51,68	41,35	1,69	0,78	4,49	49,26
PaSP	42,87	53,45	1,18	1,08	1,41	46,42
PaPR	38,40	37,34	20,21	1,97	2,08	80,01
PaRS	29,65	51,66	2,44	15,69	0,56	84,39
PaGO	46,28	27,05	0,81	0,57	25,29	75,00
Contribuições para outros	157,20	157,40	6,12	4,40	8,54	333,66
Contribuições incluindo o próprio estado	208,88	210,88	26,33	20,09	33,83	Índice <i>Spillover</i> = 66,73%

Fonte: O autor, 2019.

Tabela 54 - *Spillover* de Volatilidade para os retornos dos preços no atacado

	PaMG	PaSP	PaPR	PaRS	PaGO	Contribuições de outros
PaMG	50,66	42,04	1,92	0,84	4,54	49,26
PaSP	42,20	53,59	1,41	1,09	1,70	46,42
PaPR	37,79	37,99	19,97	1,99	2,25	80,01
PaRS	29,46	51,52	2,71	15,60	0,71	84,39
PaGO	45,43	28,06	0,96	0,59	24,97	75,00
Contribuições para outros	154,88	159,61	7,00	4,51	9,20	335,20
Contribuições incluindo o próprio estado	205,54	213,20	26,97	20,11	34,17	Índice <i>Spillover</i> = 67,05%

Fonte: O autor, 2019.

Tabela 55 - *Spillover* de Volatilidade para os retornos dos preços no atacado.

	PaMG	PaSP	PaPR	PaRS	PaGO	Contribuições de outros
PaMG	50,65	42,05	1,92	0,84	4,54	49,26
PaSP	42,20	53,59	1,41	1,10	1,70	46,42
PaPR	37,79	37,99	19,97	1,99	2,25	80,01
PaRS	29,46	51,52	2,71	15,60	0,71	84,39
PaGO	45,42	28,06	0,96	0,59	24,97	75,00
Contribuições para outros	154,87	159,62	7,00	4,52	9,20	335,21
Contribuições incluindo o próprio estado	205,52	213,21	26,97	20,12	34,17	Índice <i>Spillover</i> = 67,05%

Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE D – Análise de Robustez: Retorno dos preços praticados no varejo

Tabela 56 - *Spillover* de Volatilidade para os retornos dos preços no varejo.

	PvSP	PvGO	PvPR	PvMG	PvRS	Contribuições de outros
PvSP	75,12	6,53	1,80	2,52	14,02	24,87
PvGO	52,26	34,77	1,51	3,77	7,69	65,23
PvPR	53,75	7,69	22,25	4,08	12,25	77,77
PvMG	49,28	6,04	2,03	30,31	12,33	69,86
PvRS	51,84	8,09	4,82	6,71	28,54	71,43
Contribuições para outros	207,13	28,35	10,16	17,08	46,29	309,16
Contribuições incluindo o próprio estado	282,25	63,12	32,41	47,39	74,83	Índice <i>Spillover</i> = 61,84%

Fonte: O autor, 2019.

Tabela 57 - *Spillover* de Volatilidade para os retornos dos preços no varejo.

	PvSP	PvGO	PvPR	PvMG	PvRS	Contribuições de outros
PvSP	74,52	6,44	1,79	2,50	14,75	25,48
PvGO	52,13	34,27	1,52	3,73	8,35	65,73
PvPR	53,46	7,59	21,94	4,04	12,97	78,06
PvMG	49,20	5,97	2,02	29,78	13,03	70,22
PvRS	51,49	7,99	4,75	6,60	29,17	70,83
Contribuições para outros	206,28	27,99	10,08	16,87	49,10	310,32
Contribuições incluindo o próprio estado	280,80	62,26	32,02	46,65	78,27	Índice <i>Spillover</i> = 62,07%

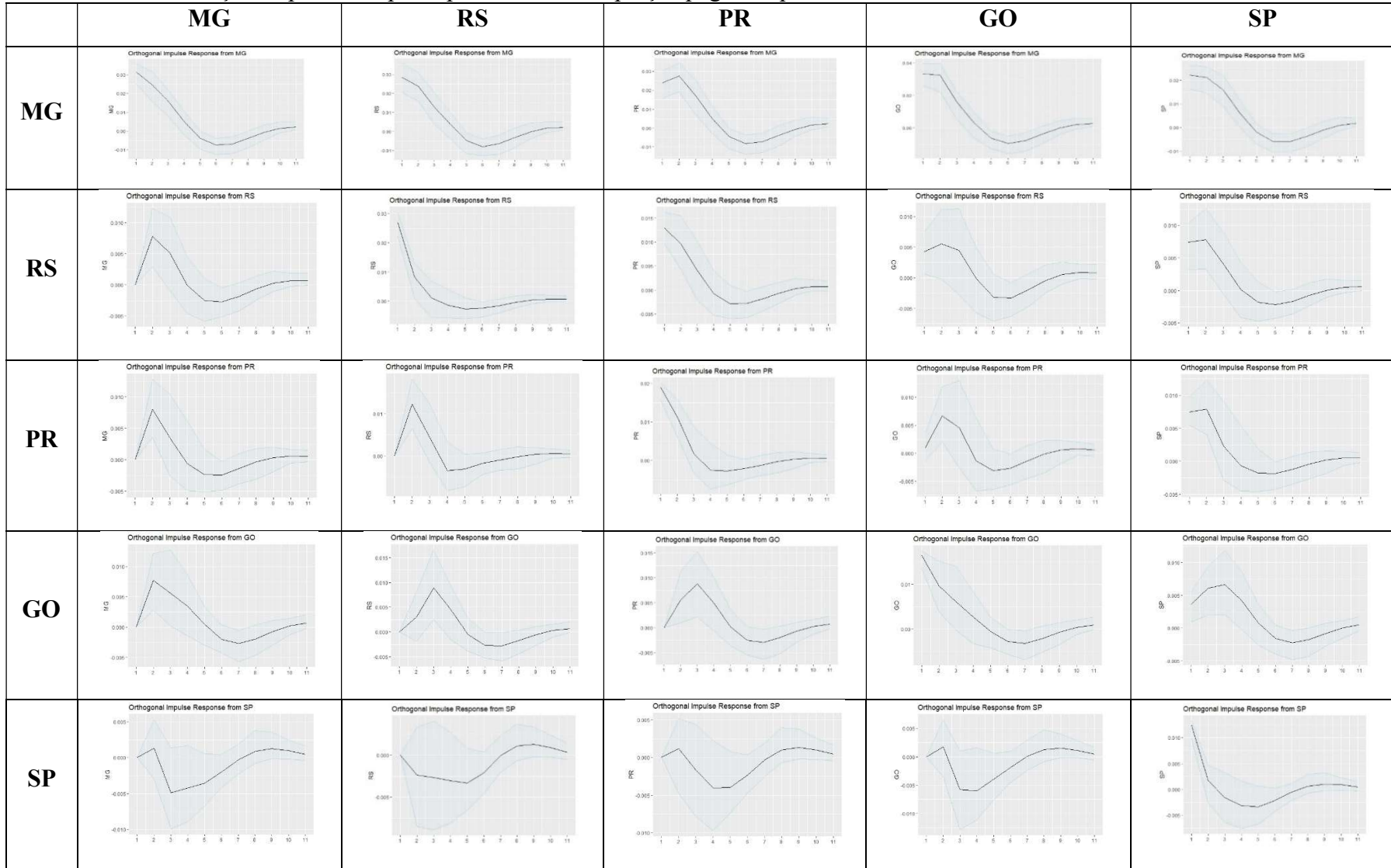
Fonte: O autor, 2019.

Tabela 58 - *Spillover* de Volatilidade para os retornos dos preços no varejo.

	PvSP	PvGO	PvPR	PvMG	PvRS	Contribuições de outros
PvSP	74,52	6,44	1,79	2,50	14,75	25,48
PvGO	52,13	34,27	1,52	3,73	8,35	65,73
PvPR	53,46	7,59	21,94	4,04	12,97	78,06
PvMG	49,20	5,97	2,02	29,77	13,03	70,22
PvRS	51,49	7,99	4,75	6,60	29,17	70,83
Contribuições para outros	206,28	27,99	10,08	16,87	49,10	310,32
Contribuições incluindo o próprio estado	280,80	62,26	32,02	46,64	78,27	Índice <i>Spillover</i> = 62,07%

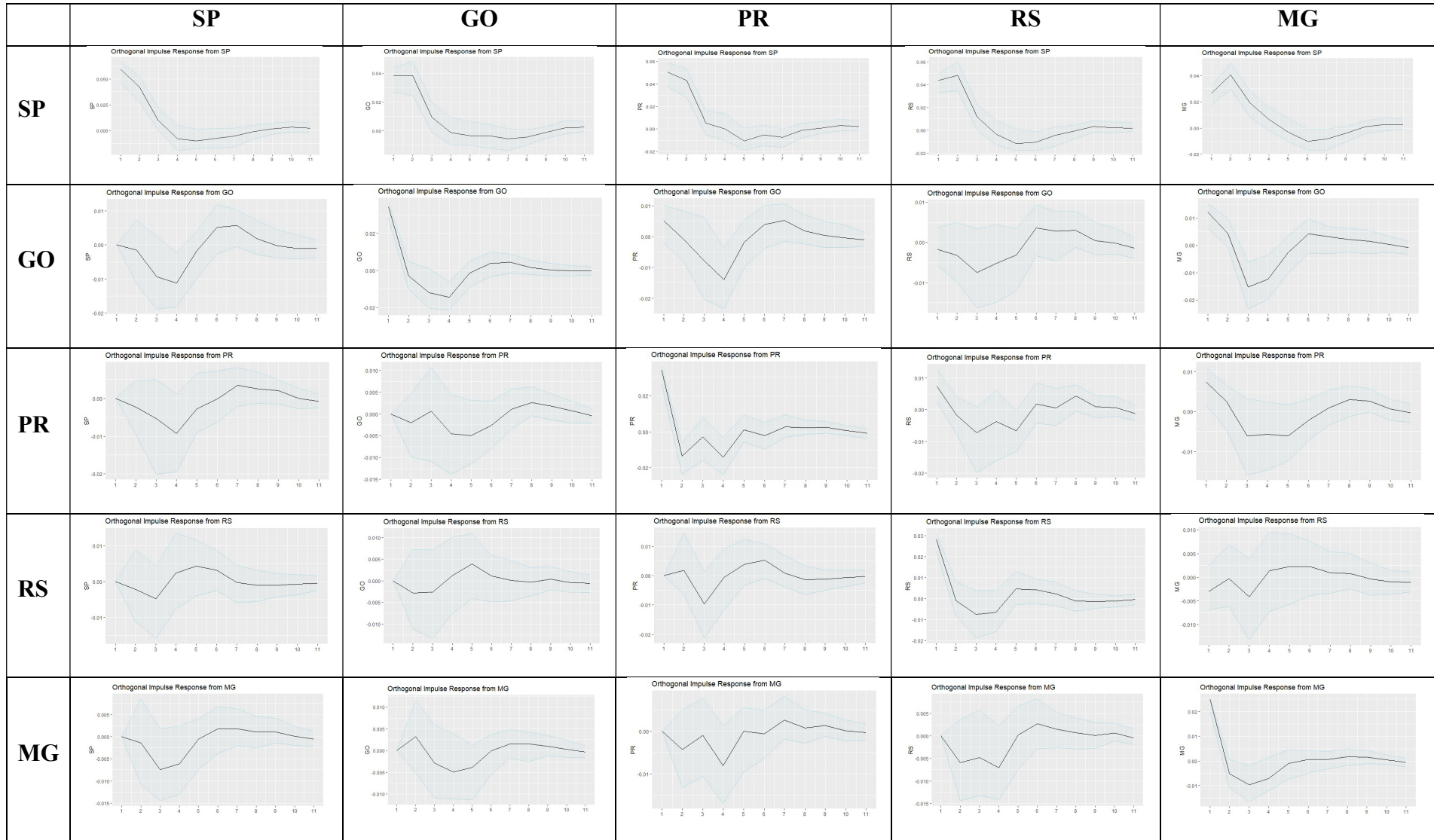
Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE E – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços pagos ao produtor



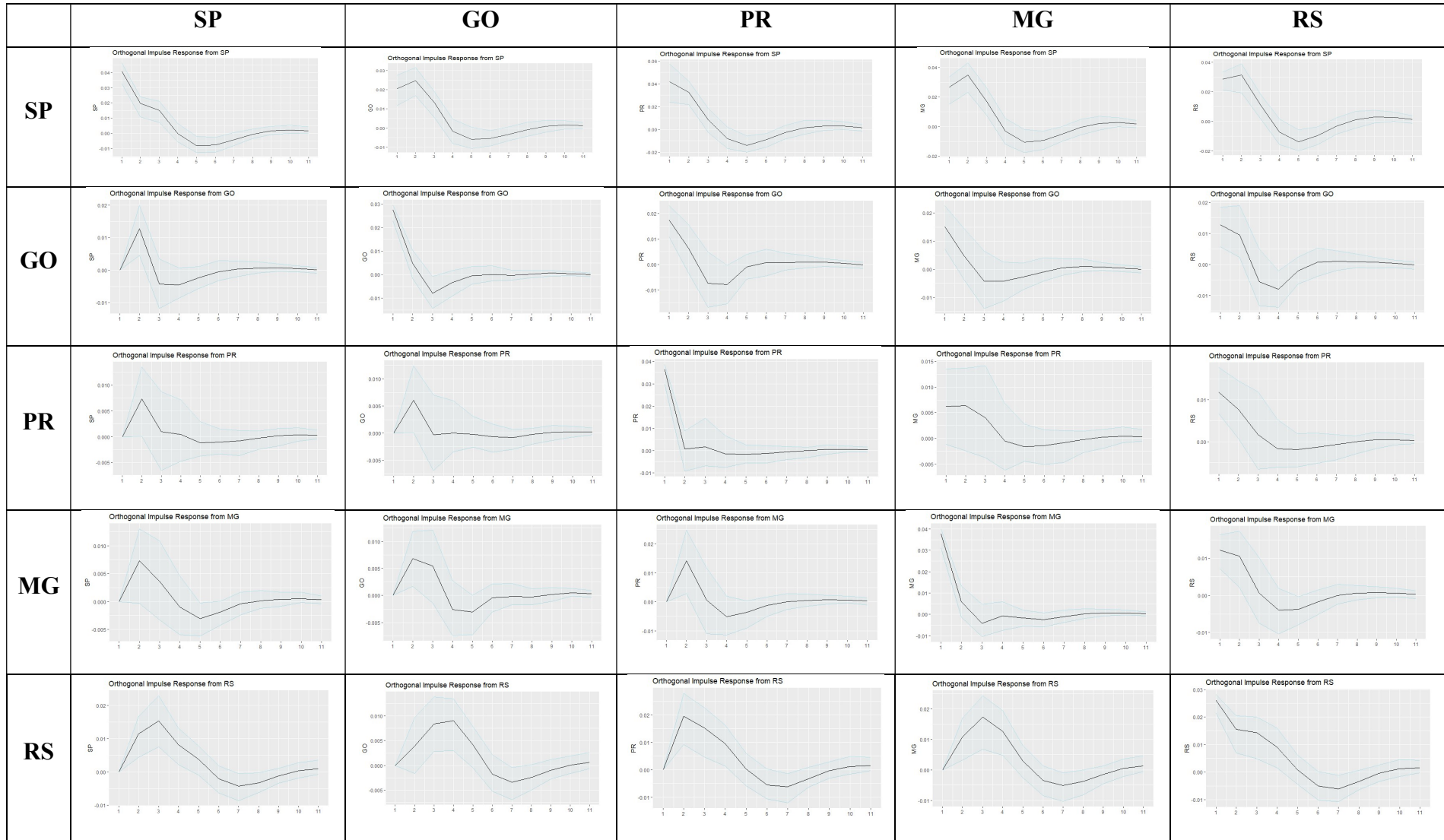
Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE F – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços praticados no Atacado



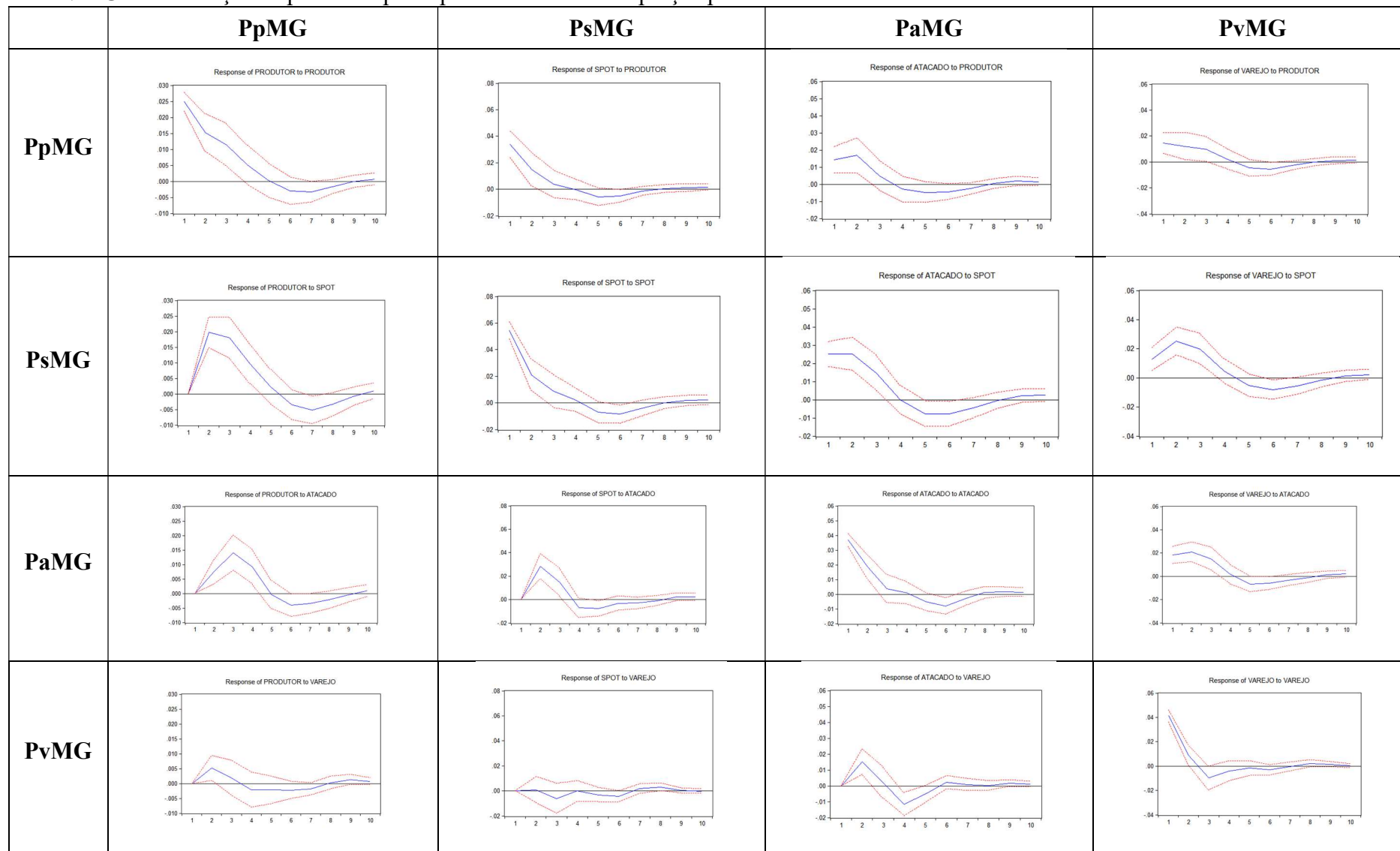
Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE G – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços praticados no Varejo



Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE H – Função Impulso-Resposta para os retornos dos preços praticados em Minas Gerais



Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE I – Critérios de defasagem e Teste de cointegração de Johansen – RS

Tabela 59 - Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retorno dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.

<i>Lag</i>	Critérios			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	- 24.105	-23.891*	-23.579*	0.000
2	- 24.220	-23.863	-23.342	0.000
3	-26.248	-23.793	-25.019	0.000
4	- 24.293*	-24.374	-23.064	0.000*

Fonte: O autor, 2019.

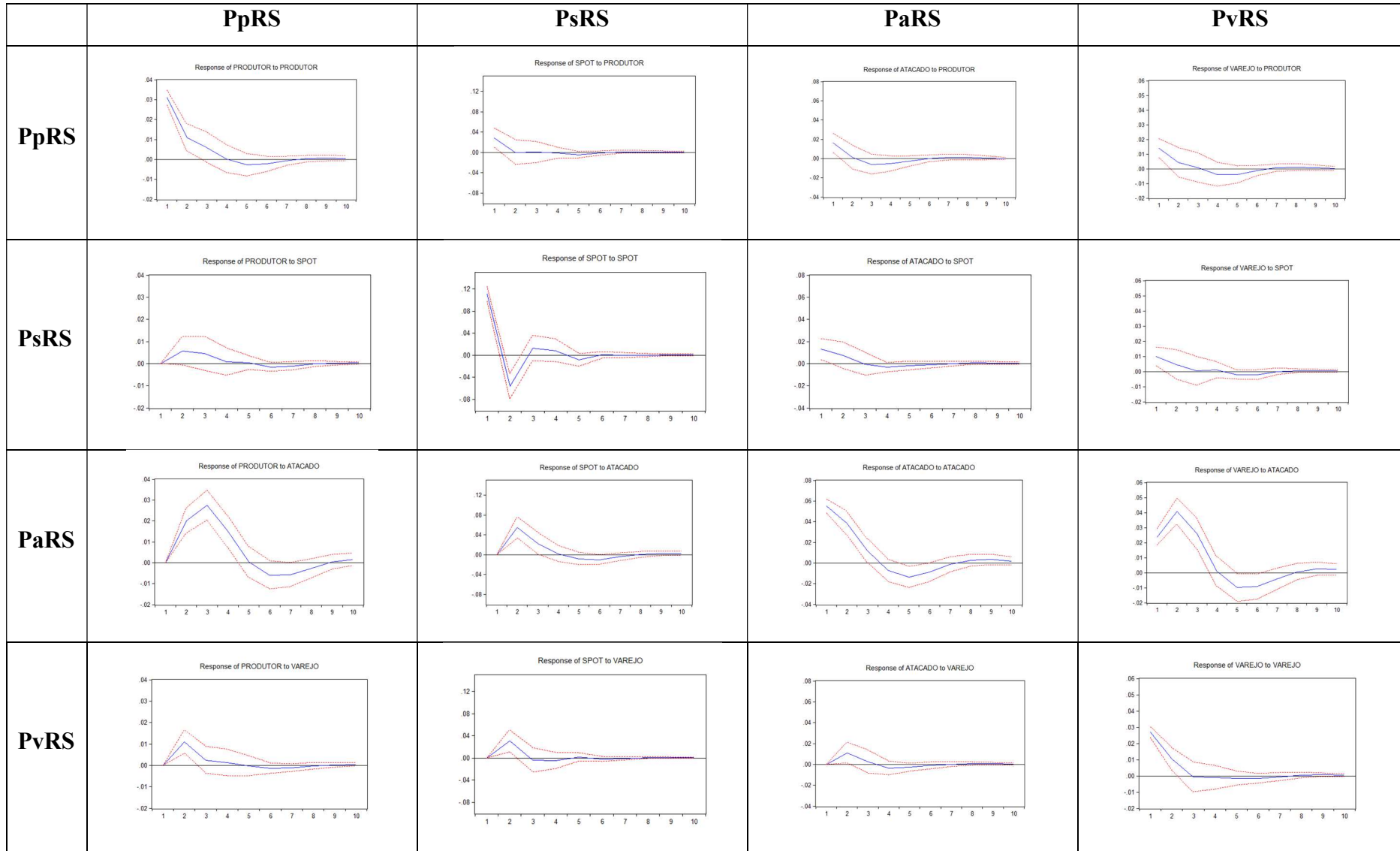
Tabela 60 - Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados no RS.

Número de Vetores de Cointegração	λ_{max}	Valor Crítico (0,05)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (0,05)
Nenhum*	71,052	27,584	189,354	47,856
Ao menos 1*	54,077	21,131	118,302	29,797
Ao menos 2*	37,892	14,264	64,225	15,494
Ao menos 3*	26,332	3,841	26,332	3,841

Fonte: O autor, 2019.

Nota: onde * indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

APÊNDICE J – Função Impulso-Resposta para o retorno dos preços praticados no Rio Grande do Sul



Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE L – Critérios de Defasagem e Teste de cointegração de Johansen – PR

Tabela 61 - Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retorno dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.

<i>Lag</i>	Critérios			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	- 2.460	-2.439*	-2.408*	2.052
2	- 2.459	-2.423	-2.371	2.087
3	-2.457	-2.407	-2.334	2.137
4	-2.459	-2.394	-2.301	2.106
5	-2.475	-2.396	-2.282	1.800
6	- 2.490*	-2.397	-2.262	1.557*

Fonte: O autor, 2019.

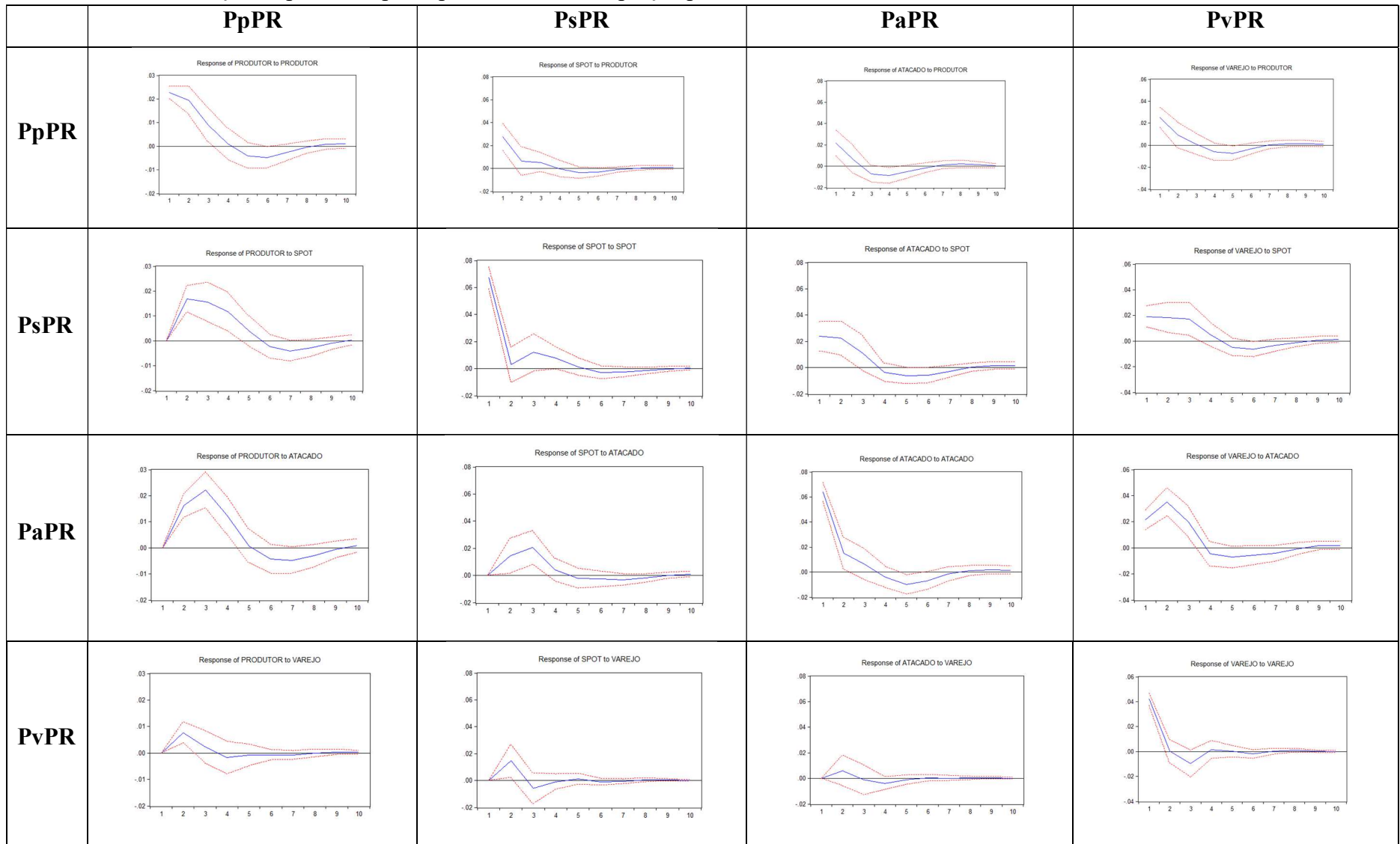
Tabela 62 - Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados no PR.

Número de Vetores de Cointegração	λ_{max}	Valor Crítico (0,05)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (0,05)
Nenhum*	71,052	27,584	189,354	47,856
Ao menos 1*	54,077	21,131	118,302	29,797
Ao menos 2*	37,892	14,264	64,225	15,494
Ao menos 3*	26,332	3,841	26,332	3,841

Fonte: O autor, 2019.

Nota: onde * indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

APÊNDICE M – Função Impulso-Resposta para o retorno dos preços praticados no Paraná



Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE N – Critérios de Defasagem e Teste de cointegração de Johansen – GO

Tabela 63 - Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retorno dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.

<i>Lag</i>	Critérios			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	- 26.507	-26.334*	-25.980*	0.000
2	-26.607	-26.293	-25.729	0.000
3	-26.833*	-26.250	-25.604	0.000*

Fonte: O autor, 2019.

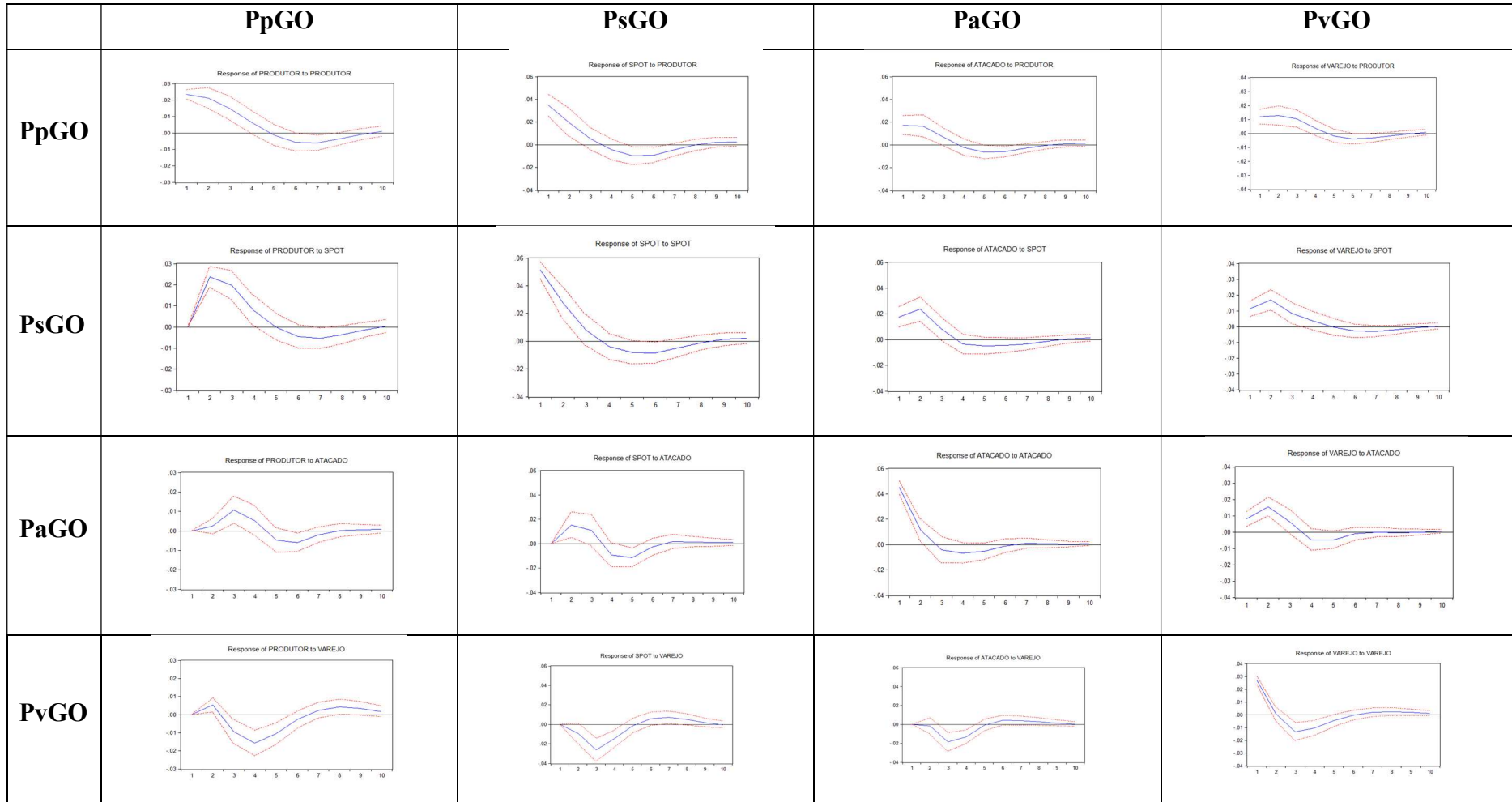
Tabela 64 - Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados em Goiás.

Número de Vetores de Cointegração	λ_{max}	Valor Crítico (0,05)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (0,05)
Nenhum*	81,373	27,584	208,820	47,856
Ao menos 1*	62,434	21,131	127,446	29,797
Ao menos 2*	38,008	14,264	65,011	15,494
Ao menos 3*	27,003	3,841	27,003	3,841

Fonte: O autor, 2019.

Nota: onde * indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

APÊNDICE O – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços praticados em Goiás



Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE P – Critérios de Defasagem e Teste de cointegração de Johansen – SP

Tabela 65 - Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as quatro séries de retorno dos preços, janeiro de 2007 a dezembro de 2018.

<i>Lag</i>	Critérios			
	AIC	HQ	SC	FPE
1	- 25.754	-25.540	-25.228	0.000
2	-26.391	-26.034*	-25.513*	0.000
3	-26.488*	-25.989	-25.259	0.000*

Fonte: O autor, 2019.

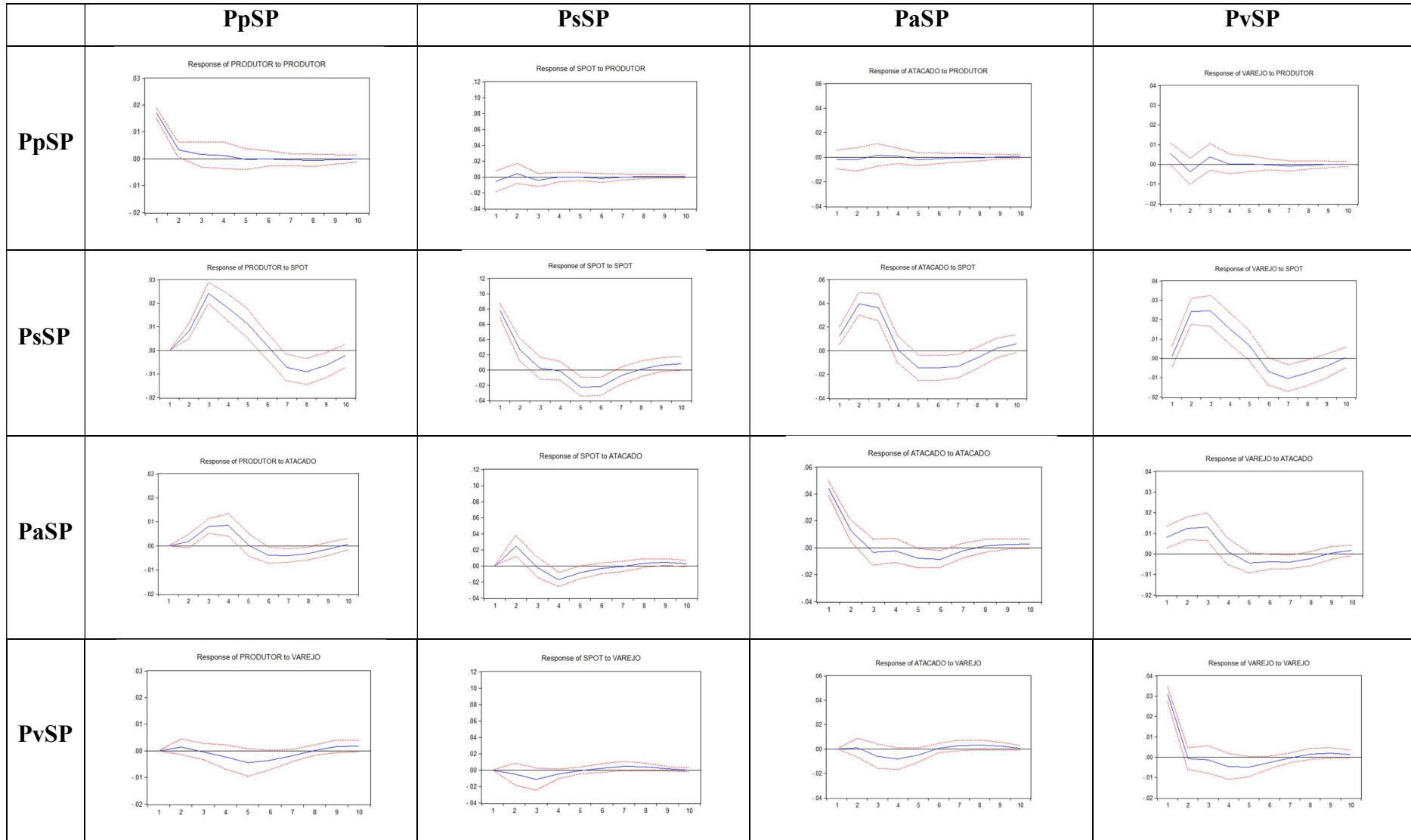
Tabela 66 - Teste de cointegração de Johansen – Retorno dos preços praticados em SP.

Número de Vetores de Cointegração	λ_{max}	Valor Crítico (0,05)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (0,05)
Nenhum*	62,179	27,584	178,471	47,856
Ao menos 1*	53,582	21,131	116,291	29,797
Ao menos 2*	37,955	14,264	62,709	15,494
Ao menos 3*	24,753	3,841	24,753	3,841

Fonte: O autor, 2019.

Nota: onde * indica rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

APÊNDICE Q – Função Impulso-Resposta para retorno dos preços praticados em São Paulo



Fonte: O autor, 2019.

APÊNDICE R – Teste de Causalidade Granger – Volatilidade dos retornos dos preços

Tabela 67 - Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços em MG.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpMG & PsMG	2	Pp ←	Ps	1,709	0,184	6,928	0,001*
PpMG & PaMG	2	Pp ←	Pa	0,374	0,688	46,129	0,000*
PpMG & PvMG	2	Pp ←	Pv	0,162	0,850	23,350	0,000*
PsMG & PaMG	2	Ps ←	Pa	0,471	0,625	2,510	0,085
PsMG & PvMG	2	Ps ←	Pv	0,533	0,588	4,981	0,008*
PaMG & PvMG	2	Pa ⇔	Pv	12,208	0,000*	5,417	0,005*

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

Tabela 68 - Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços no RS.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpRS & PaRS	2	Pp ⇔	Pa	3,401	0,036**	5,773	0,003*
PpRS & PvRS	2	Pp ⇔	Pv	15,866	0,000*	3,219	0,043**
PsRS & PaRS	2	Ps ←	Pa	1,284	0,280	3,686	0,027**
PsRS & PvRS	2	Ps →	Pv	8,034	0,000*	1,905	0,152
PaRS & PvRS	2	Pa →	Pv	2,726	0,069	1,952	0,145

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

Tabela 69 - Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços no PR.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpPR & PsPR	2	Pp ←	Ps	0,435	0,647	8,341	0,000*
PpPR & PaPR	2	Pp ←	Pa	0,221	0,801	7,946	0,000*
PpPR & PvPR	2	Pp ←	Pv	5,061	0,007*	5,698	0,004*
PsPR & PaPR	2	Ps →	Pa	3,729	0,026*	0,463	0,629
PsPR & PvPR	2	Ps ←	Pv	2,797	0,064	3,035	0,041**
PaPR & PvPR	2	Pa ⇔	Pv	3,456	0,034**	7,206	0,001*

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

Tabela 70 - Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços em GO.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpGO & PsGO	2	Pp ←	Ps	2,515	0,085	18,083	0,000*
PpGO & PaGO	2	Pp ←	Pa	1,703	0,186	7,959	0,000*
PpGO & PvGO	2	Pp ⇔	Pv	9,558	0,000*	17,306	0,000*
PsGO & PaGO	2	Ps →	Pa	4,141	0,018**	2,486	0,087
PsGO & PvGO	2	Ps ⇔	Pv	5,022	0,007*	3,933	0,022**
PaGO & PvGO	2	Pa →	Pv	7,759	0,000*	1,925	0,149

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.

Tabela 71 - Teste de Causalidade de Granger – Volatilidade dos retornos dos preços em SP.

Variáveis	Lags	Resultado		Hipótese Nula		Hipótese Nula	
		X	Y	X não causa Y		Y não causa X	
				F-test	P-Valor	F-test	P-Valor
PpSP & PsSP	2	Pp ←	Ps	0,628	0,534	10,689	0,000*
PpSP & PaSP	2	Pp ←	Pa	0,635	0,531	8,441	0,000*
PpSP & PvSP	2	Pp ←	Pv	0,216	0,806	14,494	0,000*
PsSP & PaSP	2	Ps ⇔	Pa	6,443	0,002*	4,230	0,016*
PsSP & PvSP	2	Ps →	Pv	7,674	0,000*	0,047	0,953
PaSP & PvSP	2	Pa ⇔	Pv	10,264	0,000*	13,103	0,000*

Fonte: O autor, 2019. Nota: *Nível de 1% de significância. **Nível de 5% de significância.