

ALAN FIGUEIREDO DE ARÊDES

**TRANSMISSÃO DE PREÇOS E DA VOLATILIDADE NA  
COMERCIALIZAÇÃO DA CARNE SUÍNA**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2009

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

A678t  
2009

Arêdes, Alan Figueiredo de, 1979-

Transmissão de preços e da volatilidade na comercialização da carne suína / Alan Figueiredo de Arêdes.  
– Viçosa, MG, 2009.  
xiv, 163f.: il. (algumas col.) ; 29cm.

Inclui anexos.

Orientador: Maurinho Luiz dos Santos.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 139-147.

1. Economia agrícola. 2. Carne de porco – Comércio.  
3. Alimentos – Preços. 4. Preços agrícolas. I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 338.1

ALAN FIGUEIREDO DE ARÊDES

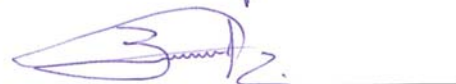
**TRANSMISSÃO DE PREÇOS E DA VOLATILIDADE NA  
COMERCIALIZAÇÃO DA CARNE SUÍNA**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.


APROVADA: 16 de dezembro de 2009.

  
Pesq. José Luis dos Santos Rufino

  
Prof<sup>a</sup> Patrícia Lopes Rosado

  
Prof. Brício dos Santos Reis

  
Prof<sup>a</sup> Marília Fernandes Maciel Gomes  
(Coorientadora)

  
Prof. Maurinho Luiz dos Santos  
(Orientador)

*A Deus,*

*A minha noiva,*

*Aos meus pais,*

*As minhas irmãs.*

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço a Deus, pela vida e por mais essa oportunidade.

Aos meus pais José Nicolau e Oneida e às minhas irmãs Aline, Aída, Agda e Anália pelo apoio na realização dos meus estudos.

À minha querida noiva Fernanda pelo incentivo e ajuda nos momentos mais difíceis e pelo seu companheirismo, atenção, carinho e amor que tornaram o trabalho menos árduo e minha vida mais feliz.

Ao Professor Maurinho Luiz dos Santos, pela ajuda e disposição na orientação e realização do trabalho.

Aos conselheiros Marília Fernandes Maciel Gomes e João Eustáquio de Lima pela contribuição em todas as etapas do trabalho.

Aos professores e pesquisadores Brício dos Santos Reis, Patrícia Lopes Rosado e José Luís dos Santos Rufino pelas críticas e valiosas sugestões.

Aos demais professores do Departamento de Economia Rural e da UFV que muito contribuíram para o meu crescimento profissional, científico e humano.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, pelo auxílio, colaboração e fornecimento de informações durante a realização do trabalho.

A todos os amigos e colegas pelos momentos de aprendizagem e amizade.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realização do curso.

Ao CNPq pela bolsa de estudos e auxílio financeiro para realização do trabalho.

A todos aqueles que, direta ou indiretamente, contribuíram para a realização deste trabalho.

## **BIOGRAFIA**

Alan Figueiredo de Arêdes, filho de José Nicolau de Arêdes e Oneida Pimentel Figueiredo de Arêdes, nasceu em 25 de maio de 1979, sendo natural de Santo Antônio do Glória, Vieiras-MG.

Em março de 2000, iniciou o curso de graduação em Ciências Econômicas na Universidade Federal de Viçosa, concluindo-o em julho de 2004.

Em março de 2005, iniciou o curso de pós-graduação em Economia Aplicada, mestrado, na Universidade Federal de Viçosa, defendendo tese em setembro de 2006.

Em outubro de 2006, iniciou o curso de pós-graduação em Economia Aplicada, doutorado, na Universidade Federal de Viçosa, defendendo tese em dezembro de 2009.

## SUMÁRIO

	Página
<b>LISTA DE TABELAS</b> .....	<b>vii</b>
<b>LISTA DE FIGURAS</b> .....	<b>ix</b>
<b>RESUMO</b> .....	<b>xi</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>xiii</b>
<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	<b>1</b>
1.1. A importância e composição da cadeia produtiva de suínos .....	1
1.2. Organização da produção de suínos.....	11
1.2.1. Sistema integrado.....	14
1.2.2. Sistema independente .....	16
1.3. A importância dos estudos de transmissão de preços e de sua volatilidade .....	18
1.4. O problema e sua importância .....	22
1.5.1. Geral.....	24
1.5.2. Específicos .....	24
<b>2. REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	<b>25</b>
2.1. Modelos teóricos de transmissão de preços entre níveis de mercado.....	25
2.1.1. Modelo de Gardner .....	25
2.1.2. Modelo de Heien.....	27
2.1.3. Modelo de Barros.....	30
2.2. Transmissão dos preços entre regiões.....	34
2.2.1. Arbitragem espacial .....	35
2.2.2. Lei do preço único .....	36
2.2.3. Integração de mercados .....	37
<b>3. MODELO ANALÍTICO</b> .....	<b>40</b>
3.1. Estacionariedade e cointegração .....	40
3.2. Relações entre séries temporais .....	44
3.3. Volatilidade condicional .....	51
3.4. Determinação da ordem dos modelos .....	55
3.5. Procedimentos realizados.....	56
3.5.1. Procedimentos para análise entre níveis de mercado.....	56
3.5.1.1. Sentido da variação dos preços e de sua volatilidade entre os níveis de mercado.....	56
3.5.1.2. Mecanismo de formação dos preços entre os níveis de mercado .....	57
3.5.2. Procedimentos para análise entre as regiões.....	59

3.5.2.1. Sentido da variação dos preços e de sua volatilidade entre as regiões .....	59
3.5.2.2. Mecanismo de formação dos preços entre as regiões .....	59
3.6. Fonte de dados .....	60
<b>4. RESULTADOS .....</b>	<b>63</b>
4.1. Comportamento dos preços entre segmentos de mercado .....	63
4.1.1. Sentido da transmissão de preços entre segmentos de mercado .....	63
4.1.2. Análise da volatilidade dos preços entre segmentos de mercado .....	74
4.1.3. Elasticidades contemporâneas de transmissão dos preços entre segmentos de mercado.....	85
4.1.4. Mecanismo de ajustamento dos preços da carne suína entre segmentos de mercado.....	93
4.1.4.1. Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços em cada segmento de mercado.....	93
4.1.4.2. Função Impulso-Resposta dos preços em cada segmento de mercado.....	104
4.2. Comportamento dos preços entre as regiões.....	116
4.2.1. Sentido da transmissão de preços entre as regiões .....	116
4.2.2. Análise da volatilidade dos preços entre as regiões.....	119
4.2.3. Elasticidades contemporâneas de transmissão dos preços entre as regiões.....	123
4.2.4. Mecanismo de ajustamento dos preços da carne suína entre as regiões .....	125
4.2.4.1. Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços entre as regiões.....	125
4.2.4.2. Função Impulso-Resposta dos preços entre as regiões .....	129
<b>5. RESUMO E CONCLUSÃO.....</b>	<b>134</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>139</b>
<b>ANEXO I.....</b>	<b>148</b>
<b>ANEXO II.....</b>	<b>155</b>
<b>ANEXO III .....</b>	<b>158</b>
<b>ANEXO IV.....</b>	<b>162</b>

## LISTA DE TABELAS

Página

Tabela 1 - Escala dos estabelecimentos suínícolas no Brasil .....	14
Tabela 2 - Matriz de relações contemporâneas para o relacionamento dos preços entre os segmentos de mercado.....	46
Tabela 3 - Matriz de relações contemporâneas para o relacionamento dos preços entre as regiões.....	47
Tabela 4 - Descrição das variáveis utilizadas na análise de transmissão de preços da carne suína .....	62
Tabela 5 - Sentido da transmissão das variações de preços para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008.....	64
Tabela 6 - Sentido da transmissão das variações de preços para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008 .....	65
Tabela 7 - Sentido da transmissão das variações de preços para São Paulo, 01/2000 a 09/2008 .....	69
Tabela 8 - Análise das propriedades estatísticas das séries de preços em logaritmo natural, 01/2000 a 08/2008 .....	78
Tabela 9 - Estimativas dos parâmetros do modelo BEEK para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008 .....	82
Tabela 10 - Estimativas dos parâmetros do modelo BEEK para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008 .....	83
Tabela 11 - Estimativas dos parâmetros do modelo BEEK para São Paulo, 01/2000 a 08/2008 .....	84
Tabela 12 - Matriz de relações contemporâneas para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008 .	86
Tabela 13 - Matriz de relações contemporâneas para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008 ...	88
Tabela 14 - Matriz de relações contemporâneas para São Paulo, 01/2000 a 08/2008.....	90
Tabela 15 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao produtor em Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008.....	94
Tabela 16 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao varejo em Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008.....	95
Tabela 17 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao atacado em Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008.....	96

Tabela 18 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao produtor em Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008.....	97
Tabela 19 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao varejo em Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008.....	98
Tabela 20 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao atacado em Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008.....	98
Tabela 21 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao produtor em São Paulo, 01/2000 a 08/2008 .....	100
Tabela 22 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao varejo processada em São Paulo, 01/2000 a 08/2008.....	101
Tabela 23 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao varejo <i>in natura</i> em São Paulo, 01/2000 a 08/2008 .....	102
Tabela 24 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao atacado em São Paulo, 01/2000 a 08/2008.....	102
Tabela 25 - Sentido da transmissão das variações de preços entre as regiões, 01/2000 a 06/2009 .....	116
Tabela 26 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos dos modelos entre as regiões, 01/2000 a 06/2009.....	119
Tabela 27 - Análise das propriedades estatísticas das séries de preços das regiões, 01/2000 a 06/2009.....	121
Tabela 28 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para heterocedasticidade condicional nos resíduos dos modelos entre as regiões, 01/2000 a 06/2009.....	122
Tabela 29 - Estimativas dos parâmetros do modelo BEEK entre as regiões, 01/2000 a 06/2009 .....	123
Tabela 30 - Matriz de relações contemporâneas para transmissão de preços entre as regiões, 01/2000 a 06/2009 .....	124
Tabela 31 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços em Minas Gerais, 01/2000 a 06/2009 .....	125
Tabela 32 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços em São Paulo, 01/2000 a 06/2009 .....	126
Tabela 33 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços em Santa Catarina, 01/2000 a 06/2009 .....	127
Tabela 34 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços no mercado internacional, 01/2000 a 06/2009.....	128

## LISTA DE FIGURAS

	Página
Figura 1 - Produção de carne suína no Brasil, 2007. ....	2
Figura 2 - Representação da cadeia produtiva da carne suína. ....	3
Figura 3 - Percentual do local de distribuição da carne suína, bovina e de frango, 2002/03. ....	7
Figura 4 - Termos de troca entre preço do quilo de suíno vivo e quilo de milho e soja para produtores em São Paulo, 01/2000 a 08/2008.....	8
Figura 5 - Estabelecimentos suinícolas por sistema de produção em Santa Catarina. ....	13
Figura 6 - Distribuição percentual das propriedades conforme o número de matrizes em Santa Catarina. ....	15
Figura 7 - Distribuição percentual das propriedades conforme o número de matrizes no Vale do Piranga-MG. ....	18
Figura 8 - Sentido da transmissão dos preços entre os níveis de mercado para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008. ....	65
Figura 9 - Sentido da transmissão dos preços entre os níveis de mercado para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008. ....	67
Figura 10 - Sentido da transmissão dos preços entre os níveis de mercado para São Paulo, 01/2000 a 08/2008. ....	70
Figura 11 - Volatilidade das séries de preços da carne suína para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008.....	75
Figura 12 - Volatilidade das séries de preços da carne suína para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008.....	75
Figura 13 - Volatilidade das séries de preços da carne suína para São Paulo, 01/2000 a 08/2008. ....	76
Figura 14 - Resposta da série de preços ao produtor em Santa Catarina devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008. ....	105
Figura 15 - Resposta da série de preços ao varejo em Santa Catarina devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008. ....	106
Figura 16 - Resposta da série de preços ao atacado em Santa Catarina devido a inovações.....	107
Figura 17 - Resposta da série de preços ao produtor em Minas Gerais devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008. ....	108
Figura 18 - Resposta da série de preços ao varejo em Minas Gerais devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008. ....	110

Figura 19 - Resposta da série de preços ao atacado em Minas Gerais devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008. ....	111
Figura 20 - Resposta da série de preços ao produtor em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008. ....	112
Figura 21 - Resposta da série de preços ao varejo da carne processada em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008. ....	113
Figura 22 - Resposta da série de preços ao varejo da carne in natura em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008. ....	114
Figura 23 - Resposta da série de preços ao atacado em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008. ....	115
Figura 24 - Volatilidade das séries de preços da carne suína nas regiões, 01/2000 a 06/2009. ....	120
Figura 25 - Volatilidade das séries de preços da carne suína em Minas Gerais e em São Paulo, 01/2000 a 06/2009. ....	120
Figura 26 - Volatilidade das séries de preços da carne suína em Santa Catarina e no mercado internacional, 01/2000 a 06/2009. ....	121
Figura 27 - Resposta da série de preços em Minas Gerais devido a inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009. ....	130
Figura 28 - Resposta da série de preços em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009. ....	131
Figura 29 - Resposta da série de preços em Santa Catarina devido a inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009. ....	132
Figura 30 - Resposta da série de preços no mercado internacional devido a inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009. ....	133

## RESUMO

ARÊDES, Alan Figueiredo, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 2009. **Transmissão de preços e da volatilidade na comercialização da carne suína.** Orientador: Maurinho Luiz dos Santos. Coorientadores: Prof<sup>a</sup>. Marília Fernandes Maciel Gomes e Prof. João Eustáquio de Lima.

A cadeia da carne suína, apesar de apresentar significativo aprimoramento técnico e competitivo, é ainda um dos setores mais instáveis do agronegócio nacional, sendo a comercialização e oscilação dos preços um dos principais entraves ao seu desenvolvimento. Nesse sentido, o presente trabalho teve por objetivo analisar as relações de transmissão dos preços e de sua volatilidade entre os agentes da cadeia produtiva da carne suína e entre os principais mercados dessa carne. Para isso, o trabalho baseou-se em um modelo de transmissão de preços entre níveis de mercado com liderança de preços do atacado e no modelo de integração de preços entre mercados, tendo utilizado como método nas análises o *Vector Autoregression* (VAR) e o *Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (M-GARCH). Com base nesses modelos multivariados de séries temporais, realizaram-se os testes de causalidade e obtiveram-se as matrizes de relações contemporâneas, as decomposições das variâncias do erro de previsão, as funções impulso-resposta e analisou-se o possível contágio de instabilidade por volatilidade condicional entre as séries de preços da carne suína. Assim, foi analisada a formação de preços da carne suína e de sua volatilidade nos níveis de mercado nos Estados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo e entre essas regiões e o preço da carne no mercado internacional. Constatou-se que o preço ao produtor foi importante transmissor das variações de preços nos mercados catarinense e mineiro e que o preço ao atacado apresentou-se com maior influência nas variações dos preços da carne no mercado paulista. Verificou-se também que os preços da carne foram mais instáveis em nível do produtor em Santa Catarina e em Minas Gerais e, em nível do atacado, em São Paulo. Quando analisada a transmissão dos preços entre as localidades, os preços catarinenses tiveram maior impacto sobre a dinâmica das séries de preços mineira e paulista, tendo o preço catarinense e no mercado internacional apresentado maior instabilidade, embora não tenha sido detectada transmissão de volatilidade dos preços entre localidades. Adicionalmente, verificaram-se maiores níveis de variabilidade dos preços da carne suína em períodos com casos de febre aftosa. Dessa forma, espera-se que políticas públicas e privadas que visem contribuir para a harmonização e o desenvolvimento do setor da carne suína devem agir especialmente sobre as fontes de instabilidade do setor, como na ocorrência de enfermidades do rebanhado, na estabilidade do mercado de milho e soja, na ampliação do consumo doméstico da carne e

na diversificação dos mercados externos importadores do produto. Os resultados mostram que as ações de intervenção, quando realizadas sobre os preços, devem ocorrer nos níveis dos preços recebidos pelos produtores em Santa Catarina e em Minas Gerais, e aos níveis de preços ao atacado em São Paulo, uma vez que os preços nesses segmentos mostraram-se influentes sobre os demais elos da cadeia. Adicionalmente, as ações terão melhores resultados quando as intervenções ocorrerem no mercado catarinense, visto que essa região apresentou-se como principal mercado nacional formador de preços. Assim, ocorrerá melhor dinamização do fluxo de informação entre os agentes, com redução dos gastos públicos e privado, o que tornará a atividade mais atrativa. Nesse sentido, o presente trabalho contribui para o melhor conhecimento da formação dos preços da carne suína e de sua instabilidade e para a formulação de políticas agrícolas mais eficazes.

## ABSTRACT

ARÊDES, Alan Figueiredo, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, December, 2009. **Transmission of prices and volatility in the marketing of pork.** Adviser: Maurinho Luiz dos Santos. Co-Advisers: Prof<sup>a</sup>. Marília Fernandes Maciel Gomes and Prof. João Eustáquio de Lima.

The pork chain, despite showing significant technical improvement and competitiveness, is still one of the most volatile sectors of Brazilian agribusiness, and marketing and price fluctuation is one of the main barriers for its development. Accordingly, the present study aimed to analyze the price ratios and volatility among production agents and major meat markets. To do this, the study was based on a price transmission model between levels of market leadership with the wholesale price and the model of price integration between markets, using Vector Autoregression (VAR) and Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (M-GARCH) as the analyzing method. Based on these multivariate models of time series, the causality tests were carried out and the contemporary relationship matrices were obtained, the decompositions of forecast error variance, the impulse-response functions and the possible spread of instability by conditional volatility of the price series of pork was analyzed. Thus, we analyzed the formation of pork prices and volatility levels of the market in the states of Santa Catarina, Minas Gerais and Sao Paulo and between these regions and meat prices in the international market. It was found that the production price was an important transmitter of changes in market prices of Santa Catarina and Minas Gerais and that bulk prices had a greater influence in the prices of meat in the Sao Paulo market. It was also noted that meat prices were more unstable at the producer level in Santa Catarina and Minas Gerais, and the wholesale level, in Sao Paulo. When analyzing the transmission of prices between locations, prices in Santa Catarina had the greatest impact on the dynamics of price series in Minas Gerais and Sao Paulo with prices from Santa Catarina and the international market showing more instability, although transmission of volatility between locations was not detected. Additionally, there were higher levels of variability in the prices of pork in periods with cases of FMD. Thus, it is expected that the public and private policies aimed to contribute to the harmonization and development of the pork farmers are especially on the sources of instability in the sector, as the occurrence of livestock diseases, the stability of the corn market and soybeans, the expansion of domestic consumption of meat and the diversification of foreign market importers of the product. The results show that the intervention actions, when carried out on prices, should occur at price levels received by producers in Santa Catarina and Minas Gerais, and levels of wholesale prices

in Sao Paulo, since the prices in those segments proved to be influential on other links in the chain. Additionally, the actions will have better results when interventions occur in the Santa Catarina market, since this region was presented as the main national market prices determiner. Thus, there will be a more dynamic flow of information between agents, with a reduction in public and private spending, which will make the activity more attractive. In this sense, this work contributes to a better understanding of the formation of prices of pork and its instability and formation of more effective agricultural policies.

## 1. INTRODUÇÃO

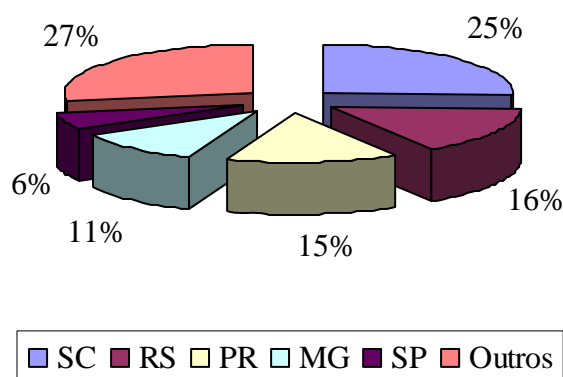
### 1.1. A importância e composição da cadeia produtiva de suínos

Em 2007, a carne suína foi a mais produzida e consumida no mundo. O Brasil é o quarto maior produtor mundial, tendo produzido 2.990 mil toneladas, ficando atrás apenas da China, com 44.200, da União Europeia, com 22.600, e dos Estados Unidos, com 9.962 mil toneladas (ANUALPEC, 2008). No referido ano, o País exportou cerca de 606 mil toneladas de carne, sendo a Rússia o principal país de destino, responsável pela importação de cerca de 45% da produção e 53% do valor produzido (ABIPECS, 2008).

No entanto, o consumo *per capita* doméstico da carne suína está aquém do mundial. Enquanto o consumo doméstico da carne é de cerca de 12,3 kg por pessoa/ano, o consumo em algumas regiões, como União Europeia, Taiwan e Hong Kong, é superior a 40 kg por pessoa/ano (ANUALPEC, 2008). No Brasil, seu consumo concentra-se em algumas regiões, especialmente Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Segundo Carvalho (2007a) o baixo consumo da carne suína deve-se a muitas restrições ao seu consumo, pois é vista por muitos como hábito não saudável. Devido o baixo consumo *per capita* nacional da carne suína, as exportações brasileiras tornam-se cruciais para o equilíbrio entre oferta e demanda da carne. Conforme Carvalho (2007b), a elevação da participação da produção brasileira no mercado internacional poderia romper o círculo vicioso da cadeia da carne suína, em que períodos de redução das margens de comercialização – provocada pela queda do preço da carne ou elevação do custo de produção – tendem a promover a queda na produção, seguida de valorização da carne e novos investimentos, que resultam na posterior queda do preço da carne.

Assim como o consumo, a produção nacional de carne suína concentra-se nos Estados de Santa Catarina, Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais e São Paulo, que, juntos, responderam por 73% do total produzido (Figura 1), 50% das matrizes alojadas e 61,40% da produção de leitões, no ano de 2007 (ABIPECS, 2008).

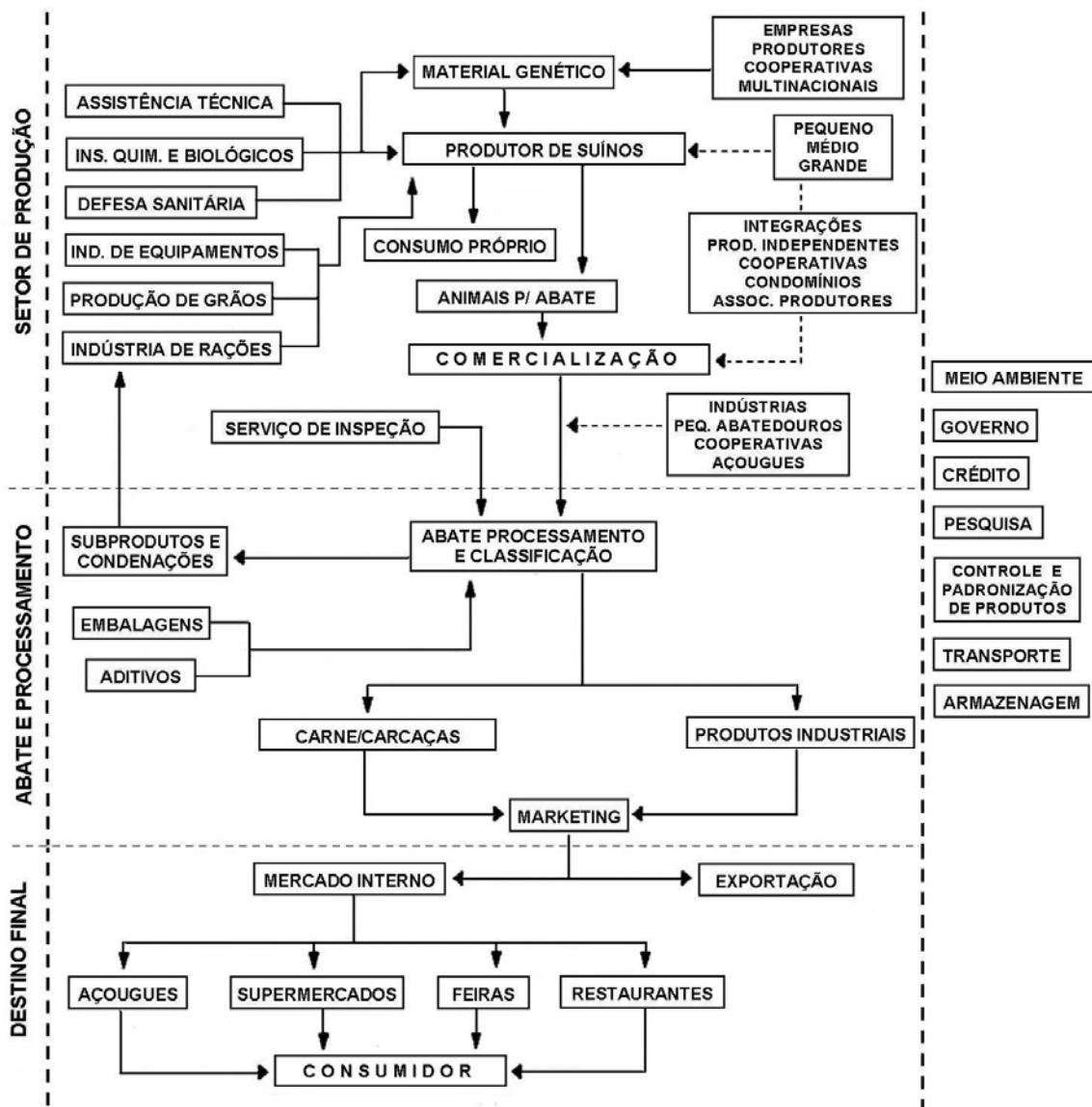


Fonte: ABIPECS (2008).

Figura 1 - Produção de carne suína no Brasil, 2007.

Essas regiões detêm também o maior número de empresas processadoras da carne (MIELE; WAQUIL, 2007), as quais, juntamente com os demais segmentos do setor, formam a cadeia da produção da carne suína. Dados da Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína (ABIPECS) mostram que o Estado de Santa Catarina é o principal produtor da carne suína, sendo responsável pela produção de 724 mil toneladas do produto, seguido pelos Estados do Rio Grande do Sul, 541 mil toneladas, Paraná, 434 mil toneladas, Minas Gerais, 348 mil toneladas, e São Paulo, 147 mil toneladas. De acordo com as estatísticas, esses Estados também são os principais produtores da carne suína no Brasil ABIPECS (2009).

A cadeia produtiva de carne suína é constituída pelos segmentos produtor, atacado e varejo e por aqueles situados a montante e a jusante, sendo os diferentes elos da cadeia interdependentes. De acordo com o fluxo apresentado na Figura 2, a carne tem sua origem na fase de produção do suíno nas granjas. As agroindústrias adquirem o suíno vivo dos produtores, abatem os animais e repassam a carne *in natura* ou processada ao varejo, que a exporta ou distribui no mercado interno ao consumidor, por meio de estabelecimentos comerciais (açougues, supermercados, feiras, restaurantes, entre outros).



Fonte: Gomes et al. (1992).

Figura 2 - Representação da cadeia produtiva da carne suína.

Assim, o primeiro elo da cadeia produtiva refere-se aos insumos de produção, com destaque para as *commodities* milho e soja, que compõem a maior parcela dos custos de produção dos animais, sendo fatores determinantes da estabilidade de toda a cadeia (ROCHA, 2006). Adicionalmente, fazem parte desse elo os demais fatores de produção imprescindíveis ao desenvolvimento do setor, que são: *premix*<sup>1</sup>, medicamentos, material genético, assistência e equipamentos.

O setor da produção é representado pelos suinocultores, os quais podem realizar suas atividades de forma independente ou integrada a uma agroindústria e concentrar a

<sup>1</sup> Pré mistura de micro minerais e vitaminas (EMBRAPA, 2009).

produção na forma de ciclo completo, produção de leitões ou de terminados (ROCHA, 2006). Por estar intimamente relacionado com os insumos de produção, o segmento produtor suinícola caracteriza-se pela vulnerabilidade aos frequentes choques na oferta da carne suína, provocados por fatores como excesso de produção, barreiras sanitárias e elevações nos preços dos insumos, especialmente do milho e soja, que são os principais componentes da ração.

O segmento produtor é também o mais deficiente em termos de informações (GUBERT; HOFF, 2008). Segundo Santos (2001), o mercado em nível do produtor é desorganizado, pulverizado e caracterizado por informações não acessíveis de maneira igualitária a todos os membros participantes da atividade suinícola. Rocha (2006) afirma também que os suinocultores compreendem o elo mais fraco da cadeia produtiva, sendo, aliás, os maiores prejudicados em momentos de crise do setor.

Além disso, Talamini (1992) já dizia que por ser pequena a possibilidade de os produtores interferirem na política econômica do País e pelo fato de o preço do suíno ser dado pelo mercado, os suinocultores devem procurar medidas para enfrentar os problemas da suinocultura, como a especialização e o desenvolvimento gerencial do suinocultor, elevando a produtividade e reduzindo os custos de produção. Adicionalmente, segundo esse autor, para que os preços pagos aos suinocultores aumentem, é necessário que estes melhorem sua organização e representatividade, elevando sua capacidade de negociação com as indústrias.

Embora o setor produtivo tenha condições técnicas de manejo competitivas e condições naturais favoráveis, a informação – que é um componente indispensável ao desenvolvimento do setor, pois está ligada à tomada de decisão e ao gerenciamento estratégico produtivo em vários pontos da cadeia – é ainda deficiente, especialmente em nível do suinocultor (GUBERT; HOFF, 2008).

Esse fato limita o desenvolvimento da cadeia e os avanços auferidos com os investimentos em manejo e tecnologia. De acordo com esses autores, para o desenvolvimento da cadeia da carne suína, é fundamental não apenas investimentos na modernização e competitividade do processo produtivo, mas também ações no campo da inclusão digital e da gestão da informação, além do melhoramento das relações com o mercado externo e a ampliação do consumo interno.

Na cadeia suinícola, como são frequentes os choques de mercado, sobretudo os relacionados à oferta e demanda da carne e de insumos – como os ocasionados por embargos políticos e sanitários promovidos pelos países importadores e a ocorrência de condições climáticas adversas à produção de grãos – é necessário ter à disposição

informações concretas e atualizadas para a tomada de decisão dos agentes integrantes da cadeia. Esse tem sido um caminho isolado seguido por algumas partes integrantes da cadeia – o segmento de abate e processamento de carne, formado por empresas e cooperativas agroindustriais –, para a profissionalização e padronização das informações, em que os esforços têm-se originado nas empresas agroindústrias processadoras, orientados principalmente pelas estratégias de verticalização da produção (GUBERT; HOFF, 2008).

Em relação ao segmento de abate e processamento da carne suína, segundo Rosado (2006), a indústria da carne pode levar à ineficiência desse mercado, por ser composta por grandes firmas com elevado índice de concentração. Conforme Miele e Waquil (2007), esse grupo caracteriza-se pela busca por ganhos de escala, promoção de marca, coordenação da cadeia produtiva, inovação e qualidade.

Para Santos (2001), o mercado de suínos é influenciado por estruturas oligopolistas de abate e processamento, que se mostram organizadas e concentradas. Gomes et al. (1992) já citava a comercialização de suínos terminados como uma das funções críticas da produção agroindustrial suinícola, com alto poder econômico das indústrias e não organização dos produtores, que resultavam na baixa rentabilidade da atividade.

Além de participarem na cadeia da carne suína, as empresas processadoras líderes do setor no Brasil e na União Europeia também atuam nos segmentos da carne de frango e bovina (MIELE; WAQUIL, 2007). As cinco maiores processadoras que operam no Brasil (Sadia, Perdigão, Aurora, Seara e Alibem) concentraram 38,31% do total de abates de suínos e 55,30% do total de abates de suínos fiscalizado pelo Serviço de Inspeção Federal (SIF), no ano de 2006 (ABIPECS, 2008). Além disso, conforme Gubert e Hoff (2008), o segmento de abate e processamento de carne também tem buscado a profissionalização e padronização das informações.

De acordo com Santos (2001), o segmento de abate e processamento apresenta-se bastante concentrado, sendo esse nível de mercado constituído por três categorias. A primeira é formada por um pequeno grupo de grandes agroindústrias, que comercializam a maior parcela da produção nacional utilizando avançada tecnologia. Elas possuem capacidade de abate acima de 1.000 cabeças/dia e comercializam a produção nos mercados interno e externo. A segunda categoria é constituída por pequenos e médios frigoríficos e abatedouros com estrutura familiar; sua capacidade de abate está entre 100 e 1.000 cabeças/dia, e a produção destina-se aos mercados regionais. Por fim, a terceira categoria é composta por abatedouros com pequena capacidade produtiva, com abates abaixo de 100

cabeças/dia. A produção é destinada aos mercados locais e, muitas vezes, não há fiscalização sanitária.

No segmento varejista, seus integrantes são responsáveis pela distribuição da carne. O produto pode ser exportado ou distribuído internamente por meio de supermercados, hipermercados, açougues, restaurantes e feiras livres, entre outros; com destaque para os supermercados e hipermercados, que concentram o maior nível de distribuição ao consumidor e variedades de produtos.

Embora a carne suína seja adquirida em diferentes estabelecimentos varejistas, como açougues, observa-se que há tendência de aumento da participação na distribuição do produto pelos super e hipermercados, estimulados pela praticidade, boa apresentação, volume de compra, garantia de pagamento e poder de barganha (FERREIRA, 1998).

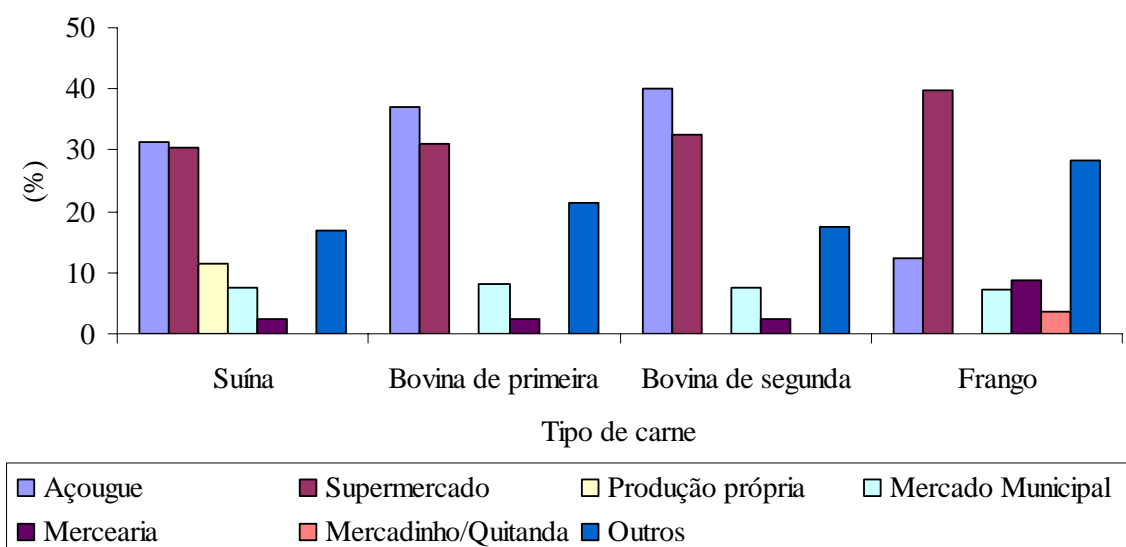
A questão da garantia de qualidade do produto com a fiscalização realizada pelos órgãos competentes também é um fator preponderante para o aumento da comercialização da carne por meio de super e hipermercados, uma vez que o pequeno e médio comércio varejista não sofre fiscalização intensa como as grandes redes.

Assim, apesar da tradição dos açougues no comércio das carnes, sua participação tende a diminuir, elevando-se a participação dos supermercados na comercialização de carnes no varejo (BDMG, 2002). Como pode ser visto em Ferreira (1998), esse fenômeno ocorreu também nos países desenvolvidos que tinham anteriormente tradição de distribuição da carne suína em açougues.

De acordo com Blecher (2002), Rebouças (2002) e Simões (2006), é crescente no Brasil e mundialmente o poder de mercado das redes de supermercados, que têm seus ganhos proporcionados pela concentração e pelo maior poder de barganha junto aos fornecedores. Segundo esses autores, a crescente informatização, a escala de comercialização, o lançamento de produtos próprios, a crescente competição entre as redes varejistas e a formação de grupos entre as pequenas e médias empresas supermercadistas têm forçado a queda de preços em nível das indústrias. De acordo com a revista Superhiper (2006), no ano de 2005 as cinco maiores empresas supermercadistas concentraram 62,66% do faturamento bruto do varejo, quando comparadas com as 500 maiores empresas do setor varejista.

Segundo Carvalho (2007a), além do crescimento da maior presença dos supermercados na distribuição da carne suína, verifica-se também que esse tipo de carne teve o maior aumento das vendas em supermercados nos últimos anos, quando comparado com a carne bovina e de frango. A Figura 3 mostra o local de distribuição desses três tipos de carne: suína, bovina e de frango. Observa-se que o supermercado é o estabelecimento

líder de venda da carne de frango, sendo o açougue líder na venda das carnes bovinas, de primeira e segunda, e da suína, embora a diferença na distribuição entre o açougue e o supermercado seja menor que 1% para essa carne.



Fonte: Adaptado de Carvalho (2007a).

Figura 3 - Percentual do local de distribuição da carne suína, bovina e de frango, 2002/03.

Por fim, os consumidores como último elo da cadeia, adquirem a produção final na forma *in natura* e de embutidos. Como observa Rocha (2006), somam-se a esse elo os consumidores internos e externos, os quais determinam o tipo de produto a ser fornecido no mercado. Segundo o autor, esse elo tem aumentado sua importância, tornando-se mais exigente e interferindo desde a maneira de se produzir o animal até a forma de sua apresentação final no varejo.

Adicionalmente, a cadeia encontra-se inserida dentro do contexto do ambiente institucional (cultura, leis, normas, resoluções e padrões de comercialização) e do ambiente organizacional (associações, órgãos de governo, instituições de crédito, empresas de pesquisa e agências credenciadoras).

Entre os participantes da cadeia suinícola, há um consenso de que os resultados econômicos são mais estáveis para produtores integrados devido à atuação das agroindústrias em suavizarem as turbulências vividas entre as baixas e altas do mercado, sustentando o suinocultor em períodos de crise, embora não os deixem obter altos retornos durante as fases de alta do mercado (ROCHA, 2006).

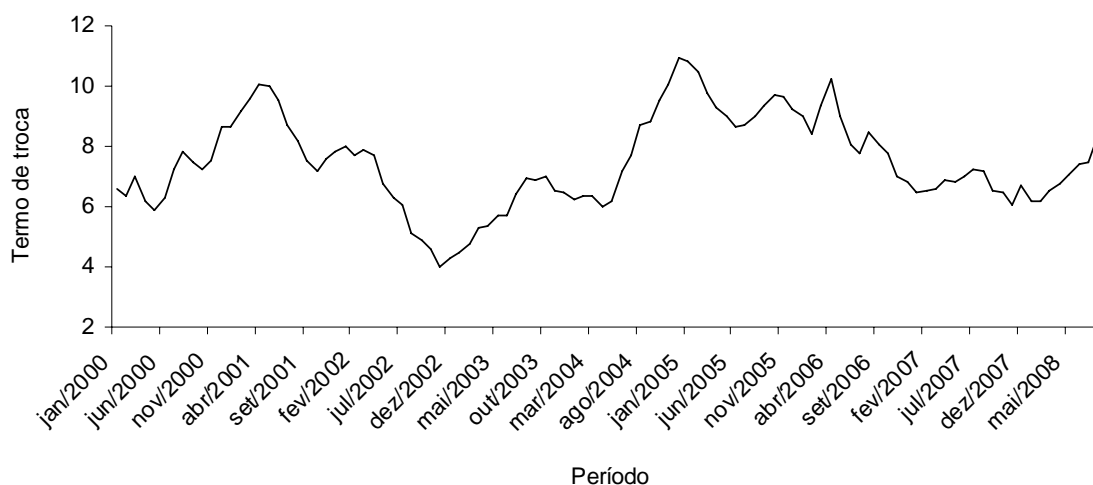
Por outro lado, os suinocultores independentes enfrentam as crises do setor sozinhos, comprando insumos mais caros e vendendo a produção aos preços de mercado, o

que pode não cobrir seus custos. Nesse sistema, a compra de insumos realiza-se com capital próprio e a negociação do animal terminado a preços que não cobrem seus custos é uma estratégia para evitar ainda mais os prejuízos com a manutenção da atividade. Entretanto, em momentos de alta do mercado, devido ao baixo custo de produção e alta dos preços do suíno, o produtor independente pode obter elevado retorno (ROCHA, 2006).

Como pode ser visto em Rocha (2006), comparativamente ao sistema integrado, a vulnerabilidade dos produtores independentes às variações de mercado é mais evidente em períodos de queda nos preços da carne e elevação dos preços dos insumos, como o ocorrido em 2002, período em que o setor enfrentou uma de suas mais graves crises.

Os insumos mais importantes para a produção da carne suína são os grãos, especialmente milho e soja, que chegam a representar mais de 80% dos custos de produção (BDMG, 2002). Segundo Santos Filho (2008), a ração representa 70% do custo de produção, sendo o custo deste insumo determinado principalmente pelo preço do milho e do farelo de soja.

A análise do termo de troca entre o preço do quilo de suíno vivo e os dos preços do quilo de milho e soja recebido pelos produtores<sup>2</sup> evidencia que seu valor é instável e que foi o mais baixo no ano de 2002 (Figura 4).



Fonte: IEA (2008).

Figura 4 - Termos de troca entre preço do quilo de suíno vivo e quilo de milho e soja para produtores em São Paulo, 01/2000 a 08/2008.

<sup>2</sup> Em que as séries de preços do milho e da soja foram agrupadas em uma única série de preços denominada série de preços da ração, sendo seu valor composto por 70% do preço de milho e 30% do preço de soja.

A consequência dessa crise foi o abandono de muitos produtores da atividade. Conforme Rocha (2006), a elevação do preço dos insumos, especialmente do milho, e a queda do preço pago ao suíno terminado resultaram na redução do plantel nacional, com intenso abate de matrizes, objetivando reduzir os prejuízos econômicos dos suinocultores em 2002. Esses efeitos foram mais sentidos entre os produtores independentes, que mostraram mais vulneráveis as variações de mercado.

Para Santos Filho (2008), as crises são decorrentes de diversos fatores, como da baixa inelasticidade da oferta da carne suína em relação ao seu preço no curto prazo. Pelo fato de depender das condições do próprio mercado e de fatores climáticos e biológicos (TALAMINI, 1992), alterações de preços da carne suína e dos insumos também podem promover a instabilidade da cadeia.

Assim, por exemplo, a queda do preço da carne e a elevação dos preços dos insumos podem elevar o aumento dos abates, incluindo matrizes, aumentando a oferta e, conseqüentemente, ocasionando maior redução do preço pago pelo suíno. Com a queda do rebanho e das matrizes, a oferta do produto começa a tornar-se escassa no mercado, elevando o preço da carne e o alojamento de matrizes nas granjas, o que refletirá em aumento futuro da oferta da carne, resultando, posteriormente, na diminuição do seu preço.

Segundo Santos (2001), a atividade suinícola é caracterizada por ciclos, que lhe aumentam a instabilidade, uma vez que, quando os preços da carne estão atrativos, encorajam a entrada de novos produtores, elevando a produção, e, nos momentos de preços baixos, há tendência de redução do número de matrizes. Conforme Giroto et al. (2008), as crises na suinocultura têm duração de aproximadamente dois anos.

Para Santos (2001), os produtores, intermediários e, em menor grau, os frigoríficos e agroindústrias nacionais estão sujeitos a intensa oscilação de preços da carne suína e instabilidade do mercado. Isso ocorre porque esse mercado possui elevada volatilidade de preços de um ciclo para outro, expondo os integrantes da cadeia a constantes riscos. Gomes et al. (1992), já tinham observado que no complexo agroindustrial suinícola o setor de produção é o que mais sofre com as oscilações de preço, uma vez que frigoríficos e indústrias de rações e insumos possuem estratégias melhores de proteção às perdas econômicas.

Embora o governo possa interferir de forma a amenizar os problemas referentes à instabilidade do mercado da carne suína, Santos (2001) argumenta que o Estado pouco influência nas decisões do setor, exercendo quase nenhuma interferência na formação de preços da carne e promovendo poucas ações sobre as questões relacionadas à quantidade a ser produzida.

Historicamente, o governo brasileiro teve pouca participação na fixação de preços da carne suína. Sua atuação era através de crédito rural para custeio, investimento e comercialização e por meio de programas de extensão e pesquisas agrícolas, como a de melhoria da saúde animal (TALAMINI, 1990).

Ações governamentais, como incentivos fiscais, crédito ou infraestrutura junto à cadeia, em particular aos produtores, são de grande importância. As políticas poderiam reduzir a carga tributária e os encargos trabalhistas, liberando linhas de crédito e fornecendo infraestrutura adequada, elevando assim a competitividade do produto e o crescimento da vantagem competitiva do setor (PINHEIRO, 2000).

Esse autor constatou em seu estudo sobre os condicionantes da competitividade da suinocultura na Zona da Mata Mineira pouca ou nenhuma atenção do governo para com a atividade, desconsiderando a potencialidade da suinocultura na geração de emprego e renda e não levando em conta o caráter social da atividade em manter o homem no campo.

Verificou também que embora o capital financeiro necessário à atividade seja grande, constatou-se que a principal fonte de recursos para investimento na produção do suíno tem sido a reinversão de lucros e o emprego de capital próprio, usados na atividade na proporção de 67% e 26%, respectivamente. Os empréstimos bancários, utilizados em sua maioria como capital de giro, participaram com 7% do volume do capital financeiro (PINHEIRO, 2000).

De acordo com Santos (2001), nos últimos anos a participação do governo frente ao setor é cada vez menor. Não são adotadas medidas para evitar a intensa descapitalização do setor, provocada pelos baixos preços da carne, bem como para reduzir a instabilidade do mercado. O que pode gerar cada vez menos investimento na atividade, uma vez que a principal fonte de recursos dos produtores independentes é proveniente de reinversão de recursos e capital próprio.

O achatamento e a instabilidade dos lucros podem inviabilizar a reinversão de lucros, levando um retrocesso ao desenvolvimento tecnológico alcançado na atividade, reduzindo o montante de investimentos no setor e perdendo sua capacidade competitiva frente às importações e demais setores correlatos, como os setores avícola e bovino. Nesse sentido, tornam-se indispensáveis ações governamentais.

A atuação do governo nas cadeias produtivas pode ser vista no modelo do “diamante” de Porter, amplamente utilizado em análises sobre os determinantes da competitividade. De acordo com Porter (1993, citado por VELOSO, 1998), a atuação do governo está inter-relacionada com o sucesso ou fracasso das empresas.

Algumas vezes, as ações do governo têm por finalidade corrigir distorções nos demais determinantes da competitividade (condições de demanda, indústrias correlatas e de apoio, condições de fatores e estratégia, estrutura e rivalidade das empresas) (PINHEIRO, 2000).

Como já destacavam Gomes et al. (1992), a suinocultura tem grande importância no contexto socioeconômico brasileiro. É uma atividade em que predominam pequenas propriedades rurais. O setor envolve grande contingente de produtores e empregos diretos e indiretos e pode produzir grande quantidade de proteína em um pequeno espaço físico.

Esse complexo agroindustrial tem as funções sociais de contribuir para a alimentação da população nacional, viabilizar o pequeno e médio produtor rural, gerar emprego e fixar o trabalhador no campo e contribuir para o desenvolvimento das regiões produtoras de grãos. No âmbito econômico, o complexo possui um importante efeito multiplicador de renda e emprego em todos os setores da economia (GOMES et al., 1992).

## **1.2. Organização da produção de suínos**

Os primeiros suínos introduzidos no Brasil foram trazidos pelos colonizadores portugueses e pertenciam às raças da Península Ibérica (Alentejana, Transtagana, Galega, Bizarra, Beiroa, Macau e China). Do cruzamento dessas raças originaram-se as raças nacionais: Piau, Tatu, Pereira, Nilo, Pirapitinga, Canastra, Canastrão, Caruncho e Estrela, as quais sofreram também influência das raças asiáticas e americanas, como Duroc e Poland China (GOMES et al., 1992).

No começo, a produção realizava-se de forma extensiva, tradicional e rudimentar; possuía baixa produtividade e se destinava à subsistência familiar. Várias décadas se passaram sem que fossem realizadas melhorias na qualidade do rebanho, nas instalações físicas e nas condições sanitárias (SANTOS, 2001).

Entretanto, com as mudanças no perfil do produto demandado a partir da década de 1960, esse cenário começou a sofrer modificações. Passou a haver maior preocupação com os alimentos. A gordura animal passou a ser substituída pelos óleos vegetais e elevou-se a procura por alimentos mais saudáveis. Nesse período ocorreu também uma ruptura com o processo de produção até então estabelecido. Surgiram os sistemas integrados na região Sul do Brasil, visando ofertar um produto mais rico em carne e compatível com o novo padrão demandado (SANTOS, 2001).

Para isso, novas raças foram importadas, como Landrace, Large White e Duroc. Foram também importadas novas máquinas e equipamentos, com o objetivo de elevar a produtividade da atividade. Contudo, vários produtores deixaram o negócio, por não atenderem à sua nova realidade. E os remanescentes se adaptaram ao processo, unindo-se em grupos e, por vezes, associando-se às agroindústrias (SANTOS, 2001).

Nos anos de 1970, com uma política agrícola favorável, em especial a de crédito rural, ocorreu a tecnificação da produção e elevação da produção e produtividade. Os incentivos se estenderam também ao setor agroindustrial, que ampliou a capacidade de absorção da produção. Adicionalmente, foram importados pacotes tecnológicos, entre eles o genético (GOMES et al., 1992).

Atualmente, a produção nacional é caracterizada pela sua heterogeneidade, pelo convívio entre os sistemas modernos e tradicionais (SANTOS, 2001). Existe uma diversidade de sistemas de produção de suínos, cada qual apresentando características próprias de criação, manejo e comercialização, em que o preço do animal terminado depende da forma de organização e relação entre os segmentos do mercado.

Conforme já diziam Gomes et al. (1992), há seis componentes básicos para os sistemas de produção: produtor, animais, alimentação, manejo, instalações e insumos de controle sanitário. A forma com que esses fatores se apresentam na unidade produtora e a forma de sua combinação promovem variações na produtividade. Segundo esses autores, há cinco diferentes tipos de sistemas de produção: sistema confinado de alta tecnologia e eficiência; sistema confinado tradicional, de baixo custo e/ou baixa tecnologia; sistema semiconfinado tradicional, de baixo custo e/ou baixa tecnologia; sistema de criação ao ar livre; e sistema extensivo.

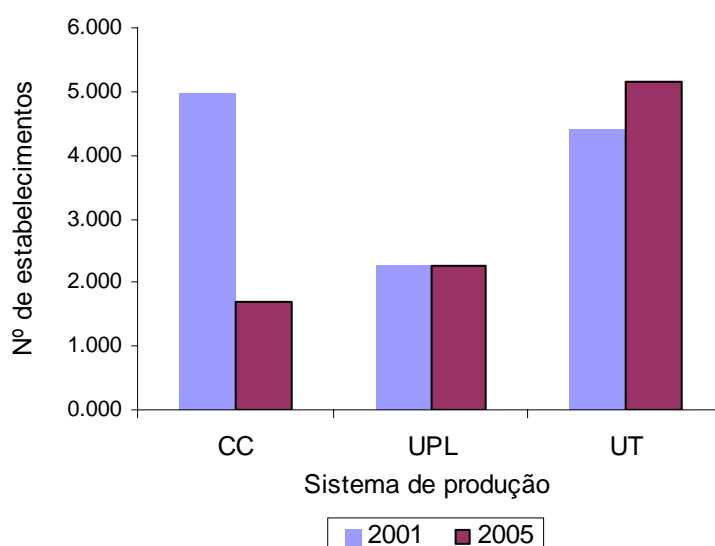
De acordo com Rocha (2006), nos últimos anos a atividade suinícola tem sofrido profundas modificações, elevando a produtividade e qualidade, como: disponibilidade de novas tecnologias, redução das criações extensivas e fortalecimento da criação com alta tecnologia.

A produção de suínos pode também ser definida pelo tipo de produção. São eles: produtor de ciclo completo, produtor de leitões, produtor de terminados e produtor de reprodutores (GOMES et al., 1992; ROCHA, 2006). No tipo de produção de ciclo completo, os animais são criados em todas as fases: reprodução, maternidade, creche e terminação. Na produção de leitões, esses podem ocorrer de duas formas. Na primeira, são produzidos leitões desmamados, que saem do sistema em média com 6 kg aos 21 dias de idade ou 10 kg aos 42 dias. Nesse sistema, são incluídas as fases de reprodução e maternidade. Na segunda forma, são produzidos leitões para terminação, com 18 a 25 kg

aos 60 dias. Nesse sistema, além da fase de reprodução e maternidade, há também a fase de creche (ROCHA, 2006).

No tipo de produção de terminados, os animais são adquiridos nas unidades produtoras de leitões e posteriormente abatidos com peso médio entre 90 e 110 kg. O processo envolve as fases de crescimento e terminação. Já no tipo de produção de reprodutores, estes são produzidos com a finalidade de serem os futuros reprodutores (machos ou fêmeas) (ROCHA, 2006), fornecendo material genético às granjas, que podem adquiri-lo pela compra de animais ou sêmen.

No Brasil, até meados dos anos de 1990 predominava o tipo de produção de Ciclo Completo (CC). A partir de então tem ocorrido a especialização das granjas nas etapas de produção, desmembrando a produção de CC em unidades produtoras de leitões (UPL) e unidades de terminação (UT). Esse processo tem sido mais intenso na região Sul (MIELE; WAQUIL, 2007), como pode ser visto na Figura 5.



CC- Ciclo Completo

UPL- Unidades Produtoras de Leitões

UT- Unidades de Terminação

Fonte: Sindicato das Indústrias de Carnes e Derivados no Estado de Santa Catarina, citado por Miele e Waquil (2007).

Figura 5 - Estabelecimentos suínícolas por sistema de produção em Santa Catarina.

A tendência à especialização por fases de criação tem sido acompanhada pela redução do número de estabelecimentos e elevação da escala de produção (Tabela 1). Nesta tabela, constata-se que entre os anos de 1995 e 2005 houve queda significativa no número de unidades produtoras de suínos, que reduziu para menos da metade contabilizada em 1995. Ao mesmo tempo, elevou-se a produção total e a produção por estabelecimento.

Tabela 1 - Escala dos estabelecimentos suinícolas no Brasil

Variável	1995	2005	Variação (%)
Estabelecimentos*	66.952	30.079	-55
Produção de carne suína SIF (mil t)	1.060	1.789	69
Produção/estabelecimento (kg)	15.828	59.463	276
Tamanho médio dos lotes (cabeças)	66	248	276

\* Apenas os estabelecimentos que têm a suinocultura como atividade principal.

Fonte: IBGE, ABIPECS e consulta a especialistas, citado por Miele e Waquil (2007).

Em relação à organização da produção, ela pode realizar-se de quatro formas básicas: estrutura verticalizada, estrutura de integração vertical, estrutura de integração horizontal ou associativa e condomínios (GOMES et al., 1992). Soma-se ainda a essas estruturas de organização a participação da produção na forma independente (SANTOS, 2001).

No Brasil predominam os sistemas produtivos sob as formas de integrados e independentes (ROCHA, 2006). O sistema integrado prevalece nos Estados do Sul, sendo a independente, de subsistência ou comercial, encontrada principalmente nas demais regiões do País, em especial nos Estados do Sudeste. O tipo de produção em ciclo completo também é mais frequente nesta região.

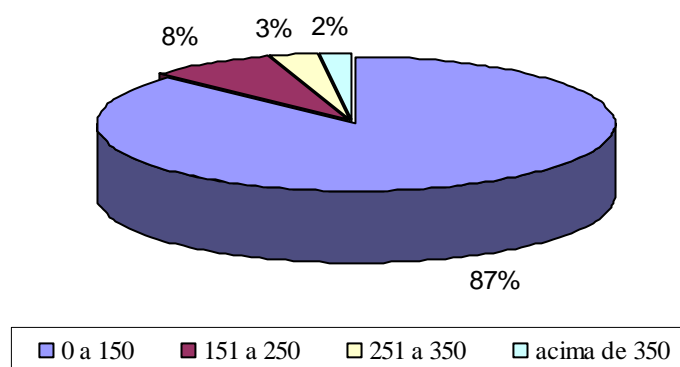
De acordo com os dados da ABIPECS (2008), a produção nacional de carne suína pelo sistema integrado concentra-se nos Estados de Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul, que, juntos, responderam por 56% do total produzido. Já a produção independente concentra-se especialmente em Minas Gerais e São Paulo, que respondem por 17% da produção nacional. A seguir são apresentadas as principais características desses dois sistemas.

### **1.2.1. Sistema integrado**

Neste sistema, as empresas de abate e processamento integram verticalmente com o suinocultor a produção, fornecendo suportes como melhoramento genético e de produtos veterinários, orientação técnica, nutrição, compra de suínos terminados, abate e processamento da carne. O suinocultor é responsável pelo investimento e manutenção das instalações, pelo manejo e pelo custeio da mão de obra. As agroindústrias processadoras ou cooperativas de produtores coordenam a forma de organização verticalizada, existindo regulamentos, geralmente por contrato, entre as partes (GOMES et al., 1992; ROCHA, 2006).

Nessa forma de organização, mais comum no Sul do País, a atividade realiza-se basicamente em: pequenas unidades de criação, com no máximo 21 matrizes; unidades médias, entre 21 e 100 matrizes; e grandes unidades, com mais de 100 matrizes (BONETT; MONTICELLI, 1998, citado por SALGADO et al., 2003). Os produtores são geralmente pequenos proprietários e empregam mão de obra familiar (FERREIRA, 1998).

Segundo dados da ACCS (2006), nas unidades suinícolas de Santa Catarina destacam-se os produtores com até 150 matrizes (Figura 6). O Estado, além de ser o maior produtor de suínos do País, detém 82% dos abates ocorridos em sistemas integrados, sendo 90% dos abates inspecionados provenientes desse sistema (ACCS, 2006, citado por ROCHA, 2006), tendo a produção concentrada na região oeste do Estado (FERREIRA, 1998; ROCHA, 2006).



Fonte: Adaptado de Rocha (2006).

Figura 6 - Distribuição percentual das propriedades conforme o número de matrizes em Santa Catarina.

Embora a maior parcela dos produtores catarinenses seja de pequeno porte, há um processo de especialização, através das etapas de produção e elevação da escala nas granjas, incentivado pelas agroindústrias. Observa-se a redução no número de unidades produtoras e em matrizes alojadas no sistema de ciclo completo, abrindo espaço para as unidades produtoras de leitões e unidades de terminação. Ao mesmo tempo, ocorre elevação nos abates, indicando elevação da escala de produção (ROCHA, 2006).

A região Sul, que é o expoente maior do sistema integrado, possui a produção suinícola mais desenvolvida do País; lá são utilizadas técnicas modernas, que resultaram na elevação da produtividade e na queda nos custos da atividade. Nessa região são difundidos os contratos de produção e comercialização entre produtores e agroindústrias, que estabelecem os direitos e deveres de ambas as partes (SANTOS, 2001).

Entre os benefícios desse sistema para os integrados (suinocultores), citam-se a redução da exposição aos riscos do mercado e a garantia da oferta do produto. Já para os integrantes (agroindústria), a vantagem é a obtenção de matéria-prima na quantidade necessária e de melhor qualidade, permitindo o melhor ajustamento e planejamento da produção (SANTOS, 2001).

No entanto, o sistema apresenta também limitações. Ferreira (1998), além de destacar as vantagens desse sistema, informa suas desvantagens para produtores e agroindústrias. Segundo esse autor, as vantagens para as agroindústrias são: acesso a matéria-prima padronizada adequada à automação industrial; oferta controlada e garantia de abastecimento; preços mais estáveis e programáveis; e isenção de investimento em infraestrutura de produção. As desvantagens são: elevado custo com assistência técnica e logística de transporte; difícil controle das agroindústrias dos integrados, devido ao seu elevado número; baixa produtividade dos produtores com menor porte; e elevado custo com financiamentos em capital de giro e investimento com os integrados.

Para os suinocultores, segundo Ferreira (1998), os principais benefícios são: garantia da venda da produção; não necessidade de compra de matéria-prima em pequena quantidade e elevado custo; assistência técnica e mercadológica; e financiamento em capital de giro e investimento pelas agroindústrias. Por outro lado, as desvantagens são a perda do poder de barganha frente ao integrante e a perda da liberdade da negociação da produção, a qual deve ser obrigatoriamente entregue à indústria ao preço estabelecido.

Neste sistema, o preço é formado a partir de um preço-base estabelecido por cooperativas ou agroindústrias e por uma parcela que premia os índices de desempenho, como os zootécnicos e de qualidade da carne. Os preços do mercado na data da entrega da produção são utilizados como preço-base e a integradora tem bastante poder em sua definição, ficando o produtor a mercê dos preços estabelecidos pela agroindústria (SANTOS, 2001).

### **1.2.2. Sistema independente**

Na produção independente não há vínculos mais intensos entre o produtor e as empresas de abate e processamento, sendo os suinocultores responsáveis pela aquisição dos insumos, produção e comercialização, utilizando capital próprio e assumindo mais riscos. Nesse tipo de organização, conhecida como mercado *spot*, as agroindústrias adquirem a matéria-prima junto às empresas suinícolas, que decidem de forma

independente e com liberdade na escolha da quantidade dos insumos comprados e na venda da produção (ROCHA, 2006).

Segundo Ferreira (1998), o método de criação independente é adotado em todo o território nacional, com menor destaque para a região Sul, e o perfil dos produtores difere daquele dos integrados. A atividade suinícola no sistema independente é, em sua maioria, realizada como atividade agrícola principal, tendo o produtor liberdade para adquirir materiais genéticos, nutricionais e assistência técnica.

Entre os Estados produtores de suínos independentes, destacam-se Minas Gerais e São Paulo. Em São Paulo, 28,9% do rebanho efetivo e 54,0% da produção de carne suína ocorrem em sistema de produção de suínos com alta tecnologia, utilizando criação intensiva e de ciclo completo. Esses suinocultores independentes operam em moldes industrial e comercializam a produção via mercado (TAKITANE et al., 2009). No entanto, conforme Takitane et al. (2009), há obstáculos à modernização da suinocultura paulista, devido à coexistência de dois modelos distintos de produção: tecnificada e de subsistência. Há ainda o fato de o abate de suínos clandestinos corresponder a 40% do total abatido na região.

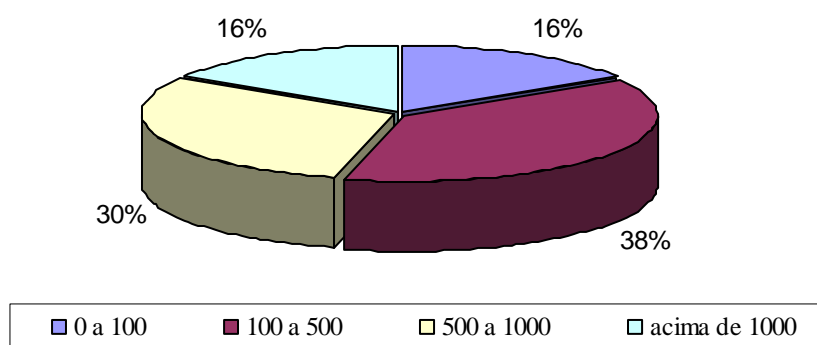
Em Minas Gerais, grande parcela dos produtores tem a suinocultura como a principal atividade econômica. Esta característica da atividade no Estado aliada ao fato de ocorrer ainda propriedade que dedicam exclusivamente a produção de suínos, age como uma barreira ao avanço da implantação do sistema integrado na região. Entre os empecilhos, destacam-se a falta de liberdade no gerencialmente da atividade e pela aversão à rigidez dos preços praticados pelas integradoras (BDMG, 2002).

No que diz respeito à estrutura das granjas que operam no sistema independentes, conforme Salgado et al. (2003), no Vale do Piranga<sup>3</sup>, em Minas Gerais, as granjas possuem em média 115 hectares, e 100% delas empregam mão de obra assalariada permanente. O que é uma contradição quando comparado ao modelo integrado, pois, como informa Ferreira (1998), nesse sistema os produtores são geralmente formados por pequenos proprietários e empregam mão de obra familiar.

Na região do Vale do Piranga, por exemplo, apenas 16% das granjas operam com até 100 matrizes. Outros 16% possuem mais de 1000 matrizes, e 68%, entre 100 e 1.000 matrizes (Figura 7), ou seja, as granjas classificadas como pequenas operam com até 100 matrizes (SALGADO et al., 2003), contrastando com a produção integrada, em que a maioria das unidades possui até 150 matrizes (ACCS, 2006).

---

<sup>3</sup> O Polo de produção do Vale do Piranga, localizado na Zona da Mata Mineira, destaca-se na região Sudeste, sendo um dos principais polos de produção suinícola independente do País (ROCHA, 2006).



Fonte: Salgado et al. (2003).

Figura 7 - Distribuição percentual das propriedades conforme o número de matrizes no Vale do Piranga-MG.

De acordo com Moura et al. (2004, citado por ROCHA, 2006), com a crise de 2002, que atingiu a cadeia, 8% dos produtores do Vale do Piranga deixaram a atividade e o plantel da região reduziu em 25%. Segundo esses autores, na região, todos os suinocultores operam no sistema de ciclo completo e independente.

Pelo fato de os produtores independentes sofrerem mais diretamente os efeitos de mercado e devido à tendência de redução das margens para o produtor, eles têm aprimorado suas técnicas de produção e econômicas, pois, caso contrário, são obrigados a deixar o mercado (FERREIRA, 1998).

No sistema independente, os preços dos animais são formados pela oferta e demanda no mercado. Conforme Ferreira (1998), nesse sistema os preços são formados tendo como base as bolsas estaduais ou diretamente com os compradores. Essas bolsas são formadas por produtores que debatem sobre o mercado durante a semana, com vistas a estabelecer um preço a ser adotado pela maioria. Entretanto, há dificuldade em sua afirmação e legitimação institucional por causa da dificuldade de atração dos representantes dos abatedouros. Um dos principais gargalos do setor está justamente neste tópico: no relacionamento custoso e de difícil acordo entre produtor-indústria.

### **1.3. A importância dos estudos de transmissão de preços e de sua volatilidade**

A suinocultura, anteriormente operando como atividade complementar, tem abandonado ao longo dos anos esse perfil e tornado-se um setor moderno, caracterizado por alto nível de produtividade e integrado a um dinâmico setor agroindustrial (BDMG, 2002), em que a adoção de tecnologias de produção, informação, coordenação e

especialização foi crucial para o desenvolvimento e a competitividade da cadeia diante da concorrência doméstica e internacional, intensificada pela abertura da economia no início da década de 1990.

Apesar de a carne suína ser a terceira mais importante fonte de proteína animal e da grande importância do setor para a economia brasileira na geração de emprego e renda (BDMG, 2002), a atividade suinícola envolve muitas incertezas e riscos. Talamini (1992) já tinha observado frequentes queixas de produtores em relação aos baixos níveis e à instabilidade dos preços do suíno, provocados pela sensibilidade da atividade aos fatores climáticos, biológicos e de mercado.

Assim, conhecer a formação dos preços da carne suína e seu mecanismo de transmissão ao longo da cadeia e entre mercados é de fundamental importância para a tomada de decisão dos agentes integrantes desse setor e para promoção de políticas públicas, visto que o nível de preço da carne e sua oscilação exercem grande influência na variabilidade da renda dos participantes da cadeia e do consumidor.

A falta de uma análise de transmissão de preços que demonstre os mecanismos de sua evolução pelos canais de comercialização pode generalizar a impressão de que os intermediários e comerciantes possuem a capacidade de repassarem as elevações de preços em maior proporção, elevando seu nível e sua instabilidade (BARROS, 1990). Além disso, conhecer as origens dos choques e sua intensidade de transmissão aos demais segmentos do mercado pode ser útil para realização de previsões mais confiáveis (AGUIAR, 1990).

A análise de transmissão dos preços permite avaliar a necessidade e a forma de intervenção governamental (AGUIAR, 1995). Por ser uma cadeia produtiva constituída de segmentos, as políticas governamentais e ações privadas devem levar em consideração as interligações entre os diferentes estágios da produção, pois há uma interdependência, por meio do mecanismo de transmissão de preços entre os agentes (SANTANA, 1999a).

Nesse sentido, estudos em que se objetivam mais informações sobre a questão da formação de preços têm analisado a transmissão dos preços entre os segmentos das cadeias produtivas. Esses trabalhos têm sugerido que o sentido na transmissão entre os níveis de mercado pode variar de acordo com o tipo de produto, a região e o período analisado. Em se tratando do mercado de carne, estudos como os de Bliska (1989), para o mercado da carne bovina, Guimarães (1990), para a carne de frango, e Weydmann e Seabra (2006), para a carne suína, indicam diferenças quanto à origem das transmissões dos preços.

Bliska (1989) evidenciou passividade do atacado em relação aos demais níveis de mercado, com sentido de causalidade de preço do produtor para atacado e varejo e do varejo para atacado e produtor. Guimarães (1990) constatou sentido de causalidade dos

preços do produtor para atacado e varejo; e Weydmann e Seabra (2006) indicaram antecipação do atacado nas variações ao produtor e varejo.

Além da análise da transmissão de preços entre níveis de mercado, é importante avaliar o processo de formação de preços entre as principais regiões participantes do produto em estudo, como o da carne suína, que apresenta características peculiares, como intensa variabilidade dos preços, concentração geográfica da atividade e a existência de diferentes sistemas de produção.

Um estudo com esse propósito ainda não foi realizado, havendo carência desse tipo de informação. O trabalho que mais se aproximou do assunto foi realizado por Rosado (2006), que analisou a integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos. Os resultados mostraram que o mercado da carne suína nacional é integrado.

Obter informações sobre o relacionamento dos preços entre regiões, que faz parte da análise de integração de mercado, permite que sejam implementadas políticas mais eficientes. Conforme Santana (1998), citado por Rosado (2006), o conhecimento do grau de integração do mercado auxilia na elaboração de políticas agrícolas e pode reduzir os gastos orçamentários devido à duplicidade de intervenções, sendo importante para uniformidade da tributação e dinamização do fluxo de comércio.

Por fim, embora muitos trabalhos tenham se dedicado aos estudos sobre as transmissões de preços de diferentes produtos entre níveis de mercado e entre regiões, observa-se que eles têm-se limitado a análises da sua origem, obtenção das elasticidades de transmissão da variação dos preços e análise de cointegração, não levando em consideração a volatilidade dos preços, especialmente no que diz respeito à sua possível transmissão entre os integrantes da cadeia.

Diante desse cenário, um dos instrumentos no auxílio a tomada de decisão dos agentes integrantes das cadeias agroindustriais tem sido o estudo da oscilação dos preços pelo método da análise do comportamento da volatilidade dos preços, como os trabalhos realizados por Silva et al. (2005), sobre a volatilidade do retorno das *commodities* agrícolas café e soja, Lamounier (2006), para a volatilidade dos preços no mercado *spot* de cafés, Mattos et al. (2006), em relação à volatilidade do retorno mensal de boi gordo, e Campos (2007), sobre os retornos mensais de soja, café, milho e boi gordo. Para o mercado da carne suína, foram realizadas análises sobre a volatilidade do preço dessa carne por Weydmann e Seabra (2006), Arêdes e Oliveira (2009), Stepaniack et al. (2009) e Otuki et al. (2009).

No entanto, essas análises têm-se baseado no estudo da volatilidade condicional de preços e retornos de *commodities* agrícolas por meio de modelos univariados. A nova

proposta é realizar estudos sobre a volatilidade condicional utilizando modelos multivariados que permitam verificar a interdependência da volatilidade de preços entre diferentes séries. Essa análise já foi realizada em mercados financeiros por Galvão et al. (2000), Bitencourt et al. (2005) e Gau (2008) e deve ser aplicada também na análise dos preços agrícolas, visto que está diretamente relacionada com o risco associado à comercialização dos produtos nas cadeias agroindustriais.

Como observa Bressan (2001), a administração do risco relativo à volatilidade dos preços nas transações envolvendo produtos agropecuários é um componente fundamental, sendo a volatilidade, segundo Santos (2001) um bom indicador da necessidade de mecanismos de proteção quanto ao risco de preços.

No caso dos preços da carne, segundo Santos (2001) a volatilidade do mercado de suínos é significativa e os agentes participantes da cadeia – produtores, agroindústrias de abate e processamento e intermediários – estão expostos aos riscos de oscilação dos preços. Segundo esse autor, a cadeia de suínos nacional, apresenta grande instabilidade, especialmente relacionada a riscos de preços do produto; sendo, a volatilidade de preços um bom indicador da necessidade de mecanismos de proteção quanto ao risco de preços.

Pelo fato de a produção agropecuária estar constantemente sujeita a irregularidades, observadas no processo de produção, como sazonalidade e choques aleatórios relacionados a fatores externos (variações climáticas, pragas, entre outros), a produção agropecuária necessita de instrumentos que minimizem o risco e auxiliem na tomada de decisão dos agentes integrantes do agronegócio (BRESSAN, 2001).

Como intensas oscilações nos preços agrícolas são indicativos de funcionamento deficiente do complexo produção-comercialização, visto que as rendas são instáveis e os abastecimentos para o consumo são irregulares (BARROS; MARTINES FILHO, 1987), a volatilidade de preços deve ser avaliada. Além disso, como observam Carvalho et al. (2006), grandes variações nos preços agrícolas são frequentes e permitem a ocorrência de transferência de renda entre os elos das cadeias agroindustriais, ou seja, entre produtores rurais, atacadistas, varejistas e consumidores.

Assim, pelo fato de o preço da carne suína se mostrar com grandes oscilações e, ainda, devido ao fato de a maioria dos agentes ser avessa ao risco, a análise de volatilidade dos preços desse produto é indispensável, tendo em vista que proporciona a mensuração do risco dos preços, propiciando aos agentes informações para o planejamento da produção e comercialização.

#### **1.4. O problema e sua importância**

Com a abertura comercial, houve um amplo processo de fusões e aquisições, que resultaram em uma concentração e poder de negociação do segmento varejista perante os fornecedores (BLECHER, 2002). De forma semelhante, produtores e agroindústrias elevaram os níveis de especialização e concentração, ocorrendo, por exemplo, de acordo com Miele e Waquil (2007), a elevação da escala de produção e redução do número de unidades produtoras.

Essas transformações ocorridas na cadeia da carne suína, aliadas à existência de diferentes sistemas de produção suinícola no País e à elevada instabilidade da produção e dos preços da carne no mercado, colocam em dúvida a liderança de preços da carne nessa cadeia agroindustrial, criando a necessidade de um estudo sobre a transmissão de preços da carne suína e de sua volatilidade e sobre o nível de eficiência na comercialização dessa carne.

Uma vez que o preço da carne é um componente formador direto da renda dos integrantes da cadeia e sua formação é influenciada pelo poder de negociação de cada nível da cadeia produtiva, ou seja, pelo grau de concentração, especialização e informação do segmento, sua análise é crucial, visto que poderá responder a questões sobre a liderança na variação dos preços na cadeia suinícola e sobre a existência de transmissão de volatilidade dos preços entre os integrantes da cadeia.

Nesse sentido, a primeira hipótese testada no trabalho foi de que o segmento líder de mercado na transmissão do preço da carne suína e de sua volatilidade na cadeia produtiva suinícola é o atacado e que os choques de preços são transmitidos rapidamente entre os níveis de mercado.

A pressuposição de liderança do atacado deve-se ao fato desse segmento estar representado por reduzido número de frigoríficos e agroindústrias com elevado índice de concentração do mercado, formando um oligopólio, e possuir um maior volume de comercialização e de informação sobre o mercado. Por outro lado, os segmentos produtor e varejo, por serem em maior número e terem menor volume de comercialização e por não serem especializados na comercialização do produto, possuem menor poder de comercialização e de formação do preço da carne suína. Características de mercado como essas também foram consideradas nas cadeias agroindústrias das carnes bovina, por Bliska (1989), e de frango, por Guimarães (1990).

Entretanto, devido às características peculiares da cadeia produtiva suinícola, como a concentração geográfica da produção e os diferentes tipos de organização da produção da

carne suína entre produtores e agroindústrias, o presente trabalho analisou a questão da transmissão dos preços da carne suína e de sua volatilidade nos segmentos de mercado nos Estados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo. Assim, procurou-se realizar as análises em dois diferentes sistemas de produção de suínos: integrada e independente. Segundo Rocha (2006), a produção de suínos no Brasil predomina sob essas duas formas.

Os Estados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo foram escolhidos devido ao fato de serem regiões com importante participação no mercado da carne suína e, como já mencionado, por representarem dois distintos sistemas produtivos. Essas regiões caracterizam-se pela elevada produção, comercialização, exportação, consumo, desenvolvimento de tecnologia e grau de concentração das empresas abatedouras e processadoras da carne.

A segunda hipótese testada no trabalho foi de que há interação na transmissão de preços entre os mercados nacionais da carne suína de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo e desses com o mercado da carne internacional. Assim, pressupõe-se que os mercados da carne suína nessas regiões devam ser interdependentes e ajustar conjuntamente o preço do produto, ocorrendo trocas de informação entre os sistemas de produção sob as formas integrada e independente, e destes com o mercado externo.

A integração do mercado da carne suína foi verificada por Rosado (2006), mas o conhecimento sobre a transmissão de preços e de sua volatilidade entre regiões ainda está em aberto. Espera-se que os ajustes dos preços se iniciem no mercado externo e depois sejam transmitidos ao mercado doméstico, no qual deve ocorrer uma troca de informações mútua entre essas regiões.

Dessa forma, será avaliada a eficiência de operação do mercado regional da carne suína e determinado o mercado central formador de preços e de sua instabilidade, sendo analisados os efeitos de choques de preços em cada região sobre as demais localidades, gerando informações para políticas públicas de intervenção no setor e de ações estratégicas empresariais.

## **1.5. Objetivos**

### **1.5.1. Geral**

Analisar o relacionamento dos preços da carne suína e de sua volatilidade entre os segmentos da cadeia produtiva nos mercados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo no período de 01/2000 a 08/2008, bem como a interdependência dos preços dessa carne entre esses mercados regionais e o seu preço no mercado internacional no período de 01/2000 a 06/2009.

### **1.5.2. Específicos**

- a) Identificar o sentido das variações dos preços da carne suína entre os segmentos da cadeia produtiva e entre as localidades citadas.
- b) Verificar a possível ocorrência de transmissão de volatilidade dos preços entre os níveis de mercado e entre os mercados regionais e internacional.
- c) Analisar o mecanismo de formação dos preços da carne suína em cada nível de mercado, considerando suas relações com as séries de preços dos insumos de produção agrícola e de comercialização da carne suína.
- d) Determinar a intensidade do relacionamento e da influência dos segmentos de mercados e das regiões na formação do preço da carne suína.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Os modelos econômicos utilizados nos trabalhos sobre transmissão de preços entre segmentos de mercado têm-se baseado principalmente em Gardner (1975), Heien (1980) e Barros (1990); e os modelos de transmissão dos preços entre regiões estão relacionados à análise espacial de preços, baseando-se em autores como Fackler e Goodwin (2000). A seguir são apresentados os respectivos modelos.

### 2.1. Modelos teóricos de transmissão de preços entre níveis de mercado

#### 2.1.1. Modelo de Gardner

O modelo de Gardner (1975), estático-comparativo, refere-se a dois segmentos de mercado (produtor e varejo) sob competição perfeita e equilíbrio instantâneo entre os mercados de insumos de matéria-prima agrícola, insumos de comercialização e produto final, em que a causalidade na transmissão de preços depende da origem dos choques, que pode ser iniciada na demanda primária, oferta agrícola ou oferta de insumos de comercialização.

De acordo com Gardner (1975), considere uma indústria sob competição perfeita e equilíbrio instantâneo entre os mercados, que utiliza dois fatores de produção (matéria-prima agrícola e insumos de comercialização) para a elaboração de um produto final, sendo a função de produção da indústria dada por:

$$x = f(a, b) \tag{1}$$

em que  $x$  é o produto final;  $a$ , o fator matéria-prima agrícola; e  $b$ , insumos de mercado. Assume-se uma função de produção com retornos constantes à escala.

O produto final é absorvido pelo consumidor no varejo, originando a demanda primária, na forma:

$$x = D(P_x, N) \tag{2}$$

em que  $P_x$  é o preço do produto final ao varejo; e  $N$  uma variável exógena deslocadora da demanda.

A demanda dos fatores de produção é determinada pela igualdade entre os preços dos fatores e seus produtos físicos marginais, ou seja:

$$P_b = P_x f_b \quad (3)$$

$$P_a = P_x f_a \quad (4)$$

em que  $P_a$  e  $P_b$  são os preços dos fatores de produção,  $a$  e  $b$ ; e  $f_a$  e  $f_b$ , seus respectivos produtos físicos marginais.

A oferta dos fatores é dada por:

$$P_b = h(b, T) \quad (5)$$

$$P_a = h(a, W) \quad (6)$$

em que  $T$  e  $W$  são variáveis exógenas deslocadoras das funções de oferta.

Promovendo a igualdade entre as equações 1 e 2, 3 e 5 e 4 e 6, o sistema originalmente composto por seis equações e seis incógnitas é reduzido a três equações e três incógnitas. As variáveis  $x$ ,  $P_a$  e  $P_b$  são excluídas do sistema, sendo este representado apenas por  $a$ ,  $b$  e  $P_x$  e pelas variáveis exógenas  $N$ ,  $W$  e  $T$ . Assim, tem-se:

$$D(P_x, N) = f(a, b) \quad (7)$$

$$g(b, T) = P_x f_b \quad (8)$$

$$h(a, W) = P_x f_a \quad (9)$$

A análise é realizada através da relação entre os preços do produto final e do fator de produção matéria-prima agrícola,  $P_x/P_a$ . Mudanças nos mercados de fatores agrícolas, insumos de comercialização e produto final resultarão em alterações em  $P_x/P_a$ . Como a margem relativa de comercialização é dada por  $(P_x - P_a)/P_x$ , equivalente a  $1 - (P_a/P_x)$ , variações na relação de preços alteram a margem; quanto menor for a relação  $P_a/P_x$ , ou maior a relação  $P_x/P_a$ , maior será a margem.

De acordo com Gardner (1975), choques de elevação na demanda primária tendem a ampliar mais os preços em nível do produtor que no varejo. Dessa forma, a elevação na demanda primária conduziria à queda na margem relativa de comercialização. Um choque de redução da oferta agrícola também resultaria na redução da margem relativa de comercialização, porque os preços ao produtor aumentariam relativamente mais que os preços ao varejo.

Por sua vez, o aumento da oferta de insumos de comercialização, como ocasionado pela queda na taxa de juros, também promove a redução na margem de comercialização, pois o preço ao varejo tende a reduzir devido à maior oferta de produto nesse mercado e o

preço ao produtor tende a aumentar em resposta à elevação na demanda de matéria-prima agrícola.

### 2.1.2. Modelo de Heien

Entretanto, Heien (1980) argumenta que o modelo de Gardner (1975) falha em admitir equilíbrio instantâneo entre os mercados de insumo e produto, sendo ele indicado apenas para análises de equilíbrio de longo prazo. Heien (1980) promoveu algumas modificações no modelo de Gardner (1975), enfatizando a dinâmica do desequilíbrio no mercado varejista e os ajustes de estoques e preços no curto prazo.

Conforme Aguiar (1995), Heien (1980) desenvolveu um modelo dinâmico em que, admitindo-se um desequilíbrio no curto prazo na demanda no varejo e pressupondo ajustes nos estoques do produto final para equilibrar as quantidades, os ajustes nos preços no varejo ocorrem apenas em função dos custos.

Em um primeiro momento, um choque de elevação na demanda primária promove apenas a redução nos estoques. Entretanto, em um segundo momento ocorrerá, por meio de um ajuste na quantidade de produtos finais, a elevação da demanda por matéria-prima agrícola pelo varejo, o que resultará na elevação dos preços das matérias-primas devido ao excesso de demanda em nível do produtor e, por conseguinte, na elevação dos custos e dos preços do produto final no varejo, uma vez que esse segmento tenderá a manter sua margem sobre o custo (*markup*). Assim, mesmo a partir de choques na demanda primária, as variações de preços tendem a surgir em nível do produtor (AGUIAR, 1995).

No modelo proposto por Heien (1980), as funções de demanda e oferta ao varejo são:

$$R^d = h_1(r, y) \quad (10)$$

$$R^s = h_2(r, w, z) \quad (11)$$

em que  $R^d$  é a quantidade demandada ao varejo;  $R^s$ , a quantidade ofertada ao varejo;  $r$ , o preço do produto final ao varejo;  $w$ , o preço ao atacado; e  $y$  e  $z$ , variáveis exógenas.

No atacado, as funções de oferta e demanda são:

$$W^d = h_3(r, w, z) \quad (12)$$

$$W^s = h_4(w, f, x) \quad (13)$$

em que  $W^d$  é a quantidade demandada ao atacado;  $W^s$ , a quantidade ofertada ao atacado;  $f$ , o preço ao produtor; e  $x$ , outros custos aos atacadistas.

Por fim, a oferta e a demanda ao produtor são:

$$F^d = h_5(w, f, x) \quad (14)$$

$$F^s = h_5(f) \quad (15)$$

em que  $F^d$  e  $F^s$  são as quantidades demandada ao produtor e ofertada pelo produtor.

A partir dessas relações, o processo de ajustamentos dos preços ocorre por excesso de demanda. Assim, Heien (1980), diferentemente de Gardner (1975), não assume igualdade entre oferta e demanda. Então, em cada mercado, os preços se formam pelo excesso de demanda, do seguinte modo:

$$r = h_7(R^d - R^s) \quad (16)$$

$$w = h_8(W^d - W^s) \quad (17)$$

$$f = h_9(F^d - F^s) \quad (18)$$

Entretanto, como no varejo são comercializados vários produtos, torna-se impraticável realizar o ajustamento via excesso de demanda, uma vez que isso implicaria o varejista acompanhar todos os mercados dos produtos. Assim, o varejista promove o *markup*, em que os preços são determinados com uma margem sobre o custo.

Considerando retornos constantes à escala, a função de custo e custo marginal ao varejo é definida como:

$$C = h_{10}(R^s, w, z) \quad (19)$$

$$Cmg = h_{10}(w, z) \quad (20)$$

em que  $C$  é a função de custo ao varejo; e  $Cmg$ , o custo marginal ao varejo, obtido pela derivada parcial de  $C$  em relação a  $R^s$ .

Em um mercado competitivo, o varejista maximizará o lucro igualando o custo marginal no varejo ao preço do produto final:

$$r = h_{10}(w, z) \quad (21)$$

Admitindo-se uma função de produção ao varejo com coeficientes fixos (tipo *Leontief*) no curto prazo, a produção será obtida pela forma:

$$R = \min\left(\frac{W}{a_1}, \frac{Z}{a_2}\right) \quad (22)$$

A demanda dos fatores de produção é fornecida por:

$$W = a_1 R \quad (23)$$

$$Z = a_2 R \quad (24)$$

A função de custo, com retornos constantes à escala, é:

$$C = (a_1 w, a_2 z) R \quad (25)$$

Pela equação (21), o varejista iguala o preço ao varejo ao custo marginal. Assim, obtém-se a função de oferta:

$$r = a_1 w + a_2 z \quad (26)$$

Considerando apenas os níveis de mercado varejo e produtor, como simplificação do modelo, a equação (22) que representa a função de produção ao varejo é modificada para:

$$R = \min\left(\frac{F}{a_1}, \frac{Z}{a_2}\right) \quad (27)$$

A equação (26) passa a ser:

$$r_t = a_1 f_t + a_2 z_t \quad (28)$$

A demanda do insumo de produção agrícola é definida por:

$$F_t^d = a_1 R_t^s, \quad a_1 > 0 \quad (29)$$

A demanda do produto no varejo é representada por uma relação linear do preço ao varejo:

$$R_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 r_t, \quad \alpha_1 < 0 \quad (30)$$

E a oferta da matéria-prima agrícola é tida como uma relação linear do preço ao produtor:

$$F_t^s = \beta_0 + \beta_1 f_t, \quad \beta_1 > 0 \quad (31)$$

O preço em nível do produtor é determinado via ajustes entre demanda e oferta, pelo excesso de demanda ao produtor:

$$\Delta f = \beta(F^d - F^s), \beta > 0 \quad (32)$$

Dessa forma, tendo o preço ao varejo definido por (28) e ao produtor por (32), resta ao varejista determinar a quantidade a ser comercializada. A forma encontrada por Hein (1980) é pela utilização de informações sobre a demanda ao varejo defasada. Assim, a programação da oferta pelo varejista ocorre como função da demanda ao varejo do período anterior:

$$R_t^s = R_{t-1}^d \quad (33)$$

Nesse sentido, o modelo mostra que em um primeiro momento um choque de elevação na demanda primária, ao varejo, promove apenas a redução nos estoques, tendo os preços permanecido constantes. Contudo, em um segundo momento os estoques tenderão a se elevar pela equação (33). Pela equação (29), tem-se uma elevação da demanda ao produtor, que resultará no aumento do preço ao produtor e ao varejo através das equações (32) e (28). Pelas equações (30) e (33), a demanda e a oferta ao varejo tendem a se retrair com a elevação do preço do produto final. O efeito será a queda na oferta do próximo período. Assim, a partir de um desequilíbrio ocorrerá um processo de ajuste da demanda primária até se chegar a um novo equilíbrio de mercado (AGUIAR, 1994).

### 2.1.3. Modelo de Barros

Por fim, o modelo econômico de Barros (1990) analisa a transmissão de preços entre os três níveis de mercado: produtor, atacado e varejo. O modelo também admite funções de produção com coeficientes fixos (tipo *Leontief*) no curto prazo, nos setores atacado e varejo:

$$V = \min\left(\frac{A}{b_1}, \frac{Z}{b_2}\right) \quad (34)$$

$$A = \min\left(\frac{P}{c_1}, \frac{X}{c_2}\right) \quad (35)$$

em que V, A e P são as quantidades dos produtos nos setores varejo, atacado e produtor, respectivamente; Z e X, as quantidades dos insumos utilizados no varejo e atacado; e  $b_1$ ,  $b_2$ ,  $c_1$  e  $c_2$ , os coeficientes técnicos de produção.

A demanda do segmento varejista é representada como uma relação linear do preço ao varejo, na forma:

$$V_t^d = \theta_0 + \theta_1 v_t, \theta_1 < 0 \quad (36)$$

em que  $V_t^d$  é a quantidade demandada ao varejo; e  $v_t$ , o preço ao varejo no instante t.

O “preço-meta” ao varejo, de equilíbrio, é:

$$v_t^* = b_1 a_t + b_2 z_t \quad (37)$$

em que  $a$  é o preço do produto ao atacado; e  $z$ , o preço do insumo de comercialização.

Dinamicamente, o preço ao varejo é ajustado parcialmente por:

$$v_t - v_{t-1} = \alpha(v_t^* - v_{t-1}), 0 < \alpha < 1 \quad (38)$$

No atacado, o preço forma-se por excesso de demanda, ajustando-se o desequilíbrio entre demanda e oferta pelo produto:

$$a_t - a_{t-1} = \rho(A_t^d - A_t^s), \rho > 0 \quad (39)$$

em que  $A_t^d$  é a demanda; e  $A_t^s$ , a oferta do atacado.

A demanda do setor atacadista é dada pela demanda ao varejo defasada:

$$A_t^d = b_1 V_{t-1}^d \quad (40)$$

A oferta do atacado é obtida pela oferta ao produtor:

$$A_t^s = \frac{P_t^s}{c_1} \quad (41)$$

A oferta agrícola é tida como uma relação linear do preço recebido defasado ao produtor:

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 p_{t-1}, \gamma_1 > 0 \quad (42)$$

em que  $p_{t-1}$  é o preço defasado ao produtor.

O “preço-meta” ao produtor é:

$$p_t^* = \frac{a_t - c_2 x_t}{c_1} \quad (43)$$

O ajuste do preço ao produtor ocorre parcialmente:

$$p_t - p_{t-1} = \beta(p_t^* - p_{t-1}), \quad 0 < \beta < 1 \quad (44)$$

Por substituições, obtêm-se as equações de transmissão de preços ao produtor, atacado e varejo. O processo de substituição apresentado a seguir, embora difira de Barros (1990), também permite chegar às equações de preços reduzidas.

Assim, substituindo a equação (37) na (38), obtêm-se a equação de transmissão em nível do varejo:

$$v_t = (1 - \alpha)v_{t-1} + \alpha b_1 a_t + \alpha b_2 z_t \quad (45)$$

em que o preço ao varejo responde positivamente aos choques nos preços ao varejo defasado e atacado corrente e ao insumo de comercialização utilizado no varejo.

Substituindo a equação (43) na (44), obtêm-se a equação de transmissão em nível do produtor:

$$p_t = (1 - \beta)p_{t-1} + \frac{\beta}{c_1} a_t - \frac{\beta c_2}{c_1} x_t \quad (46)$$

em que o preço recebido pelo produtor relaciona-se positivamente com o preço ao produtor defasado e atacado corrente e negativamente com o preço do insumo de comercialização utilizado no atacado.

Por fim, substituindo as equações (40) e (41) na equação (39), tem-se a equação de transmissão em nível do atacado:

$$a_t = \rho \left( \theta_0 b_1 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) + \rho \theta_1 b_1 v_{t-1} - \frac{\rho \gamma_1}{c_1} p_{t-1} + a_{t-1} \quad (47)$$

em que o preço recebido pelo atacado relaciona-se negativamente com os preços defasados ao produtor e ao varejo.

Assim, ao analisar os três níveis de mercado, Barros (1990) enfatiza a importância do segmento atacado como líder na transmissão de preços. A partir dos desequilíbrios entre demanda e oferta, o atacadista inicia as variações ajustando oferta e demanda do produto,

tendo o produtor e varejo recebido os sinais de mercado emitidos pelo atacado e promovendo os ajustes defasadamente.

A oferta do produto agrícola, além de ser uma função linear do preço defasado, pode também ser considerada como função do preço corrente do agregado agrícola (AGUIAR, 1994):

$$P_t^s = \gamma_0 + \gamma_1 p_{t-1} + \gamma_2 r_t, \quad \gamma_1 > 0 \text{ e } \gamma_2 < 0 \quad (48)$$

em que  $r$  é o preço de um agregado de insumo agrícola. Tornando, assim, a equação de oferta agrícola mais realista.

No modelo proposto por Aguiar (1994), com base em Heien (1980) e Barros (1990), a equação de oferta agrícola é incrementada ao torná-la também uma função do preço exógeno de um agregado de insumo agrícola. Entretanto, o autor relaciona apenas os níveis de mercado produtor e varejo, apresentado dois modelos: um com variação dos preços iniciada ao produtor e outro iniciada ao varejo. Por relacionar apenas esses dois mercados, seu modelo não é apresentado no presente trabalho.

Substituindo a equação (48) em (41), tem-se a equação de oferta ao atacado, a qual deve ser substituída em (39) juntamente com a equação de demanda ao atacado, obtida pela substituição da equação (36) em (40). Dessa forma, será obtida uma nova equação de transmissão de preço ao atacado, na forma:

$$a_t = \rho \left( \theta_0 b_1 - \frac{\gamma_0}{c_1} \right) + \rho \theta_1 b_1 v_{t-1} - \frac{\rho \gamma_1}{c_1} p_{t-1} - \frac{\rho \gamma_2}{c_1} r_t + a_{t-1} \quad (49)$$

A equação de transmissão de preços ao atacado mostra que o preço ao atacado está negativamente relacionado com o preço ao varejo e ao produtor e positivamente com o preço do agregado de insumo agrícola, indicando que a elevação do preço do agregado agrícola eleva o preço ao atacado, pois reduz a oferta agrícola do produtor e ao atacado, elevando o preço do produto nesses mercados. Além disso, embora uma variação no preço do insumo agregado agrícola afete primeiramente a oferta ao produtor, como demonstrado na equação (48), a variação do preço ao produtor ocorre apenas após a alteração no preço ao atacado. Essas considerações, embora feitas para os mercados ao produtor e varejo por Aguiar (1994), podem ser expandidas para os mercados em nível de produtor e atacado.

As equações (45) e (46) mostram que os preços ao varejo e produtor são determinados pelo preço ao atacado atualizado. Entretanto, substituindo (49) em (45) e (46), observa-se que em um segundo momento o atacado também determina defasadamente os preços ao varejo e produtor, da mesma forma que o insumo agrícola.

O modelo desenvolvido por Barros (1990) sugere que as variações de preços são iniciadas no atacado, no qual o preço se ajusta instantaneamente por excesso de demanda. Os ajustes são primeiro realizados em nível do atacado e deste irradiados para o produtor e varejo, os quais realizam seus ajustes de preços de forma defasada.

Embora Barros (1990) tenha elaborado um modelo para analisar a transmissão de preços entre produtos hortifrutícola, seu modelo também será utilizado no estudo da formação de preços na cadeia suinícola, uma vez que o mercado da carne suína apresenta características que sugerem liderança de preços pelo segmento atacadista.

Entre as características deste mercado, destacam-se o pequeno número de frigoríficos e agroindústrias com elevado índice de concentração do mercado formando um oligopólio, o elevado volume de comercialização realizado por essas agroindústrias, a especialização desse segmento no processamento e comercialização da carne suína, maior frequência na comercialização e obtenção de informações sobre o mercado em maior quantidade e qualidade.

Por sua vez, o segmento produtor e varejo possuem um maior número de integrantes e estabelecimentos comerciais, não são, em grande parte, especializados na comercialização do produto, possuindo menor volume de comercialização e informação sobre o mercado. Essas características de mercado, levam esses segmentos a terem menor poder na comercialização e fixação do preço da carne suína, sendo esses níveis de mercado tomadores de preços.

Para testar a hipótese de liderança de preços do setor atacadista na comercialização da carne suína, realizou no presente trabalho testes de causalidade dos preços dessa carne aos níveis de mercado do produtor, atacado e varejo, e analisou a volatilidade de seus preços nos mercados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo. Além disso, foram obtidas as elasticidades de transmissão de preços contemporâneas e as respostas das séries de preços as mudanças nos preços da carne em cada segmento de mercado, no preço da carne no mercado internacional e nos insumos agrícola e de comercialização.

## **2.2. Transmissão dos preços entre regiões**

A questão da transmissão dos preços de uma *commodity* entre regiões está relacionada à literatura sobre análise espacial de preços, que, segundo Fackler e Goodwin (2000), estuda as relações de preços entre diferentes mercados, avaliando sua integração e desempenho. A seguir são apresentadas as principais teorias relacionadas à análise espacial de preços: arbitragem espacial, lei do preço único e integração de mercado.

### 2.2.1. Arbitragem espacial

Entende-se por arbitragem espacial a compra de um produto em uma dada localidade em que seu preço esteja mais barato e a venda em um local em que ele esteja mais caro. Em um processo de arbitragem, os agentes garantem que os preços dos bens homogêneos em duas localidades diferiram, no máximo, pelo custo de transferência do bem da região que estiver com menor preço para a de maior preço, ou seja:

$$P_y - P_x \leq r_{yx} \quad (50)$$

em que  $P_y$  é o preço do produto na localidade  $y$ ;  $P_x$ , o preço do produto na localidade  $x$ ; e  $r_{yx}$ , o custo de transação do produto do local  $y$  para  $x$ .

A relação apresentada na equação ocorrerá se houver regularidade no comércio direto entre as localidades, sendo essa uma condição de arbitragem espacial e um conceito de equilíbrio. Além disso, os preços podem divergir, porém o processo de arbitragem em um mercado de bom funcionamento tenderá a igualar os preços aos custos de transação e, embora possam ocorrer alguns desvios, eles são de natureza transitória (FACKLER; GOODWIN, 2000; NOGUEIRA, 2005; PEREIRA, 2005; ROSADO, 2006).

Como observam Barbosa et al. (2002), a arbitragem induz a elevação do preço do produto no país com preço mais baixo e a queda do preço no país com preço mais alto; o processo continua até que os preços nos dois países se igualem.

No mercado da carne suína, espera-se pelo processo de arbitragem que choques ocorridos na oferta ou demanda do produto em uma dada região produz alterações nos preços também das demais regiões que integram o mercado da carne suína. Assim, uma alta dos preços em uma dada localidade  $A$  faz com que os agentes elevem a demanda da carne nas localidades  $B$  e  $C$ , elevando os preços da carne nessas duas regiões e reduzindo seu preço em  $A$ , até que os preços nas duas localidades sejam iguais.

Tal processo deve estar presente no mercado da carne suína, uma vez que segundo Rosado (2006) esse mostrou-se integrado como uma extensão espacial composta pelos Estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, apresentando elevado comércio entre essas regiões e compartilharam de uma única tendência de comportamento dos preços e apresentaram o mesmo fluxo de informação.

Pelo fato do Brasil estar inserido no mercado internacional da carne suína, sendo o País um dos principais produtores e exportadores da carne suína, espera-se também que o

mercado nacional dessa carne também compartilhe com o mercado externo do mesmo fluxo de informações.

### 2.2.2. Lei do preço único

De acordo com a lei do preço único (LPU), desde que haja ausência de barreiras comerciais, o preço de um bem homogêneo não poderá exceder o custo de transação em duas regiões, sendo esse processo garantido pela arbitragem. Segundo a LPU, abstraindo os custos de transação, o preço de um bem comum em mercados ligados pelo comércio e pela arbitragem será único (FACKLER; GOODWIN, 2000).

A validação da LPU está diretamente relacionada ao processo de arbitragem espacial, que tende a igualar os preços internos e externos no longo prazo. As variações nos preços internacionais são transmitidas aos preços domésticos no longo prazo com elasticidade de transmissão igual a 1 (BARBOSA et al., 2002).

Há diferentes formas para a LPU (FACKLER; GOODWIN, 2000). A primeira é a versão fraca da LPU e estabelece que a diferença do preço do bem entre duas regiões deve ser menor ou igual aos custos de transação ( $P_y - P_x \leq r_{yx}$ ). Já a segunda forma é a LPU forte, que presume continuidade do comércio e condição de arbitragem com regularidade garantida, sendo mantida a igualdade  $P_y - P_x = r_{yx}$ . Por fim, a terceira forma da LPU é a agregada, conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC). As condições para se manter a PPC são mais restritivas, sendo aplicadas apenas as cestas de bens comercializáveis (FACKLER; GOODWIN, 2000, citado por ROSADO, 2006).

Mundlack e Larson (1992) apresentaram um modelo para verificar a LPU, no qual o preço doméstico do bem é função do seu preço internacional e da taxa de câmbio nominal. Em forma de equação:

$$P_{it} = P_{it}^* \cdot E_t \quad (51)$$

em que  $P_{it}$  é o preço doméstico do produto;  $P_{it}^*$ , o preço internacional; e  $E_t$ , a taxa de câmbio nominal.

Multiplicando-se ambos os lados do modelo por  $1/E_t$  e acrescentando neste o termo aleatório em sua forma logaritmo, a LPU pode ser testada a partir da equação:

$$P_{it}^{Us\$} = \alpha + \beta P_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (52)$$

em que  $P_{it}^{Us\$}$  é o preço do produto doméstico em dólares;  $P_{it}^*$ , o preço internacional;  $\alpha$ , o termo intercepto;  $\beta$ , o coeficiente de elasticidade de transmissão; e  $\varepsilon_{it}$ , o termo de erro.

A partir desse modelo, pode-se obter a elasticidade de transmissão dos preços e testar a integração entre as localidades. A integração perfeita entre as regiões ocorre quando a elasticidade de transmissão de preços entre as localidades é igual a 1, em que toda variação no preço é transmitida integralmente entre as regiões. Nesse caso, tem-se a LPU em sua forma forte (ROSADO, 2006).

Entretanto, a LPU considera um mercado funcionando em competição perfeita, arbitragem perfeita e mercados eficientes. Assim, a não confirmação da LPU nem sempre reflete as reais condições do mercado, pois os produtos podem não ser homogêneos e ocorrer competição imperfeita. Dessa forma, as firmas podem ter poder de mercado e discriminar preços. Contudo, a análise é contraditória e deve ser explicada com base nas pressuposições de cada mercado (ROSADO, 2006).

Ressalta-se que a cadeia da carne suína é composta por produtores heterogêneos, operando em diferentes sistemas e organização, como nos sistemas integrados e independentes, e as agroindústrias concentrarem significativa parcela do mercado, sendo a competição imperfeita. Dessa forma, as pressuposições do modelo da LPU apresentam-se forte para o mercado em estudo. Porém, espera-se que o processo de arbitragem espacial entre as localidades estudadas e o mercado internacional tende a igualar os preços internos e externos no longo prazo, compartilhando de um mesmo fluxo de informação que levem a uma interdependência entre as séries de preços da carne.

### **2.2.3. Integração de mercados**

O conceito de integração de mercado está relacionado ao grau de relacionamento dos preços de um determinado produto ao longo do tempo entre regiões. Assim, Faminow e Benson (1990) definem integração de mercado como um processo em que ocorre a interdependência dos preços. Para Goodwin e Piggot (2001), a integração reflete a extensão da transmissão dos choques entre mercados e, conforme Fackler e Goodwin (2000), é uma medida do grau em que choques de demanda e oferta são transmitidos de uma localidade para outra.

Assim, considere duas regiões (A e B) e um choque que leve a um excesso de demanda do produto apenas na região A. Então, a razão de transmissão de preços associada ao choque é:

$$R_{AB} = \frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A} \div \frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A} \quad (53)$$

em que  $R_{AB}$  é a razão de transmissão associada ao choque do produto na região A;  $\frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}$ , a variação infinitesimal do choque em A que leva à variação do preço do produto nessa região; e  $\frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A}$ , a variação infinitesimal do choque em A que promove a variação do preço do produto na região B (FACKLER; GOODWIN, 2000).

A razão de transmissão associada ao choque do produto mede o grau de integração dos mercados. Assim, quando  $R_{AB} = 1$ , a integração é perfeita e variações nos preços do produto homogêneo são transmitidas de forma completa entre as regiões. Além disso, quando  $R_{AB} \neq R_{BA}$ , a razão de transmissão não é simétrica e a região A pode estar mais integrada com B do que B com A (ROSADO, 2006).

Entre os métodos utilizados para analisar a integração de mercados, podem-se citar desde métodos estatísticos de correlação simples até métodos baseados em regressões dinâmicas, utilizando-se o teste de causalidade de Granger e a análise de cointegração (SPILLER; WOOD, 1988, citado por ROSADO, 2006). No entanto, esses métodos são criticados por analisarem apenas as informações contidas nos preços (ROSADO, 2006).

A integração de mercado não envolve apenas as análises da relação dos preços, pois é um conceito multidimensional. A integração dos preços é apenas uma das várias condições necessárias à presença da integração de mercado, e a integração deve ter um fluxo de bens e informações entre diferentes mercados (PEREIRA, 2005).

Assim, são necessários outros fatores além dos preços para analisar a integração de mercado. Entre os fatores mais importantes para essa avaliação, Goletti e Christina-Tsigas (1995) citam a infraestrutura de comercialização, as políticas governamentais, os diferenciais de produção, os choques de oferta e as condições da mão de obra. Gonzáles-Rivera e Helfand (2001) destacam os fatores capital físico, capital humano e produção, entre outros.

Para Gonzáles-Rivera e Helfand (2001), a maioria dos estudos sobre integração de mercado analisa apenas os preços, não avaliando os fatores que elevam e reduzem a integração. Nesse sentido, Gonzáles-Rivera e Helfand (2001) apresentaram um novo método, analisando a integração sob os aspectos de extensão, padrão e grau.

Pelo aspecto extensão, o método de Gonzáles-Rivera e Helfand (2001) permite analisar a questão da integração considerando a dimensão geográfica. O aspecto padrão

possibilita avaliar a contribuição de cada região na transmissão dos preços, e o aspecto grau permite conhecer a intensidade de integração dos mercados em termos de período de tempo dos ajustes dos preços após os choques. Esse método foi utilizado por Pereira (2005), Nogueira (2005) e Rosado (2006).

No presente trabalho foi realizado apenas a análise da interdependência dos preços entre as regiões, pois o estudo teve por objetivo analisar a questão da transmissão de preços e de sua volatilidade. Além disso, a integração de mercado na sua forma mais completa, utilizando o enfoque de Gonzáles-Rivera e Helfand (2001), já foi realizada para o mercado da carne suína por Rosado (2006).

Assim, procurou-se analisar o grau de relacionamento dos preços da carne suína ao longo do tempo entre as regiões. Em particular, realizou-se o teste de causalidade de preços da carne suína ao atacado entre os mercados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo, e destes com o preço da carne no mercado internacional. Adicionalmente analisou-se a volatilidade das séries de preços da carne dessas localidades e a sua possível transmissão entre as regiões. Por fim, foram obtidas as elasticidades contemporâneas de transmissão de preços e as intensidades e durações dos efeitos de mudanças de preços em cada localidade sobre as séries de preços de cada região.

### 3. MODELO ANALÍTICO

Os métodos utilizados nas análises foram o *Vector Autoregression* (VAR) e *Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (M-GARCH). Ambos foram empregados porque são condizentes com o modelo teórico e fornecem uma variedade de informações. O primeiro método tem-se destacado em análises de transmissões de preços, pois permite a realização do teste de causalidade e obtenção da matriz de relações contemporâneas, da decomposição da variância do erro de previsão e das funções impulso-resposta. O segundo método, por sua vez, permite analisar a volatilidade condicional das séries, a qual tem importante aplicação, como na transmissão da instabilidade. Nesse sentido, a seguir são apresentados os referidos métodos.

#### 3.1. Estacionariedade e cointegração

Para que os resultados obtidos a partir do modelo *Vector Autoregression* (VAR) sejam válidos as séries de dados utilizadas devem ser estacionárias. Como destaca Enders (1995), nas análises utilizando-se o VAR assume-se que as variáveis são estacionárias.

Assim, o primeiro passo para o emprego deste modelo é verificar se as séries são estacionárias e obter sua ordem de integração, o que pode ser realizado pelo teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) ou pelo teste de estacionariedade KPSS.

Pelo procedimento padrão, utiliza-se o modelo VAR com as variáveis em nível quando as séries são estacionárias e utilizar o VAR em primeiras diferenças quando as séries são não estacionárias em nível e não são cointegradas. Porém, quando as séries são não estacionárias e cointegradas deve-se utilizar o modelo VAR com correção de erro, denominado modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC).

De acordo com Gujarati (2000), regressões entre séries temporais não estacionárias não geram resultados estatísticos confiáveis uma vez que, mesmo para grandes amostras, as distribuições da série não seguem as distribuições  $t$  e  $F$ , sendo as regressões estimadas espúrias, com tendência a apresentarem altas estatísticas  $t$  e  $F$  e alto coeficiente de determinação, mesmo não existindo relações econômicas entre as variáveis. No entanto, mesmo sendo as séries não estacionárias, os coeficientes e os testes estatísticos  $t$  e  $F$  da regressão são confiáveis caso as séries sejam integradas de mesma ordem e sincronizadas, ou seja, cointegradas.

A grande vantagem desse resultado é que mesmo séries com raízes unitárias podem ser trabalhadas em nível, mantendo-se assim as informações de longo prazo, pois, caso

contrário, seria necessário estimar regressões em diferenças, trabalhando-se com informações de curto prazo.

Entre os testes utilizados para determinação da ordem de integração das séries, tem-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que difere do teste Dickey-Fuller (DF) por incorporar na equação de teste defasagens para eliminação do problema de autocorrelação dos resíduos. A equação de teste de raiz unitária, em sua forma completa, com os componentes intercepto e tendência, é representada por:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (54)$$

em que  $\Delta$  é o operador de diferença da variável em estudo, no caso  $Y_t$ ;  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , os parâmetros intercepto e tendência, respectivamente;  $\delta$ , o parâmetro da variável defasada;  $\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$ , o termo de diferenças defasadas para evitar e retirar problemas de autocorrelações existentes nos resíduos, cujas defasagens podem ser indicadas por critérios de informação univariados; e  $\varepsilon_t$ , o erro aleatório.

O teste ADF é utilizado para analisar a significância estatística do parâmetro  $\delta$ , estimado na equação (54), da seguinte forma:

$$\begin{aligned} H_0 : \delta_0 &= 0 \\ H_1 : \delta_1 &\neq 0 \end{aligned} \quad (55)$$

De acordo com Enders (1995), caso a hipótese nula testada seja rejeitada, isto é, se a estatística  $\tau$  (*tau*) calculada for tal que  $|\tau| > |\tau_\tau|$ , em valor absoluto maior que a estatística tabelada ( $\tau_\tau$ ), conclui-se que a série não possui raiz unitária, sendo estacionária.

Entretanto, caso a hipótese nula não for rejeitada, ou seja,  $|\tau| < |\tau_\tau|$ , deve-se analisar a significância estatística dos termos intercepto e tendência determinística na equação de teste, uma vez que o teste de raiz unitária é sensível à presença desses termos. Para a equação de teste, com intercepto e sem tendência, a estatística tabelada passa a ser a  $\tau_\mu$ , e para a equação sem intercepto e sem tendência,  $\tau$  (ENDERS, 1995).

Porém o teste ADF tende a não rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária em séries econômicas, possuindo baixo poder de teste (BUENO, 2008). Por isso, segundo esse autor, vêm-se desenvolvendo novos testes, como o KPSS<sup>4</sup> (KWIATKOWSKI et al., 1992). Conforme Vieira (1995), por exemplo, para raízes próximas de 1, esses testes

---

<sup>4</sup> Referentes aos autores Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin.

tendem frequentemente a indicar existência de raiz unitária nas séries. No teste KPSS, a hipótese nula é de que a série é estacionária, testando a variância de passeio aleatório. Caso a variância seja nula, a série é estacionária (BUENO, 2008).

Conforme Bueno (2008), o teste pode ser entendido a partir da equação:

$$y_t = x_t + u_t \quad (56)$$

em que  $x_t = x_{t-1} + v_t$ ,  $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$  (independentes e igualmente distribuídos) e  $u_t$  um processo estacionário  $x_t$ . A equação de teste pode incorporar também os termos constante e tendência; logo:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + x_t + u_t \quad (57)$$

em que  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são os parâmetros de intercepto e tendência.

Então, testa-se a variância de passeio aleatório na forma:

$$\begin{aligned} H_0 : \sigma^2 &= 0 \\ H_1 : \sigma^2 &> 0 \end{aligned} \quad (58)$$

Caso não se rejeite a hipótese nula, a série é estacionária, ou seja, não se rejeita a hipótese nula:  $H_0 : y_t \sim I(0)$  contra a hipótese alternativa:  $H_a : y_t \sim I(1)$ .

Confirmada a hipótese de não estacionariedade da série, esta deve ser diferenciada e testada novamente, sendo realizadas  $d$  diferenciações até que o teste de raiz unitária ou de não estacionariedade sejam rejeitados, em que a ordem de integração da série seja indicada por  $I(d)$ .

Caso as variáveis sejam estacionárias,  $I(0)$ , deve-se estimar o modelo VAR com as variáveis em nível; se não estacionárias e não cointegradas, deve-se utilizar o modelo VAR em diferenças; e se não estacionárias e cointegradas, o modelo indicado é o de VEC.

Assim, sendo as séries não estacionárias deve-se realizar um teste de cointegração para definir o modelo vetorial a ser estimado: VAR em primeiras diferenças ou VEC. Para isso, pode-se utilizar o teste de cointegração de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). O primeiro passo para verificar a cointegração entre séries de dados é observar a ordem de integração das séries,  $I(d)$ , pois, segundo Enders (1995), caso as variáveis sejam integradas de diferentes ordens, elas não são cointegradas.

Pela definição de cointegração, o vetor  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$  é dito cointegrado de ordem  $d$ ,  $b$ , denotado por  $y_t \sim CI(d, b)$ , se todas as variáveis pertencentes ao vetor  $y_t$  forem integradas de ordem  $d$ ,  $I(d)$ , e existe um vetor  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  tal que a combinação linear  $\beta y_t = (\beta_1 y_{1t} + \beta_2 y_{2t} + \dots + \beta_n y_{nt})$  é integrada de ordem  $(d-b)$ , em que  $b > 0$  e  $\beta$  é o vetor de cointegração (ENDERS, 1995).

O modelo de teste de cointegração de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) parte da versão reparametrizada de um modelo VAR ( $p$ ), dado em termos de diferença na forma:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \varphi d_t + e_t \quad (59)$$

sendo  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \theta_j$  e  $\Pi = \sum_{i=1}^p \theta_i - I = -(I_k - \sum_{i=1}^p \theta_i)$ , em que  $y_t$  é um vetor de  $k$  variáveis;  $p$ , a defasagem;  $\Delta$ , o operador de diferenças;  $e_t \sim N(0, \Sigma)$ ; e  $d_t$ , um vetor de variáveis exógenas (ENDERS, 1995).

O teste de cointegração consiste em testar o número de raízes características diferentes de zero na matriz  $\Pi$ , o que pode ser realizado aplicando o teste estatístico do traço,  $\lambda_{\text{traço}}$ , e do autovalor,  $\lambda_{\text{max}}$ , comparando o valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo com restrição e sem restrição (ENDERS, 1995).

Caso o  $\text{rank}(\Pi)$  seja igual a  $k$  ( $\text{rank}(\Pi) = k$ ), existem  $k$  combinações lineares estacionárias entre as variáveis, sendo as linhas de  $\Pi$  linearmente independentes e as variáveis estacionárias; se  $\text{rank}(\Pi) = 0$ , não existe relação de cointegração; por fim, caso  $0 < \text{rank}(\Pi) = r < k$ , há  $0 < r < k$  combinações lineares independentes estacionárias, ocorrendo  $r$  relações de cointegração, sendo  $r$  o número de raízes características diferentes de zero,  $s = k - r$  combinações lineares não estacionárias e  $\Pi y_{t-1}$  combinações lineares estacionárias (ENDERS, 1995).

Entretanto, para se utilizar o modelo VEC, as séries devem ser não estacionárias, integradas de mesma ordem e cointegradas. Segundo Enders (1995), para haver cointegração, todas as séries devem ser integradas de mesma ordem; caso estas sejam integradas de diferentes ordens, elas não podem ser cointegradas.

Assim, quando em um conjunto de séries pelo menos uma é não estacionária, as diferenças são indicadas, porque uma das pressuposições do modelo VAR é de que as variáveis sejam todas estacionárias. Todavia, ao contrário das séries em nível, as diferenças perdem as informações de longo prazo. Com o objetivo de superar o referido problema, pode-se utilizar o modelo VEC. Esse modelo, embora estimado com as séries em

diferenças, possui um vetor que recupera as informações de longo prazo perdidas com a diferenciação.

No entanto, como ressaltam Schmidt e Lima (2004), a análise de cointegração é geralmente aplicada apenas quando as séries são não estacionárias e com mesma ordem de integração. Segundo esses autores, Rahbek e Mosconi (1999) mostraram que, mesmo quando algumas variáveis sejam não estacionárias de mesma ordem de integração (N) e outras estacionárias (M), os resultados dos testes envolvendo análises de cointegração podem não se alterar, desde que a maioria do conjunto das variáveis sejam não estacionárias e de mesma ordem de integração (M<N).

### 3.2. Relações entre séries temporais

Análises que incluem mais de uma série temporal podem ser realizadas utilizando-se o modelo *Vector Autoregression* (VAR). A principal vantagem no uso do VAR é que se trata de um modelo multivariado dinâmico que permite analisar a relação entre as variáveis ao longo do tempo, levando-se em consideração a interdependência entre elas.

O modelo Autorregressivo Vetorial (VAR), proposto por Sims (1980), é constituído de séries temporais em que as variáveis dependentes estão em função de suas próprias defasagens e de outras variáveis. Na sua forma primitiva, denominada VAR Estrutural (SVAR), pode-se estimar o modelo com base na teoria econômica a partir da incorporação de restrições na matriz de relações contemporâneas pelo procedimento de Bernanke (1986), alternativo à decomposição triangular recursiva de Cholesky e às estimativas do VAR convencional. O SVAR pode ser representado como:

$$By_t = \alpha + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \varphi d_t + e_t \quad (60)$$

em que  $B$  é a matriz de relações contemporâneas de ordem  $k \times k$ ;  $y_t$ , um vetor de  $k \times 1$  variáveis endógenas estacionárias;  $y_{t-p}$ , um vetor de  $k \times 1$  variáveis defasadas estacionárias;  $p_i = 1, 2, \dots, p$ , a defasagem;  $\alpha$ , um vetor de  $k \times 1$  de intercepto;  $\theta_i, i = 1, 2, \dots, p$ , matrizes  $k \times k$  dos coeficientes;  $e_t$ , um vetor de  $k \times 1$  de erros ortogonais, sendo  $E(e_t) = 0$  e  $E(e_t e_t') = \sum_{Diagonal}$ ; e  $d_t$ , um vetor de variáveis exógenas.

Entretanto, o modelo SVAR não pode ser estimado diretamente porque apresenta uma relação de simultaneidade que resulta na correlação entre o regressor e o erro aleatório. Contudo, o problema é solucionado multiplicando ambos os lados da equação

anterior pela inversa da matriz de coeficientes de interações contemporâneas ( $B^{-1}$ ) e obtendo-se o VAR padrão, também denominado reduzido ou convencional:

$$y_t = \psi + \mathcal{G}_1 y_{t-1} + \dots + \mathcal{G}_p y_{t-p} + \omega d_t + u_t \quad (61)$$

em que  $BB^{-1} = I$ ,  $\psi = B^{-1}\alpha$ ,  $\mathcal{G}_1 = B^{-1}\theta_1$ ,  $\mathcal{G}_p = B^{-1}\theta_p$ ,  $\omega = B^{-1}\varphi$  e  $u_t = B^{-1}\varepsilon_t$ .

O VAR padrão pode ser estimado diretamente pelo método de Mínimo Quadrado Ordinário (MQO). A partir dos resíduos  $u_t = B^{-1}\varepsilon_t$  e da matriz de variância e covariância  $E(u_t u_t') = E(B^{-1}\varepsilon_t \varepsilon_t' B^{-1}) = B^{-1} \sum B^{-1} = \Omega$ , estima-se, conforme Bernanke (1986), as matrizes  $B$  e  $\sum$  pela função de Máxima Verossimilhança, pressupondo normalidade dos resíduos.

Nesse sentido, pode-se estimar o modelo VAR padrão e, a partir de suas estimativas, obter o modelo SVAR. Para isso, devem-se impor restrições ao sistema estrutural, pois há uma contradição entre o número de parâmetros a serem obtidos no SVAR e o número de parâmetros estimados no VAR padrão (ENDERS, 1995).

Para obter o SVAR, o sistema deve ser exatamente identificado ou superidentificado. O sistema é exatamente identificado quando o número de restrições impostas na matriz de relações contemporâneas for igual a  $(k^2-k)/2$ ; e superidentificado quando maior que  $(k^2-k)/2$ . O sistema não será estimável quando for subidentificado, ou seja, quando o número de restrições na matriz for menor que  $(k^2-k)/2$  (ENDERS, 1995).

O procedimento baseia-se em incorporar restrições na matriz de relações contemporâneas, podendo ser realizado de duas maneiras. A primeira alternativa é por meio da decomposição triangular recursiva de Cholesky; a segunda, impondo restrições baseadas na teoria econômica pelo procedimento de Bernanke (1986).

Embora no modelo SVAR todas as variáveis sofram mútuos efeitos defasados; contemporaneamente, a relação entre elas será ordenada. Assim, esperam-se resultados mais concisos pelo procedimento de Bernanke (1986), uma vez que este, ao contrário do método recursivo, impõe restrições na matriz de relações contemporâneas ordenando a relação entre as variáveis de forma teórica.

No presente trabalho, a estruturação do modelo para análise de transmissão de preços entre os elos da cadeia baseou-se no modelo econômico de Barros (1990) adaptado ao mercado da carne suína, sendo considerado no modelo as séries de preços da carne ao produtor, ao varejo, ao atacado e no mercado internacional; e as séries de preços do insumo agrícola de produção e de comercialização, representados pelo preço da ração e pela taxa

de juros. Utilizou-se o procedimento de Bernanke para a incorporação das restrições na matriz de relações contemporânea, como é visto na Tabela 2:

Tabela 2 - Matriz de relações contemporâneas para o relacionamento dos preços entre os segmentos de mercado

V.E.	Variável dependente					
	Pp	Pv	Pa	Pi	Pr	Tj
Pp	1					
Pv		1				
Pa	$a_{31}$	$a_{32}$	1			
Pi			$a_{43}$	1		
Pr	$a_{51}$		$a_{53}$		1	
Tj	$a_{61}$	$a_{62}$	$a_{63}$		$a_{65}$	1

Pp = preço ao produtor. Pv = preço ao varejo. Pa = preço ao atacado. Pi = preço no mercado internacional.

Pr = preço da ração. Tj = taxa de juros.

V.E.: variáveis explicativas

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em que as colunas da tabela representam as equações de transmissão de preços contemporânea nos níveis de mercado e as linhas as variáveis explicativas. Os coeficientes a serem estimados são representados por  $a_{ij}$ , em que  $i$  refere-se a  $i$ -ésima linha e  $j$  a  $i$ -ésima coluna da tabela. Estes coeficientes são as elasticidades de transmissão de preços.

De acordo com as restrições estabelecidas na matriz, a série de preços da carne ao produtor é influenciada pelas séries de preços ao atacado, pelo preço da ração e pela taxa de juros. O preço da carne ao varejo é influenciado pelo preço ao atacado e pela taxa de juros. O preço ao atacado sofre influência do preço no mercado internacional, pelo preço da ração e da taxa de juros. O preço da ração sofre influência da taxa de juros e o preço internacional e a taxa de juros não são influenciados por nenhuma variável do sistema.

Porém, as restrições foram impostas apenas na matriz de relações contemporâneas, tendo as variáveis sofrido mútuos efeitos defasadamente. As restrições foram realizadas pela forma de exclusão utilizando zeros nas posições em que não ocorrem relacionamento contemporâneo entre as variáveis.

No modelo VAR ordenado pelo método de Cholesky, a influência contemporânea entre as variáveis é imposta pela simples ordenação das séries no sistema. Por exemplo, seja um sistema formado por três variáveis e ordenado na forma: X, Y e Z. Então, a variável X afeta contemporaneamente as variáveis Y e Z. Mas X não é afetada instantaneamente por essas duas séries. Por sua vez, a variável Y afeta contemporaneamente apenas a série Z, a qual, embora afetada contemporaneamente por X e Y, não influencia essas duas séries.

Este procedimento foi utilizado na análise da transmissão de preços entre as regiões (Tabela 3). Contudo, ordenaram-se as relações contemporâneas das séries de forma coerente, de acordo com o seu grau de importância no mercado da carne suína. Nesse sentido, adotou-se a sequência: preço da carne no mercado internacional, preço da carne em Santa Catarina, preço da carne em São Paulo e preço da carne em Minas Gerais. Para esta análise, foi considerado os preços atacadistas.

Tabela 3 - Matriz de relações contemporâneas para o relacionamento dos preços entre as regiões

V.E.	Variável dependente			
	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
PaMG	1			
PaSP	a <sub>21</sub>	1		
PaSC	a <sub>31</sub>	a <sub>32</sub>	1	
Pi	a <sub>41</sub>	a <sub>42</sub>	a <sub>43</sub>	1

PaMG = preço ao atacado em Minas Gerais. PaSP = preço ao atacado em São Paulo. PaSC = preço ao atacado em Santa Catarina. Pi= preço no mercado internacional.

V.E.: variáveis explicativas

Fonte: Elaborado pelo autor.

Dando continuidade ao método, os modelos VAR e SVAR pressupõem que as séries do sistema sejam estacionárias. Entretanto, em muitos casos as séries não são estacionárias em nível. Nesse caso, podem-se estimar os modelos nas primeiras diferenças das séries, desde que estas sejam estacionárias.

No entanto, o procedimento-padrão é utilizar o VAR ou SVAR em primeiras diferenças apenas quando as séries não são cointegradas. Quando cointegradas, o mais sensato é utilizar a versão reparametrizada dos modelos VAR e SVAR. Dessa forma, estima-se o sistema em diferenças, mas recuperam-se as informações de longo prazo entre as variáveis, perdidas na diferenciação, através de um mecanismo de correção de erro.

A versão reparametrizada de um modelo VAR padrão é o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), e do SVAR, o modelo Vetorial de Correção de Erro Estrutural (SVEC). O SVEC é obtido através das estimativas do VEC padrão, que é apresentado como:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha \beta' y_{t-1} + e_t \quad (62)$$

em que  $\Gamma_i$  é a matriz de coeficientes que definem as trajetórias ou dinâmica de curto prazo;  $\alpha$ , a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo;  $\beta$ , o vetor de

cointegração entre as variáveis; e  $\alpha\beta' y_{t-1}$ , o termo de correção de erro, ou relações de cointegração em nível, que garante o equilíbrio de longo prazo.

Os modelos VAR e VEC permitem obter também a Função Impulso-Resposta (FIR) e a Decomposição da Variância do Erro de Previsão (DVEP) a partir dos modelos nas formas convencional ou estruturado. Como destaca Enders (1995), a FIR e DVEP são utilizadas para examinar as relações entre as variáveis. O primeiro procedimento mede o tempo da resposta do sistema e das variáveis a choques aplicados aos resíduos das séries. O segundo informa o quanto a variância do erro de previsão de uma série é explicada pela própria série ou por outras séries.

Transformando o modelo VAR em um VMA (Vetor Média Móvel), promovendo a ortogonalização dos resíduos e diagonalizando-se a matriz de variância-covariância dos erros para verificar o efeito do choque em apenas uma variável sobre o sistema, pode-se obter a Função Impulso-Resposta e a Decomposição da Variância do Erro de Previsão (ENDERS, 1995).

Na sua forma compacta, o VMA é apresentado como:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (63)$$

em que se denominam os coeficientes de  $\phi_i$  de Função Impulso-Resposta, observados a partir dos choques  $\varepsilon_{it}$  para as variáveis definidas  $y_t$ , mensurando o impacto nas variáveis gerado pelos respectivos choques nos erros.

Utilizando a equação anterior para realização da previsão, o erro de previsão é expresso em função de seus próprios resíduos:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (64)$$

em que  $y_{t+n} - E_t y_{t+n}$  é o erro de previsão n-período à frente, sendo  $y_t$  um vetor formado pelas variáveis endógenas  $x_t$  e  $z_t$ .

Focalizando somente a série  $\{x_t\}$ , a variância do erro pode ser decomposta em termos da série  $\{x_t\}$  e  $\{z_t\}$ , obtendo-se a Decomposição da Variância do Erro de Previsão a partir do erro de previsão n-período à frente, representado como:

$$x_{t+n} - E_t x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{x_{t+n-i}} + \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{z_{t+n-i}} \quad (65)$$

Desenvolvendo a equação, tem-se:

$$\begin{aligned}
x_{t+n} - E_t x_{t+n} &= \phi_{11}(0)\varepsilon_{x_{t+n}} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{x_{t+n-1}} + \dots + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{x_{t+1}} \\
&+ \phi_{12}(0)\varepsilon_{z_{t+n}} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{z_{t+n-1}} + \dots + \phi_{12}(n-1)\varepsilon_{z_{t+1}}
\end{aligned} \tag{66}$$

Denotando a variância do erro de previsão n-período à frente de  $x_{t+n}$  como  $\sigma_x(n)^2$ :

$$\begin{aligned}
\sigma_x(n)^2 &= \sigma_x^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \\
&\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]
\end{aligned} \tag{67}$$

Como todos os valores de  $\phi_{jk}(i)^2$  são necessariamente não negativos,  $\sigma_x(n)^2$  cresce quando o horizonte de previsão  $n$  aumenta (ENDERS, 1995). Segundo esse autor, é possível decompor a variância do erro de previsão  $\sigma_x(n)^2$  para  $n$  períodos de previsão dado um choque em  $\{\varepsilon_{x_t}\}$  e  $\{\varepsilon_{z_t}\}$ :

$$\frac{\sigma_x^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_x(n)^2} \tag{68}$$

e

$$\frac{\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_x(n)^2} \tag{69}$$

em que  $\sigma_x(n)^2$  é decomposto em termos das séries  $\{x_t\}$  e  $\{z_t\}$ .

Como informa Enders (1995), a decomposição do erro de previsão informa a proporção da evolução de uma série dado um choque ou inovação em uma variável em particular *versus* os choques em outras variáveis. Dessa forma, suponha duas séries,  $\{x_t\}$  e  $\{z_t\}$ , e os resíduos das equações  $\varepsilon_{x_t}$  e  $\varepsilon_{z_t}$  obtidos de um modelo VAR. Segundo esse autor, se os choques em  $\varepsilon_{z_t}$  não explicam a variância do erro de previsão da série  $\{x_t\}$ , em todo horizonte de previsão, pode-se dizer que  $\{x_t\}$  é exógena e se desenvolve independentemente dos choques em  $\varepsilon_{z_t}$  e da série  $\{z_t\}$ . Contrariamente, se os choques em  $\varepsilon_{z_t}$  explicam totalmente a variância do erro de previsão de  $\{x_t\}$  em todo horizonte de previsão, então  $\{x_t\}$  é completamente endógena.

Os modelos VAR e VEC podem ser utilizados também para analisar a relação entre as séries por meio de testes de causalidade. Estimando, por exemplo, o modelo VAR bivariado em nível, tem-se:

$$Y_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^p \beta_{Yi} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Xi} X_{t-i} + u_{1t} \tag{70}$$

$$X_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{X_i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Y_i} Y_{t-i} + u_{2t} \quad (71)$$

em que  $Y$  e  $X$  são as variáveis em estudo; e  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ , os erros aleatórios. A causalidade na transmissão de variação de preços é testada pelas hipóteses nulas  $H_0 : \beta_{X_i} = 0$  e  $H_0 : \beta_{Y_i} = 0$ , para  $i, j = 1, 2, \dots, n$ . Caso as hipóteses sejam rejeitadas, há relação de bicausalidade entre as variáveis. O teste de causalidade é realizado utilizando-se as estatísticas F ou  $\chi^2$ , aplicando-se o teste F ou Wald.

Assim, as possíveis direções de causalidade de curto prazo entre essas variáveis são:

- a) Causalidade unidirecional de  $X$  para  $Y$ :  $\beta_{X_i} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n$ . e  $\beta_{Y_i} = 0, i = 1, 2, \dots, n$ .
- b) Causalidade unidirecional de  $Y$  para  $X$ :  $\beta_{Y_i} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n$ . e  $\beta_{X_i} = 0, i = 1, 2, \dots, n$ .
- c) Causalidade bilateral entre  $X$  e  $Y$ :  $\beta_{X_i} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n$ . e  $\beta_{Y_i} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n$ .
- d) Não causalidade entre  $X$  e  $Y$ :  $\beta_{X_i} = 0, i = 1, 2, \dots, n$ . e  $\beta_{Y_i} = 0, i = 1, 2, \dots, n$ .

No caso do modelo VAR em primeiras diferenças, o modelo bivariado é estimado como:

$$\Delta Y_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Y_i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{X_i} \Delta X_{t-i} + u_{1t} \quad (72)$$

$$\Delta X_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{X_i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Y_i} \Delta Y_{t-i} + u_{2t} \quad (73)$$

em que  $\Delta$  é o operador de diferenças. O sentido da causalidade é testado da mesma forma que no modelo VAR em nível, utilizando-se os testes F ou Wald.

Por fim, no caso do modelo VEC, tem-se:

$$\Delta Y_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Y_i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{X_i} \Delta X_{t-i} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + u_{1t} \quad (74)$$

$$\Delta X_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{X_i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Y_i} \Delta Y_{t-i} + \alpha_2 \eta_{t-1} + u_{2t} \quad (75)$$

em que  $Y$  e  $X$  são as variáveis em estudo;  $\varepsilon_{t-1}$  e  $\eta_{t-1}$ , os valores dos resíduos defasados, ou termos de correção de erro defasados provenientes das relações de cointegração:  $Y_t = \gamma_1 X_t + \varepsilon_t$  e  $X_t = \gamma_1 Y_t + \eta_t$ ; e  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ , os erros aleatórios. A causalidade na transmissão de variação de preços é testada pelas hipóteses nulas  $H_0 : \alpha_1 = 0$  e

$H_0 : \beta_{xi} = 0$  e  $H_0 : \alpha_2 = 0$  e  $H_0 : \beta_{yi} = 0$ , para  $i, j = 1, 2, \dots, n$ . Caso as hipóteses sejam rejeitadas, há relação de bicausalidade, de longo e curto prazo, entre as variáveis.

As estatísticas de teste de causalidade de longo prazo são realizadas através da estatística t, enquanto a causalidade de curto prazo pode ser determinada pelo teste F ou Wald. O teste F é obtido pela equação:

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{IR} / m)}{SQR_{IR} / (n - k)} \quad (76)$$

em que  $SQR_R$  é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão com restrição;  $SQR_{IR}$ , soma dos quadrados dos resíduos da regressão sem restrição;  $m$ , número de restrições;  $n$ , número de observações; e  $k$ , número de parâmetros na regressão sem restrição.  $R$  e  $IR$  indicam restrita e irrestrita, respectivamente. O teste segue a distribuição F com  $m$ ,  $(n-k)$  gl.

O teste de Wald (W) é obtido pela relação:

$$F = \frac{W}{m}, \text{ em que } W = F.m \quad (77)$$

e a estatística do teste W segue distribuição  $\chi^2(m)$ , sendo  $m$  o número de restrições.

### 3.3. Volatilidade condicional

Como o presente trabalho teve entre os objetivos analisar a questão da transmissão de volatilidade dos preços da carne suína entre os segmentos da cadeia suinícola, foi realizado o estudo da volatilidade condicional. O modelo empregado foi o *Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (M-GARCH), mais especificamente, o modelo BEKK<sup>5</sup>, desenvolvido por Baba et al. (1991) e Engle e Kroner (1995).

Modelos GARCH multivariados podem ser empregados na avaliação do valor em risco de carteiras, na obtenção das razões ótimas de *hedge* e no estudo da dinâmica da transmissão de volatilidade entre ativos e mercados (BITENCOUT et al., 2005). Assim, a análise da volatilidade condicional tem importante aplicação na gestão de riscos de preços, ativos e carteiras. A seguir são apresentados os modelos antecessores ao BEKK.

---

<sup>5</sup> Referentes aos autores Baba, Engle, Kraft e Kroner.

A volatilidade condicional é obtida a partir da estimação de modelos univariados, como os modelos *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA) (BOX; JENKINS, 1976; BOX et al., 1994), ou multivariados, como o VAR ou VEC, com presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva nas séries dos resíduos dos modelos, ou seja, com volatilidade evoluindo ao longo do tempo.

Com a finalidade de testar a presença de volatilidade com padrão *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH) na série de preços, ou seja, a presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva, pode-se realizar o teste de Multiplicador de Lagrange (LM). A estatística segue a distribuição  $\chi^2$  e o seu valor calculado é dado pelo produto do coeficiente de determinação e o número de termos da amostra. A hipótese nula, de que a série apresenta comportamento homocedástico, pode ser efetuada pelo teste F (GUJARATI, 2000).

Engle (1982) sugeriu que, para séries com padrão ARCH, deve-se modelar a variância condicional do erro em função da defasagem ao quadrado dos erros utilizando-se um modelo ARCH (q), em que  $q$  é o número de defasagens ao quadrado dos erros:

$$\varepsilon_t = h_t^{1/2} v_t \quad (78)$$

$$\sigma_t^2 = \Phi + \sum_{q=1}^Q \omega_q u_{t-q}^2 \quad (79)$$

em que  $\varepsilon$  é a série de resíduos com heterocedasticidade proveniente da estimação de um modelo univariado;  $v$ , a série de ruído branco;  $h$ , a série heterocedástica;  $\sigma^2$ , a variância condicional;  $\Phi$  e  $\omega$ , parâmetros dos termos intercepto e erro aleatório; e  $u$ , o termo de erro. O coeficiente  $\omega$  mede a persistência de choques sobre a variância; coeficientes próximos a um indicam que choques nos preços levam maior intervalo de tempo para se dissiparem. Os modelos de volatilidade condicional são não lineares na variância e sua estimação é feita pelo método da Máxima Verossimilhança.

No entanto, dado o grande número de defasagens, frequentemente encontradas no modelo ARCH, Bollerslev (1986) sugeriu um modelo geral e parcimonioso, denominado *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH), que apresenta a vantagem operacional de incorporar a própria variância condicional passada como fator determinante da variância condicional do erro. Dessa forma, o modelo GARCH (q, p), em que  $q$  é o número de defasagens ao quadrado dos erros e  $p$  o número de defasagens ao quadrado da própria variância condicional, é dado como:

$$\sigma_t^2 = \Phi + \sum_{q=1}^Q \omega_q u_{t-q}^2 + \sum_{p=1}^P \varphi_p \sigma_{t-p}^2 \quad (80)$$

em que  $\sigma^2$  é a variância condicional; e  $\phi$ ,  $\omega$  e  $\varphi$  são parâmetros dos termos intercepto, erro aleatório e variância, respectivamente, sendo  $\Phi > 0$ ,  $\omega, \varphi \geq 0$ . A soma  $\omega + \varphi$  mede a persistência de choques sobre a variância. Quanto mais próximo de uma unidade, maior o tempo necessário para que os choques se dissipem.

Entretanto, como os modelos ARCH e GARCH são univariados, eles não consideram duas ou mais séries temporais interdependentes. Isso não ocorre com os modelos GARCH multivariados (M-GARCH), que permitem ainda verificar a hipótese de transmissão de volatilidade entre séries temporais, o que não pode ser realizado através da modelagem de modelos da família ARCH, por serem univariados. Nesse sentido, Bollerslev et al. (1988) desenvolveram o modelo M-GARCH, denominado como VECH (q,p,k), sendo k o número de variáveis:

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} v_t \quad (81)$$

$$Vech(H_t) = C + \sum_{q=1}^Q A_{t-q} vech(\varepsilon_{i,t-q} \varepsilon_{j,t-q}') + \sum_{p=1}^P B_{t-p} vech(H_{t-p}) \quad (82)$$

em que  $\varepsilon$  é a série de resíduos com heterocedasticidade proveniente da estimação de um modelo multivariado;  $v$ , a série de ruído branco;  $H_t$ , a matriz de variância-covariância condicional heterocedástica; VECH(.), o operador que agrupa os elementos de uma matriz em um vetor;  $C$ ,  $A_i$  e  $B_j$  são matrizes de parâmetros (NxN);  $\varepsilon_{i,t-1}$  e  $\varepsilon_{j,t-1}$ , os resíduos do VAR/VEC; e  $H_t$ , a matriz de variância-covariância condicional. A forma matricial do modelo bivariado com uma defasagem dos erros, da variância e covariância condicional, VECH (1,1,2), é definida da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{12} \\ c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (83)$$

O teste de não causalidade na volatilidade da variável 2 sobre a 1, tendo-se  $j=2$  e  $i=1$ , consiste em não rejeitar a hipótese nula:  $H_0 : a_{13} = a_{12} = b_{13} = b_{12} = 0$ , em que se considera a relação na variância e covariância. Caso a hipótese seja rejeitada, a volatilidade da série 2 causa a volatilidade na série 1.

Devido ao elevado número de parâmetros estimados nesse modelo, Baba et al. (1991) e Engle e Kroner (1995) desenvolveram um outro mais parcimonioso, denominado modelo BEKK (q,p,k)<sup>6</sup>. A forma matricial do modelo bivariado com uma defasagem dos erros, da variância e covariância condicional, BEKK (1,1,2), é assim definida:

$$H_t = C' C + \sum_{q=1}^Q A'_{t-q} \varepsilon_{i,t-q} \varepsilon'_{j,t-q} A_{t-q} + \sum_{p=1}^P B'_{t-p} H_{t-p} B_{t-p} \quad (84)$$

em que  $C$ ,  $A_i$ ,  $B_j$  são matrizes de parâmetros (N×N), sendo  $C$  uma matriz triangular superior e  $H_t$  a matriz de variância-covariância condicional. Matricialmente, o modelo bivariado é apresentado como:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (85)$$

O teste de não causalidade na volatilidade da variável 2 sobre a 1, tendo-se  $j=2$  e  $i=1$ , consiste em não rejeitar a hipótese nula:  $H_0 : a_{21} = b_{21} = 0$ . Caso a hipótese seja rejeitada, a volatilidade da série 2 causa a volatilidade na série 1.

Comparando o número de parâmetros a serem estimados nos modelos VECH e BEKK, no modelo VECH (1,1,2), com  $k=2$ , o número de parâmetros é igual a 21; para  $k=3$ , de 78; e, para  $k=4$ , de 210 parâmetros. O número de parâmetros estimados é dado por:

$2 \left[ \frac{1}{2} k(k+1) \right]^2 + \frac{1}{2} k(k+1)$ . Já no modelo BEKK (1,1,2), com  $k=2$ , o número de parâmetros é igual a 11; para  $k=3$ , de 24; e, para  $k=4$ , de 42. Neste modelo o número de parâmetros é dado por:  $\frac{5}{2} k^2 + \frac{k}{2}$  (GAU, 2008).

<sup>6</sup> Maiores detalhes sobre os modelos de volatilidade condicional multivariados podem ser vistos em Gau (2001) e Müller (2007).

A estimação dos modelos de volatilidade condicional multivariados é realizada utilizando o Método da Quase-máxima Verossimilhança (QMV) sob condição à hipótese de erros gaussianos (BITENCOURT et al., 2006). Segundo esses autores, Jeantheau (1998) provou que o método é adequado mesmo quando os dados não são aproximadamente normais.

### 3.4. Determinação da ordem dos modelos

Entre os critérios adotados para determinação da ordem de defasagem nos modelos de séries temporais, destacam-se o critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação de Schwarz (SC), critério de informação de Hannan-Quinn (HQ) e erro de predição final (FPE), como indicado por Lütkepohl (2004b) e Lütkepohl e Krätzig (2009). A escolha da ordem do modelo é feita pelo número de defasagem que minimiza esses critérios de informação.

Na forma univariada, os critérios são obtidos por:

$$AIC(n) = \log \tilde{\sigma}_u^2(n) + \frac{2}{T}n \quad (86)$$

$$SC(n) = \log \tilde{\sigma}_u^2(n) + \frac{\log T}{T}n \quad (87)$$

$$HQ(n) = \log \tilde{\sigma}_u^2(n) + \frac{2 \log \log T}{T}n \quad (88)$$

em que  $\tilde{\sigma}_u^2(n) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t(n)^2$  é a variância do erro estimado dos resíduos do modelo de ordem  $n$ ;  $n$ , a ordem ou defasagem; e  $T$ , o número de observações (LÜTKEPOHL, 2004a).

O método de estimação dos critérios de AIC, SC e HQ baseia-se na minimização da função do logaritmo natural do determinante do estimador da matriz de covariância residual, acrescido de uma função que penaliza a inclusão de novas defasagens no modelo (MÜLLER, 2007). Já o critério FPE seleciona o método de estimação com base nos erros de previsão do modelo.

No caso dos modelos VAR, os critérios de informação são apresentados na forma multivariada. De acordo com Lütkepohl (2004b) e Lütkepohl e Krätzig (2009), as equações dos testes são apresentadas como:

$$AIC(n) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) + \frac{2}{T}nK^2 \quad (89)$$

$$SC(n) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) + \frac{\log T}{T} nK^2 \quad (90)$$

$$HQ(n) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) + \frac{2 \log \log T}{T} nK^2 \quad (91)$$

$$FPE(n) = \left( \frac{T + n^*}{T - n^*} \right)^K \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) \quad (92)$$

em que  $\tilde{\Sigma}_u(n) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$  é a matriz de variância-covariância dos resíduos do modelo de ordem  $n$ ;  $n$ , a ordem ou defasagem das variáveis;  $\det$ , o determinante da matriz;  $n^*$ , o número total de parâmetros em cada equação do modelo;  $k$ , o número de variáveis; e  $T$ , o número de observações.

### 3.5. Procedimentos realizados

As análises foram divididas em duas partes. A primeira analisou o comportamento dos preços da carne suína e de sua volatilidade entre os segmentos da cadeia nos mercados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo. Na segunda é analisada a relação dos preços da carne e de sua volatilidade nesses Estados com o seu preço no mercado internacional. A seguir são apresentados os procedimentos realizados.

#### 3.5.1. Procedimentos para análise entre níveis de mercado

##### 3.5.1.1. Sentido da variação dos preços e de sua volatilidade entre os níveis de mercado

Foram estimados modelos VAR convencionais para testar o sentido da causalidade na transmissão de preços entre os segmentos da cadeia produtiva suinícola nos mercados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo, sendo utilizados os preços mensais do quilo da carne ao produtor, do quilo da carne ao atacado, do quilo da carne ao varejo e do quilo da carne no mercado internacional.

Como os modelos autorregressivos requerem que as séries temporais sejam integradas de mesma ordem, foram realizados o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de estacionariedade de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), para as séries de preços da carne suína nos segmentos da cadeia produtiva nos

mercados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo e para o preço da carne no mercado internacional. As séries de preços encontram-se no Anexo I (Figuras A.1, A.2, A.3 e A.4).

Os resultados dos testes de raiz unitária ADF e de estacionariedade KPSS para as séries de preços da carne encontram-se no Anexo I (Tabelas A.1, A.2 e A.3). Embora o teste ADF não tenha rejeitado a existência de raiz unitária para algumas séries, o teste KPSS constatou estacionariedade em todas as variáveis, pois não rejeitou a hipótese nula de estacionariedade para nenhuma delas. As divergências entre os testes se devem à possível ocorrência de *outliers* nas séries, provocados pela intensa variabilidade dos preços da carne suína. Em razão do maior poder do teste KPSS, consideraram-se todas as séries como estacionárias.

Definida a ordem de integração das variáveis, utilizou-se o modelo VAR com as séries em nível para testar o sentido da transmissão dos preços entre os segmentos de mercado. Na determinação da ordem de defasagem dos modelos foram utilizados os critérios de informação e testada a hipótese de ocorrência de autocorrelação nos resíduos dos modelos, a qual, quando presente, foi removida pela elevação do número de *lags*.

O teste de autocorrelação utilizado foi o de Multiplicador de Lagrange (LM)<sup>7</sup>. Conforme as Tabelas A.4, A.5 e A.6 (Anexo I), as estatísticas calculadas foram menores que os valores críticos a 10%, não sendo rejeitada a hipótese nula de ausência de correlação dos resíduos, sugerindo que estes são estacionários e que os modelos foram satisfatórios.

Identificado o sentido da transmissão dos preços, procedeu-se à análise gráfica de sua volatilidade e à sua possível transmissão entre os níveis de mercado. O método utilizado foi o M-GARG na forma BEKK. Contudo, antes da sua estimação, promoveu-se o teste de Multiplicador de Lagrange (LM) para heterocedasticidade condicional, a fim de avaliar a possível presença de volatilidade com padrão ARCH nos resíduos dos modelos VAR que justificasse a realização da análise de transmissão de instabilidade pela volatilidade condicional dos preços.

### **3.5.1.2. Mecanismo de formação dos preços entre os níveis de mercado**

Foi empregado o método SVAR, utilizando na sua estruturação a hipótese de liderança de preço do atacado. Esse procedimento permitiu a realização das análises através da Matriz de Relações Contemporâneas (MRC), da Decomposição da Variância

---

<sup>7</sup> Também conhecido como teste de Breusch-Godfrey (BG) (GUJARATI, 2000).

dos Erros de Previsão (DVEP) e da Função Impulso-Resposta (FIR), de acordo com o procedimento de Bernanke (1986).

As análises foram realizadas para a cadeia da carne suína de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo, sendo consideradas as séries mensais de preços do quilo do suíno ao produtor, ao atacado e ao varejo em cada mercado.

Foram consideradas também as séries de preços do quilo da carne no mercado internacional, preços do quilo do milho e soja e a taxa de juros, em que as variáveis preços do milho e da soja foram agregadas em uma única série, denominada série de preços da ração, que representou o insumo de produção agrícola. Em relação à série da taxa de juros, essa representou os custos de comercialização da carne.

Assim, foram obtidas uma MRC, DVEP e FIR para cada mercado, considerando os preços da carne e da ração em cada região, assim como o valor da taxa de juros nacional e o preço da carne no mercado internacional. Como as séries de preços dos insumos ração e da taxa de juros também foram estacionárias pelo teste KPSS (Anexo III - Tabela A.10), foram estimados modelos SVAR com as séries em nível.

Verificada a ordem de integração das séries e o modelo a ser estimado, definiu-se o número de defasagens mais adequado para os modelos pelos seguintes critérios de informação: Erro de Predição Final (FPE), Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Schwarz (SC) e Critério de Informação de Hannan-Quinn (HQ).

Determinadas as defasagens dos modelos e não ocorrência de autocorrelação em seus resíduos, foram obtidas as MRC, a DVEP e a FIR para cada região. As primeiras MRC, DVEP e FIR obtidas foram para o Estado de Santa Catarina, em que o Critério de Informação de Schwarz (SC) determinou apenas uma defasagem para o modelo, e os critérios FPE, AIC e HQ, em conjunto, duas defasagens (Anexo III - Tabela A.11).

Nesse sentido, estimou-se um modelo com apenas um *lag* e outro com dois *lags*, porém ambos apresentaram resíduos serialmente correlacionados. Dessa forma, elevou-se o número de defasagens até a eliminação das autocorrelações, o que foi possível utilizando cinco *lags* (Anexo III - Tabela A.12).

Em relação aos resultados da MRC, DVEP e FIR obtidos para Minas Gerais, os critérios SC e HQ determinaram apenas um componente autorregressivo para o modelo, enquanto os critérios AIC e FPE indicaram dois *lags* (Anexo III - Tabela A.13). Todavia, realizando o teste LM em ambos os modelos, verificaram-se resíduos autocorrelacionados. Com o propósito de eliminar o fenômeno da correlação serial, elevou-se o número de defasagens para três *lags* (Anexo III - Tabela A.14).

Para obtenção da MRC, DVEP e FIR para o Estado de São Paulo, os critérios SC e HQ definiram um modelo com uma defasagem, o critério FPE com duas defasagens e o critério AIC com oito defasagens (Anexo III - Tabela A.15). Porém, realizando o teste LM nos resíduos dos modelos, verificou-se que eles se apresentaram serialmente correlacionados. Dessa forma, elevou-se o número de defasagens até a eliminação da correlação serial nos resíduos, o que foi possível utilizando um modelo com cinco defasagens (Anexo III - Tabela A.16).

### **3.5.2. Procedimentos para análise entre as regiões**

#### **3.5.2.1. Sentido da variação dos preços e de sua volatilidade entre as regiões**

Estimaram-se modelos VAR convencionais para obter o sentido da variação dos preços entre as localidades, utilizando-se os preços mensais do quilo da carne suína ao atacado nos mercados de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo, bem como o seu preço no mercado internacional.

Para identificar a ordem de integração das séries, realizaram-se os testes de raiz unitária ADF e de estacionariedade KPSS. O teste ADF não rejeitou a hipótese nula de presença de raiz unitária apenas para a série de preços da carne em Santa Catarina, e o teste KPSS não rejeitou a hipótese de estacionariedade para todas as séries (Anexo IV - Tabela A.17).

Assim, considerando as séries como estacionárias, foram realizados os testes de causalidade utilizando o modelo VAR. Em seguida, foi obtida a volatilidade dos preços da carne em cada localidade e utilizado o modelo M-GARG na forma BEKK para modelagem da volatilidade condicional das séries.

#### **3.5.2.2. Mecanismo de formação dos preços entre as regiões**

Estimou-se também um modelo VAR para relacionar os preços da carne ao atacado entre as regiões analisadas. Contudo, como o modelo recursivo assume uma estrutura restritiva e a simples ordenação das variáveis pode interferir nos resultados, buscou-se ordenar as relações contemporâneas das séries de forma coerente, em que estas foram adicionadas ao modelo de acordo com o seu grau de importância no mercado da carne suína. Nesse sentido, adotou-se a sequência: preço da carne no mercado internacional, preço da carne em Santa Catarina, preço da carne em São Paulo e preço da carne em Minas Gerais.

Assim, embora todas as séries no modelo sejam consideradas endógenas e influenciáveis defasadamente, foi pressuposto que, contemporaneamente, as influências seguem a ordenação apresentada. Dessa forma, foram obtidas a Matriz de Relações Contemporâneas (MRC), a Decomposição da Variância do Erro de Previsão (DVEP) e as Funções Impulso-Resposta (FIR) pelo método de Cholesky.

Pela Tabela A.18 (Anexo IV), os Critérios de Schwarz (SC) e de Hannan-Quinn (HQ) definiram um modelo com apenas uma defasagem, e os critérios Erro de Predição Final (FPE) e de Akaike (AIC), com duas defasagens. Porém, o teste LM indicou a presença de autocorrelação nos resíduos de ambos os modelos, especialmente no modelo com apenas um termo autorregressivo. Nesse sentido, elevou-se o número de *lags* para remoção da correlação serial, o que foi possível empregando-se oito termos autorregressivos (Anexo IV - Tabela A.19).

### **3.6. Fonte de dados**

Em relação à análise entre os segmentos de mercado, para os Estados de Santa Catarina e Minas Gerais foram utilizados os preços mensais do quilo da carne suína ao produtor e atacado obtidos pela Safras & Mercado (2009) e o preço ao varejo da carne suína *in natura* (pernil) obtido no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2009). O preço da carne suína ao varejo em Santa Catarina foi representado pela média entre os preços da carne ao varejo em Porto Alegre (RS) e em Curitiba (PR), devido à indisponibilidade da série de preços da carne ao varejo pelo IBGE para a cidade de Florianópolis (SC). Já o preço da carne suína ao varejo em Minas Gerais foi representado pelo preço da carne em Belo Horizonte.

Para o Estado de São Paulo, as séries de preços da carne suína ao produtor, atacado e varejo foram coletadas no Instituto de Economia Agrícola de São Paulo (IEA, 2009), sendo utilizados também os preços mensais do quilo da carne suína ao varejo processada, dado pela média entre os preços das carnes suínas industrializadas: mortadela, presunto, salsicha e linguiça. Em relação à série de preços da carne suína no mercado internacional, ela foi obtida junto ao International Monetary Fund (IMF, 2009).

Foi utilizada também a taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC), divulgada pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central (COPOM) e coletada no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2009), representando no trabalho os custos de comercialização.

Já os custos de produção foram representados pelos preços do milho e da soja recebidos pelos produtores em cada Estado, sendo as séries obtidas na Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2009). As séries de preços desses grãos foram utilizadas na formação de um índice de custo da ração, que representou a série de preços do insumo de produção agrícola, formada por 70% como preço do milho e 30% como preço da soja. Essa proporção na formação da série de preços da ração está coerente com as tabelas nutricionais do animal (MOREIRA et al., 2003) e é justificada pelo fato desses grãos serem os insumos mais importantes na produção de suínos, chegando a representar mais de 80% do seu custo de produção (BDMG, 2006).

As séries utilizadas foram transformadas em logaritmo natural e compreendem o período de janeiro de 2000 a agosto de 2008, sendo deflacionadas pelo IGP-DI (IPEA, 2009), com período-base em agosto de 2008.

Quanto à análise da relação de preços entre as regiões, utilizaram-se as séries de preços mensais do quilo da carne suína ao atacado em cada Estado (SAFRAS & MERCADO, 2009) e a série de preço da carne no mercado internacional (IMF, 2009), referentes ao período de janeiro de 2000 a junho de 2009, sendo transformadas em logaritmo natural e deflacionadas pelo IGP-DI (IPEA, 2009), com período-base em junho de 2009.

As variáveis utilizadas no trabalho estão apresentadas na Tabela 4.

Tabela 4 - Descrição das variáveis utilizadas na análise de transmissão de preços da carne suína

Variável	Descrição
PpSC	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao produtor integrado em SC
PaSC	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao atacado em SC
PvSC	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao varejo <i>in natura</i> em SC
PrSC	logaritmo natural da série de preços da ração em SC
PpMG	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao produtor em MG
PaMG	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao atacado em MG
PvMG	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao varejo <i>in natura</i> em MG
PrMG	logaritmo natural da série de preços da ração em MG
PpSP	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao produtor em SP
PaSP	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao atacado em SP
PvSP	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao varejo <i>in natura</i> em SP
PvpSP	logaritmo natural da série de preços da carne suína ao varejo processada em SP
PrSP	logaritmo natural da série de preços da ração em SP
Pi	logaritmo natural da série de preços da carne suína no mercado internacional
Tj	logaritmo natural da série da taxa de juros

Fonte: Elaborada pelo autor.

## 4. RESULTADOS

O presente tópico foi dividido em duas partes. Na primeira são apresentados os resultados sobre a transmissão de preços e da volatilidade na comercialização da carne suína entre os níveis de mercado em Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo; na segunda, são mostrados os resultados para a transmissão de preços e da volatilidade dos preços da carne suína ao atacado entre as regiões. Nas análises, foram utilizados os *softwares EViews e JMulti*.

### 4.1. Comportamento dos preços entre segmentos de mercado

#### 4.1.1. Sentido da transmissão de preços entre segmentos de mercado

Foi realizado o teste de causalidade utilizando o método VAR com as séries de preços em nível. Os resultados mostraram que para o Estado de Santa Catarina os preços iniciaram seus ajustes em nível do produtor, o qual antecipou as variações ao atacado e varejo, pois, quando testada a transmissão de preços de PpSC para PaSC, a hipótese nula de não causalidade foi rejeitada em nível de significância de 1%, sendo a hipótese nula de transmissão de PaSC para PpSC não rejeitada a 10% (Tabela 5).

Em relação às séries de preços ao produtor e varejo, PpSC mostrou-se informativo sobre os preços ao varejo, pois a hipótese nula de não causalidade de PpSC para PvSC foi rejeitada a 1%. Entretanto, o preço ao varejo não foi informativo sobre o preço do produtor, visto que a hipótese nula de não transmissão de preços de PvSC para PpSC não foi rejeitada a 10%. Dessa forma, o produtor liderou o sentido da transmissão de preços para o atacado e varejo (Tabela 5).

O fato das variações dos preços ocorrerem em nível do produtor deve-se à antecipação das integradoras na fixação dos preços da carne a serem pagos aos suinocultores, os quais não participam diretamente do mercado na negociação do preço do produto. Nesse sistema, os produtores são remunerados de acordo com sua eficiência na produção e os preços são fortemente influenciados pelas agroindústrias com base na oferta e demanda do mercado e na sua capacidade de abate, processamento e distribuição do produto.

Tabela 5 - Sentido da transmissão das variações de preços para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Hipótese nula	Teste de causalidade			
	$\chi^2$ <sup>1</sup>	P-valor	Defasagem <sup>2</sup>	Decisão
PpSC não causa PaSC	57,43	0,000**	2	R
PaSC não causa PpSC	4,37	0,112	2	NR
PpSC não causa PvSC	45,62	0,000**	6	R
PvSC não causa PpSC	5,88	0,437	6	NR
PaSC não causa PvSC	50,17	0,000**	1	R
PvSC não causa PaSC	9,68	0,002**	1	R
PpSC não causa Pi	2E-05	0,997	1 <sup>3</sup>	NR
Pi não causa PpSC	3,62	0,057*	1 <sup>3</sup>	R
PaSC não causa Pi	0,06	0,810	1 <sup>3</sup>	NR
Pi não causa PaSC	3,71	0,054*	1 <sup>3</sup>	R
PpSC não causa Pi	2,51	0,285	2	NR
Pi não causa PpSC	3,47	0,176	2	NR
PaSC não causa Pi	4,38	0,357	4	NR
Pi não causa PaSC	2,63	0,621	4	NR
PvSC não causa Pi	1,98	0,372	2	NR
Pi não causa PvSC	4,18	0,124	2	NR

\*\*Significativo a 1%. \*Significativo a 10%. <sup>1</sup>Teste de Wald. <sup>2</sup>Indicada pelos critérios de informação FPE, AIC, SC e HQ, e pela ordem de eliminação de autocorrelação nos resíduos do modelo. <sup>3</sup>Resíduos autocorrelacionados.

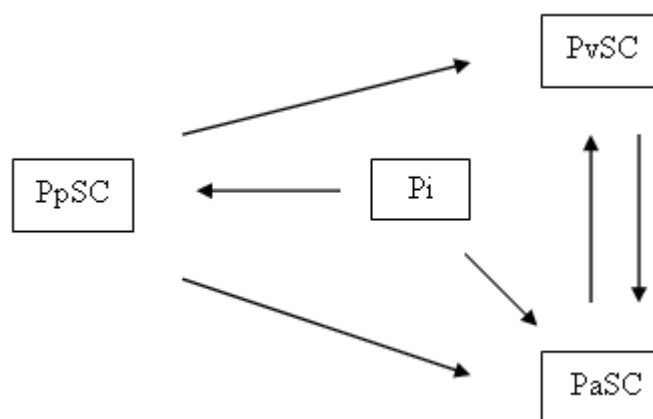
R: rejeição da hipótese nula. NR: não rejeição da hipótese nula.

Fonte: Resultados da pesquisa.

No que diz respeito à causalidade de preços entre o mercado doméstico e o externo, verificou-se, pelo modelo, com uma defasagem, transmissão do preço internacional para o segmento produtor e atacadista catarinense em significância de 10% (Tabela 5). Contudo, os modelos que utilizam apenas um componente autorregressivo apresentaram resíduos serialmente correlacionados.

Nesse sentido, procurou-se remover a correlação elevando o número de defasagens nos modelos. Entretanto, quando utilizados modelos com dois *lags* para a relação entre PpSC e Pi e com quatro *lags* para a relação entre PaSC e Pi, não foi verificada transmissão de preços do mercado externo para os segmentos produtor e atacado, embora houvesse a remoção da autocorrelação dos resíduos.

Para melhor visualização, os resultados dos testes de causalidade são apresentados em forma de fluxograma na Figura 8, em que as setas indicam os sentidos das transmissões de preços. Assim, observa-se que o teste aponta o produtor como agente determinante do preço da carne suína no mercado catarinense, pois a PpSC contribuiu ativamente na formação dos preços ao atacado e ao varejo, sendo apenas influenciada pelo preço no mercado internacional.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 8 - Sentido da transmissão dos preços entre os níveis de mercado para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008.

Em relação ao Estado de Minas Gerais, os resultados do teste de causalidade encontram-se na Tabela 6. Verificou-se forte interação entre os preços da carne suína em nível de mercado, tendo-se identificado relações de bicausalidade na maioria dos segmentos dessa região.

Tabela 6 - Sentido da transmissão das variações de preços para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Hipótese nula	Teste de causalidade			
	$\chi^2$ <sup>1</sup>	P-valor	Defasagem <sup>2</sup>	Decisão
PpMG não causa PaMG	65,76	0,000***	2	R
PaMG não causa PpMG	6,52	0,039**	2	R
PpMG não causa PvMG	95,39	0,000***	4	R
PvMG não causa PpMG	14,75	0,005***	4	R
PaMG não causa PvMG	14,67	0,001***	2	R
PvMG não causa PaMG	2,13	0,345	2	NR
PpMG não causa Pi	13,43	0,019**	5	R
Pi não causa PpMG	14,23	0,014**	5	R
PaMG não causa Pi	10,95	0,004***	2	R
Pi não causa PaMG	5,21	0,074*	2	R
PvMG não causa Pi	6,62	0,037**	2	R
Pi não causa PvMG	8,63	0,013**	2	R

\*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%. <sup>1</sup>Teste de Wald. <sup>2</sup> Indicada pelos critérios de defasagem FPE, AIC, SC e HQ, e pela ordem de eliminação de autocorrelação nos resíduos do modelo. R: rejeição da hipótese nula. NR: não rejeição da hipótese nula.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Analisando a relação entre os preços ao produtor e ao atacado, o teste rejeitou a hipótese nula de não causalidade de PpMG para PaMG e de PaMG para PpMG em nível de significância de 5%, sugerindo que os preços nesses dois níveis de mercado tendem a variar ao mesmo tempo, não ocorrendo liderança de preços isolada entre eles (Tabela 6).

Resultados semelhantes foram obtidos na análise da relação entre os preços ao produtor e ao varejo, tendo o teste de causalidade rejeitado a hipótese nula de não causalidade mútua em nível de significância de 1%. Todavia, para a relação entre preços ao atacado e ao varejo, o atacado antecipou as variações dos preços, visto que a hipótese nula de não causalidade de PaMG para PvMG foi rejeitada a 1%, enquanto a hipótese de não causalidade de PvMG para PaMG não foi rejeitada a 10% de probabilidade (Tabela 6).

O ajustamento dos preços pelos produtores mineiros conjuntamente aos demais segmentos de mercado está vinculado ao sistema de produção independente praticado nessa região, em que os produtores são especializados na produção e comercialização da carne e assumem maior nível de risco, especialmente durante os períodos de crise do setor, tendo o preço recebido pelo produtor ajustado de forma mais frequente e com antecedência, procurando manter suas rendas e evitar maiores prejuízos.

Em Minas Gerais, a grande maioria das aquisições de suínos ocorre mediante acordos verbais (BDMG, 2002). Os produtores comercializam sua produção via mercado e não estão vinculados às agroindústrias por contratos. Assim, necessitam ter uma base de dados de preços atualizada para que realizem as melhores decisões em termos de comercialização e para o planejamento da produção. Dessa forma, realizados os choques de preços no mercado, esses suinocultores tendem a incorporar as variações de preços rapidamente.

Outra possível explicação é a importância dos choques de oferta sobre o setor nesta região, especialmente no que diz respeito aos embargos à exportação da carne e à sensibilidade do setor produtivo a mudanças nos preços dos insumos, sobretudo milho e soja, nos preços das carnes bovina e de frango e na conjuntura macroeconômica, como mudanças nas taxa de juros, taxa de câmbio, inflação e renda.

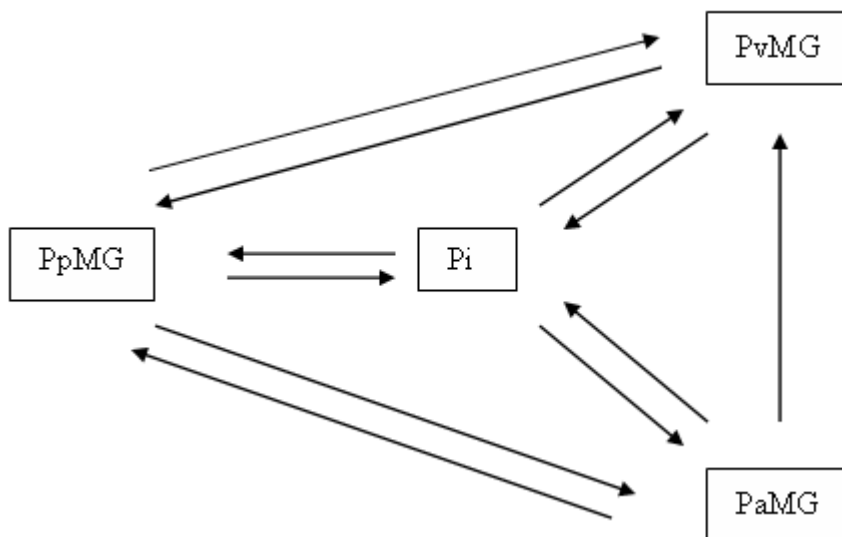
Todavia, esperava-se que o teste de causalidade indicasse o ajustamento de preços antecipado pelo segmento atacadista mineiro em relação ao segmento varejista, que deveria adotar uma política de preços de *markup*, e em relação ao suinocultor, apontado como o segmento mais frágil da cadeia. Segundo Santos (2001) os frigoríficos tendem a exercer influência sobre os preços em regiões em que não há um sistema padronizado de comercialização e cada frigorífico utilizado uma fórmula de determinação dos preços. Em

algumas regiões, pode haver a formação de um referencial de preços em bolsas de mercadorias compostas por suinocultores e frigoríficos.

Entretanto, sobre o uso da bolsa de mercadoria de Belo Horizonte Veloso (1998) afirma que ela tem sido utilizada apenas para os benefícios dos frigoríficos e não dos suinocultores do Estado, podendo ser esse um gargalo ao desenvolvimento das agroindústrias do setor, devido ao desestímulo à produção de suínos na região. Conforme Pinheiro (2000), essas bolsas de mercadorias são reuniões realizadas para determinação dos preços do produto a serem praticados a cada semana.

Quanto à relação entre o preço doméstico e o externo, eles tenderam a se ajustar no mesmo instante, pois em todas as análises rejeitaram-se as hipóteses nulas de não causalidade entre as séries. Pelo fato de o Brasil ser um dos maiores produtores e exportadores do produto e de o Estado de Minas Gerais participar ativamente da cadeia produtiva da carne suína, esses resultados mostram que o preço da carne mineira varia conjuntamente com o preço da carne internacional, apresentando um relacionamento bicausal entre as séries (Tabela 6).

A Figura 9 apresenta de forma clara o teste de causalidade para o mercado mineiro, mostrando que ocorreram em sua maioria relações bilaterais entre os níveis de mercado na determinação dos preços, exceto para o relacionamento entre os preços ao atacado e ao varejo, no qual se constatou influência unilateral dos preços atacadistas.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 9 - Sentido da transmissão dos preços entre os níveis de mercado para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008.

Por fim, são apresentados os testes de causalidade de Granger para São Paulo (Tabela 7). Nesse mercado, o número de defasagens obtidas para o teste foi semelhante aos das encontradas para os mercados catarinense e mineiro, mostrando que o ajuste dos preços às suas variações ocorre entre um e sete meses, indicando fluxos de informações entre os segmentos de mercado e ajustamento defasado dos preços da carne suína, mostrando a adequação do modelo VAR para o estudo da relação entre as séries de preço da carne suína.

Esses números de defasagem mostram o período de tempo em que os diferentes elos da cadeia demoram a ajustar seus preços após ocorrerem choques de preços, sendo um indicativo de eficiência no funcionamento do mercado, pois ajustes de preços mais rápidos indicam melhor fluxo de informações entre os segmentos da cadeia e melhor acesso às informações.

Ressalta-se também que, no processo de ajustamento do preço da carne suína, este deve ocorrer de forma defasada, uma vez que o processo de produção ocorre de forma encadeada, pois, para que se eleve a oferta do produto em resposta a uma elevação de preços, embora possa ser intensificado em um primeiro momento, o abate e a oferta da carne, em um segundo momento deve-se elevar o número de matrizes a fim de sustentar maior oferta para satisfazer a maior demanda. Nesse sentido, a oferta da carne suína não é instantânea, justificando-se as defasagens encontradas.

Conforme Aguiar (1995), a análise do período necessário para ocorrência dos ajustes nos preços entre os diferentes elos do mercado é importante porque informa o nível de eficiência do mercado, uma vez que um período de tempo maior para os ajustes em relação às novas informações pode indicar o mau acesso às informações. Segundo o autor, para que um mercado esteja funcionando adequadamente, não pode ocorrer demora na transmissão dos preços, pois, se os empresários demoram a receber os sinais de mercado, eles também demoram a respondê-los.

Os resultados do teste de causalidade mostram que as variações dos preços no atacado antecederam as variações dos preços da carne em nível do produtor e em varejo *in natura* e de forma mútua com o preço da carne ao varejo processada (Tabela 7). Assim, as variações no preço da carne nessa região, ocasionadas, por exemplo, pela escassez do produto no mercado, são primeiramente percebidas pelo atacado, que emite sinais, elevando o preço da carne. Esses sinais são transmitidos aos suinocultores e varejistas, sendo coerente com a hipótese estabelecida.

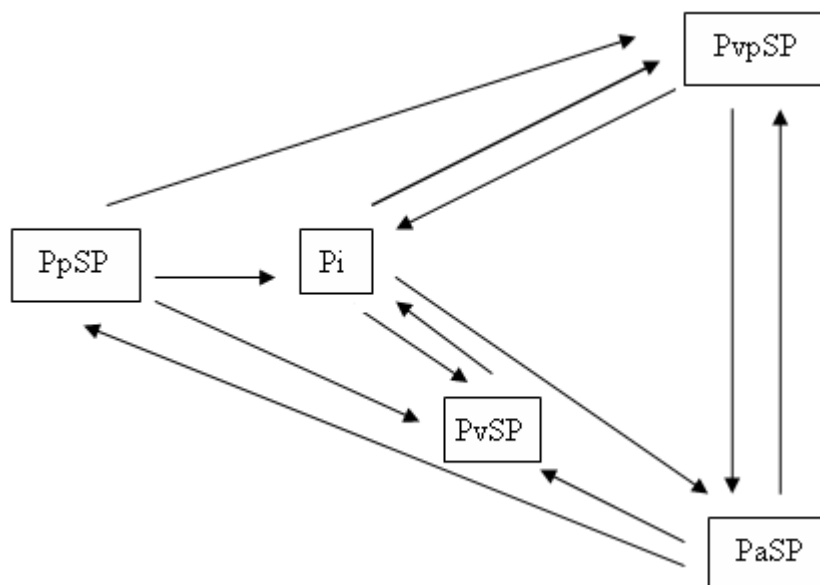
Tabela 7 - Sentido da transmissão das variações de preços para São Paulo, 01/2000 a 09/2008

Hipótese nula	Teste de causalidade			
	$\chi^2$ <sup>1</sup>	P-valor	Defasagem <sup>2</sup>	Decisão
PpSP não causa PaSP	0,74	0,692	2	NR
PaSP não causa PpSP	15,73	0,000***	2	R
PpSP não causa PvSP	21,04	0,000***	3	R
PvSP não causa PpSP	4,45	0,217	3	NR
PpSP não causa PvpSP	4,87	0,087*	2	R
PvpSP não causa PpSP	0,59	0,742	2	NR
PpSP não causa Pi	7,81	0,020**	2	R
Pi não causa PpSP	2,63	0,269	2	NR
PaSP não causa PvSP	20,81	0,000***	2	R
PvSP não causa PaSP	2,088	0,352	2	NR
PaSP não causa PvpSP	3,62	0,057*	1	R
PvpSP não causa PaSP	3,98	0,046**	1	R
PaSP não causa Pi	1,46	0,481	2	NR
Pi não causa PaSP	4,75	0,093*	2	R
PvSP não causa PvpSP	2,62	0,106	1	NR
PvpSP não causa PvSP	0,68	0,411	1	NR
PvSP não causa Pi	13,98	0,0515**	7	R
Pi não causa PvSP	24,97	0,001***	7	R
PvpSP não causa Pi	8,09	0,088*	4	R
Pi não causa PvpSP	17,32	0,002***	4	R

\*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%. <sup>1</sup>Teste de Wald. <sup>2</sup>Indicada pelos critérios de informação FPE, AIC, SC e HQ, e pela ordem de eliminação de autocorrelação nos resíduos do modelo. R: rejeição da hipótese nula. NR: não rejeição da hipótese nula.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por sua vez, o preço ao produtor foi ajustado primeiro que o preço da carne ao varejo *in natura* e industrializada, indicando que o produtor embora promova a variação de seus preços após o atacado, tende a anteceder as variações a serem realizadas pelo varejo. Os resultados mostram também que o preço internacional da carne suína ajustou-se conjuntamente com os preços ao varejo e, posteriormente, com o preço ao produtor (Tabela 7). As informações contidas na Tabela 7 também são vistas na Figura 10.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 10 - Sentido da transmissão dos preços entre os níveis de mercado para São Paulo, 01/2000 a 08/2008.

Comparando os resultados dos testes de causalidade realizados para cada região, evidenciou-se que os preços paulistas foram os que melhor compatibilizaram com a hipótese considerada sobre a liderança de preços na comercialização da carne suína, visto que o atacado causou de forma unilateral os preços ao produtor e varejo *in natura* foi influenciado apenas pelos preços no mercado internacional.

Weydmann e Seabra (2006) também realizaram estudo sobre a transmissão de preços no mercado da carne suína em São Paulo e constataram liderança de preços do atacado, tendo este destacado como importante transmissor de preços ao produtor e ao varejo. Embora a um nível de significância estatístico menos restritivo de 10% de probabilidade tenha sido constatada transmissão de preços do produtor para o varejo e do varejo para o atacado, não se rejeita a causalidade bidirecional entre produtor e varejo e atacado e varejo.

Por sua vez, Carvalho et al. (2006), realizando o teste de causalidade, detectaram a ocorrência de relação bidirecional entre o preço recebido pelo produtor do suíno vivo e os preços dos cortes analisados em São Paulo entre 2004 e 2005. Os resultados mostram também que ocorreu apenas a transmissão de uma pequena parcela das variações do preço da carne suína do varejo para o preço ao produtor nessa região, o que pode estar vinculado à presença de outros custos durante o processo de comercialização da carne e à possível ocorrência de poder de mercado dos varejistas e/ou dos frigoríficos.

Já para Santa Catarina o comportamento se contrapôs à hipótese do trabalho. O teste de causalidade identificou o produtor como líder nas variações dos preços, e o atacado e varejo, como seguidores. Quanto aos resultados de Minas Gerais, o teste de causalidade não detectou nenhum tipo de liderança de preços nesse mercado e não permitiu validar a hipótese de antecipação atacadista na formação de preços.

Buscou-se também comparar esses resultados com os já obtidos em alguns estudos. Alguns autores já examinaram a relação entre os preços das carnes em outros mercados, sendo seus principais resultados abordados a seguir. Trabalhos já realizados para o mercado da carne bovina e de frango indicam a liderança de preço em nível do produtor, a princípio contraditória, refutando a hipótese de liderança de preço do atacado no mercado da carne bovina e de frango em São Paulo (BLISKA, 1989; GUIMARÃES, 1990).

Bliska (1989), ao estudar a relação entre os preços da carne bovina entre níveis de mercado, constatou que o segmento atacadista foi passivo em relação aos demais níveis de mercado no Estado de São Paulo. Os resultados dos testes para avaliação do sentido da causalidade mostraram que o preço ao varejo causou o preço ao atacado; o preço ao produtor causou o preço ao atacado; e o preço ao atacado não causou os preços ao produtor nem ao varejo. Todavia, esse autor concluiu que as evidências foram fracas quanto à probabilidade de ocorrência de causalidade entre as variáveis consideradas nos três níveis de mercado.

Já os resultados obtidos por Guimarães (1990) indicaram sentido de transmissão dos preços do frango do produtor para atacado e varejo no Estado de São Paulo. Pelos testes, apenas o preço ao produtor contribuiu significativamente para melhorar as previsões dos preços ao atacado e ao varejo. Não ocorreu efeito causal entre esses dois últimos segmentos nem deles para o produtor.

Guimarães (1990) ressaltou que o produtor também pode variar inicialmente os preços. Como a atividade avícola ocorre de maneira conjunta, encadeada e dependente. Dessa forma, o crescimento da oferta não ocorre de forma instantânea e a oferta atual está interligada também aos preços passados; e os preços presentes ao produtor podem depender mais das expectativas futuras do que das relações presentes.

Assim, o atacado pode prever mudanças na demanda e não alterar seus preços imediatamente, pois estes podem estar mais interligados à demanda presente, o que faria com que as mudanças ocorressem primeiro nos preços pagos ao produtor, possibilitando o ajuste da oferta às previsões da indústria. Outra explicação para a antecipação do produtor na variação está no fato de os choques na oferta predominarem sobre os choques de demanda (GUIMARÃES, 1990).

Em outro estudo sobre a formação de preços da carne de frango, Bittencourt (1995) não realizou um teste de causalidade entre as séries de preços para determinar qual segmento de mercado iniciou as variações nos preços, porém obteve a decomposição da variância do erro de previsão através de um modelo autorregressivo vetorial, o qual indicou que o preço ao produtor foi exógeno no sistema, sugerindo liderança na variação dos preços iniciada ao produtor.

No entanto, conforme esse autor, a explicação para a obtenção desses resultados, em princípio contraditórios à liderança de preços do atacado, deve-se ao fato de o preço ao produtor de frango ser fixado antecipadamente aos demais segmentos, permitindo ao frigorífico estabelecer antecipadamente o preço ao produtor que atenderá à demanda futura. Dessa forma, os frigoríficos determinam antecipadamente o nível dos preços e a quantidade demandada.

Como em Santa Catarina a produção suinícola também opera na forma integrada, a variação de preços iniciada em nível de produtor não é surpresa. Na produção integrada, os contratos estabelecem os deveres e as obrigações entre as partes. A agroindústria fornece uma série de vantagens ao suinocultor (assistência técnica, nutrição, medicamentos, entre outros) e assume parte dos riscos da atividade, absorvendo parte dos prejuízos. Entretanto, a indústria, nesse sistema, absorve toda a produção da granja integrada e possui grande influência sobre o preço pago ao produtor.

Segundo Santos (2001), a integração altera o local de formação dos preços e reduz o número de pontos na cadeia onde ocorre a comercialização e o estabelecimento dos preços. A remuneração do suinocultor é baseada em índices de eficiência, e o produtor fica preso aos preços determinados pelas integradoras.

Embora existam vários tipos de contrato, o valor pago ao produtor sempre é baseado em um preço-base mais um índice de remuneração, sendo a produção entregue quase sempre à própria integradora afiliada. Os produtores que desempenham melhor a atividade, com melhor conversão alimentar, são mais bem remunerados. Na fixação do preço-base, as agroindústrias utilizam a cotação do mercado na data do abate ou a cotação média da semana. Os contratos têm duração em torno de um ano, podendo ser prorrogados e interrompidos por ambas as partes, desde que uma delas se sinta lesada (SANTOS, 2001).

Comparando os resultados obtidos para o mercado mineiro com os obtidos para os mercados da carne suína catarinense e paulista, onde produtor e atacado posicionaram-se, respectivamente, como líderes no ajustamento dos preços, antecipando as variações nos

preços, em Minas Gerais, os segmentos de mercado promoveram remarcações conjuntas nos preços.

Como Minas Gerais caracteriza-se pela produção de suínos no sistema independente, embora ocorra também a produção integrada nas regiões mineiras de Uberlândia e Patrocínio, a explicação para a variação conjunta dos preços ao produtor, em relação aos demais níveis de mercado, não se deve à fixação do preço pelos frigoríficos, visto que nessa região a comercialização do produto enquadra-se mais na competição perfeita.

A variação do preço ao produtor da carne suína pode estar relacionada também ao fato de que, assim como na avicultura, o processo produtivo de suínos é encadeado. Como o mercado da carne suína assemelha-se em grande parte ao mercado avícola, essa seria uma possível explicação para a ocorrência de causalidade bilateral na cadeia suinícola mineira.

Outra explicação é que a variação antecipada dos preços pelo produtor pode estar vinculada à força dos choques na oferta, que podem predominar sobre os choques de demanda (GUIMARÃES, 1990). Como o mercado da carne suína mineira opera no sistema independente, os suinocultores assumem todo tipo de incertezas e riscos e os choques de oferta tornam mais instáveis a produção e os preços nessa região, é provável a maior intensidade dos efeitos de choques de oferta sobre os preços.

Por ser a demanda da carne suína estável, pode-se argumentar que os choques na oferta tendem a predominar nessa cadeia. Além disso, como os suinocultores mineiros operam independentemente das agroindústrias e a atividade suinícola é um processo gradativo, em sua tomada de decisão o produtor deve levar em consideração, além dos preços passados e presentes, os preços futuros formados pelas suas expectativas e experiências passadas, incorporando novas informações do mercado da carne em seus preços.

Estendendo a análise de transmissão de preços a outros tipos de produtos, Aguiar e Barros (1991) estudaram essa questão no mercado da soja e seus derivados no Brasil, concluindo que as variações no mercado externo influenciaram o preço interno, no qual o preço ao atacado liderou as variações, e que o preço ao produtor é causado pelos preços nos demais segmentos do mercado doméstico.

Já Barros (1990) verificou que, para produtos hortifrutícolas no Estado de São Paulo no período de 1972 a 1985, o atacado liderou as variações nos preços e estes foram menos proporcionalmente transmitidos ao consumidor e mais ou menos proporcionalmente ao produtor. A liderança de preços do atacado também foi verificada por Alves e Aguiar

(1996) para comercialização de abacaxi, banana e laranja em Minas Gerais e por Barros e Martines Filho (1987) para laranja, banana e outros produtos no Estado de São Paulo.

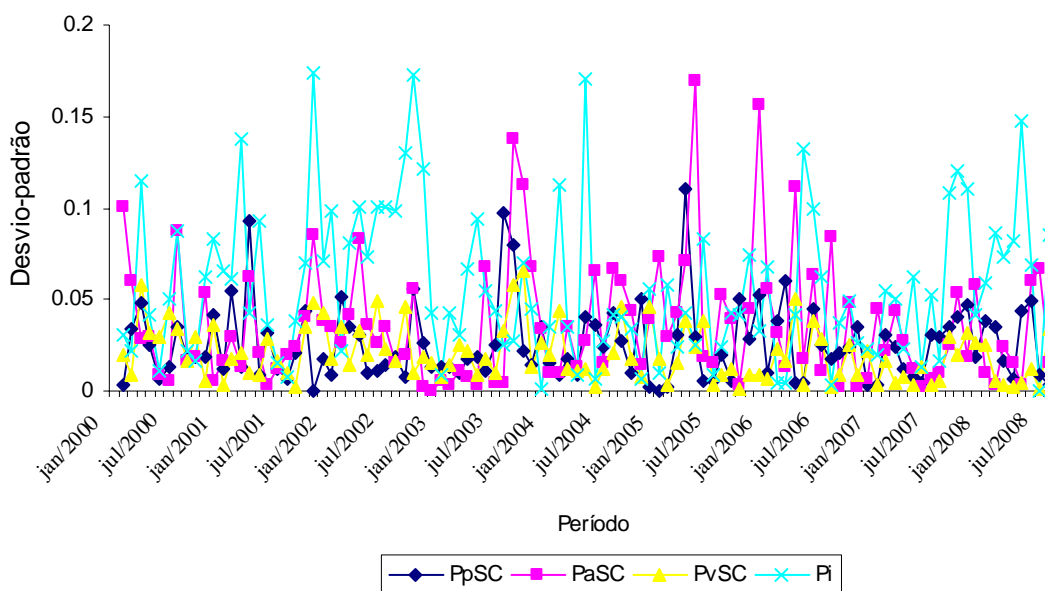
Analisando a transmissão de preços do feijão, Aguiar et al. (1993), em São Paulo no período de 1982 a 1992, e Ferreira (2001), no Brasil no período de 1990 a 1999, concluíram sobre a predominância nesse setor da causalidade de preço do atacado para produtores e varejo. Por sua vez, Manfio (2005) verificou transmissão de preço do feijão do produtor e atacado ao varejo no Estado do Paraná no período de 1982 a 2004, não ocorrendo sentido de causalidade entre o atacado e o produtor.

Já Carneiro e Parré (2005) evidenciaram que na comercialização desse grão as variações nos preços tiveram origem no varejo sobre o produtor e atacado no Estado do Paraná no período de 1995 a 2003. Por sua vez, Mendes e Morais Filho (2008) constataram que para o mercado da banana ocorreu bicausalidade na transmissão de preços entre produtor e atacado e que o varejo foi tomador de preço do setor atacadista na região metropolitana de Salvador entre 1998 e 2003.

Assim, estudos empíricos têm evidenciado que o sentido, na transmissão de preços entre os níveis de mercado, pode variar de acordo com o tipo de produto, a região e o período de tempo analisado.

#### **4.1.2. Análise da volatilidade dos preços entre segmentos de mercado**

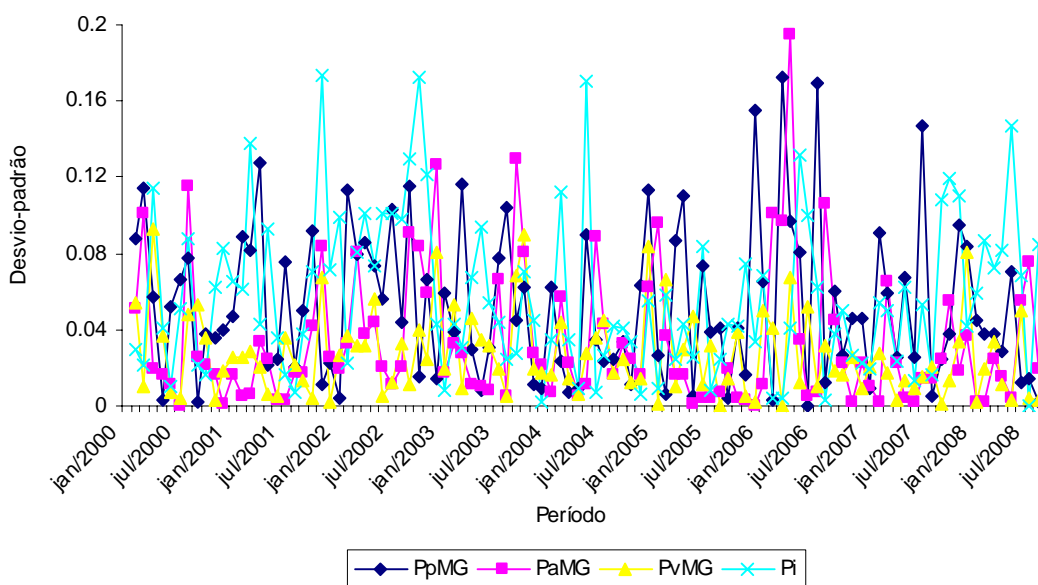
Identificado o sentido da transmissão dos preços, procedeu-se à análise gráfica de sua volatilidade em cada nível de mercado. Para isso, foi obtido o desvio-padrão das séries em logaritmo natural, como mostrado na Figura 11. Em termos de instabilidade, essa figura mostra que para Santa Catarina os preços ao produtor e ao atacado possuem as maiores oscilações. Constatou-se também que o preço da carne no mercado internacional apresentou o maior desvio-padrão.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 11 - Volatilidade das séries de preços da carne suína para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008.

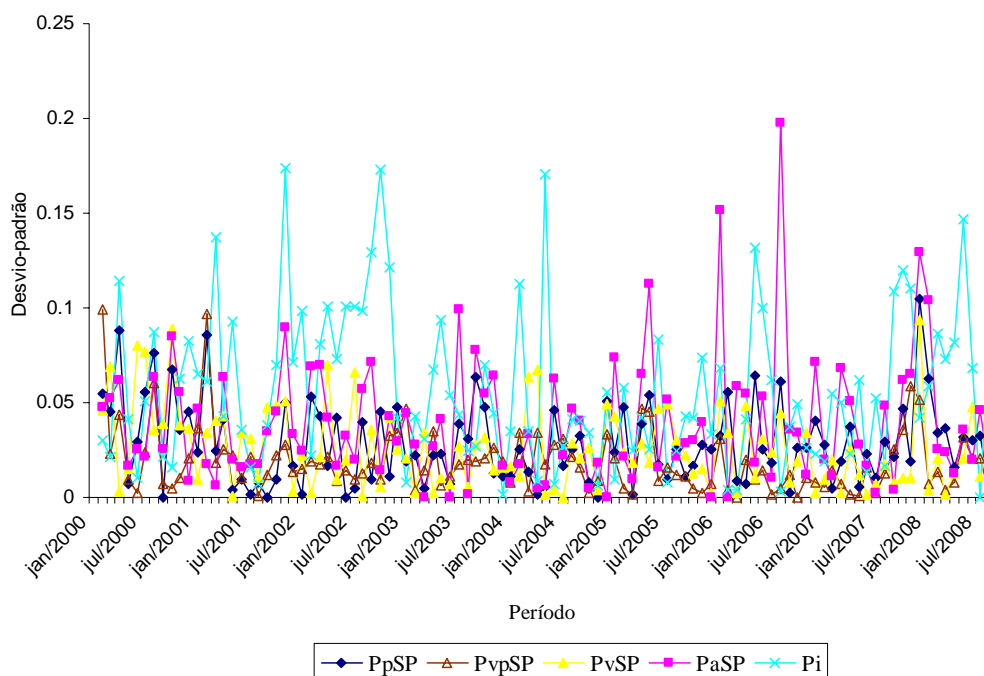
Resultado semelhante foi obtido para Minas Gerais, onde os preços ao produtor e ao atacado tiveram os maiores níveis de instabilidade no mercado, sugerindo que no mercado da carne suína mineira as remarcações mais bruscas nos preços tendem a ocorrer em nível do produtor e atacado. Evidenciou-se também maior instabilidade dos preços no mercado externo (Figura 12).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 12 - Volatilidade das séries de preços da carne suína para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008.

Já para o Estado de São Paulo, a série com maior volatilidade foi a dos preços ao atacado. Assim, o atacado, além de iniciar as variações nos preços da carne suína paulista, possui também seu maior nível de instabilidade. Entretanto, assim como detectado nos mercados catarinense e mineiro, o preço no mercado internacional mostrou-se com maiores oscilações (Figura 13).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 13 - Volatilidade das séries de preços da carne suína para São Paulo, 01/2000 a 08/2008.

Analisando a volatilidade do preço da carne suína nacional pelas Figuras 11, 12 e 13, nota-se também que a oscilação das séries foi maior em alguns períodos. A Figura 11 mostra que o preço da carne ao atacado e ao produtor em Santa Catarina teve maior instabilidade nos anos de 2004, 2005 e 2006. As Figuras 12 e 13, mostram maiores oscilações dos preços de Minas Gerais e de São Paulo em 2006, especialmente em níveis de produtor e atacado.

As maiores instabilidades nos preços da carne suína são ocasionadas por condições adversas enfrentadas pelo setor ao longo do tempo, como mudanças bruscas no mercado de grãos, especialmente milho e soja, e da carne suína, provocados por fenômenos climáticos, surgimento de doenças e de barreiras sanitárias que inibem a exportação. Como na maioria das vezes as mudanças na oferta e demanda desses grãos e da carne suína ocorrem de forma repentina, os reflexos são alterações bruscas no preço da carne com elevada variabilidade. Nesse sentido, Otuki et al. (2009) notaram que o foco da febre aftosa

ocorrido em 2004 e 2005 esteve relacionado à maior volatilidade dos preços da carne suína pagos aos produtores em Chapecó/SC e no Brasil.

Assim, o aparecimento de doenças como mal da vaca louca, gripe aviária, febre suína clássica e, mais recentemente, a gripe suína, conhecida como H1N1, e a crise financeira mundial, ocorridas em 2009, ao promoverem a queda no consumo da carne suína e no aparecimento de barreiras às exportações acabam promovendo a queda de seu preço e na elevação de sua variação. Além disso, como a carne suína apresenta maior elasticidade-renda quando comparada à carne bovina e de frango, variações na renda tendem a promover maiores instabilidades no consumo e nos preços da carne suína.

As elasticidades-renda das carnes de boi, de frango e suína no Brasil, no período de 1990 a 1997, foram de 0,195, 0,393 e 0,413, sendo as elasticidades-preço de: -0,271, -0,332 e zero, para as carnes de boi, de frango e suína, respectivamente (SANTANA, 1999b). Além disso, Arêdes (2009) evidenciou significativa influência dos preços das carnes bovina e de frango sobre o preço da carne suína, indicando que choques de preços ocorridos nesses mercados são transmitidos também ao mercado da carne suína.

Como na maioria das vezes produtores e frigoríficos são pegos de surpresa com o surgimento dessas doenças e pelo fato das granjas e as agroindústrias estarem nos períodos que antecedem operando em condições normais de capacidade produtiva, o surgimento de doenças no rebanho provocará queda repentina nos preços da carne, com intensa variabilidade dos preços. Como o produto é de difícil estocagem, especialmente em nível dos produtores, devido ao fato dos animais serem confinados nas granjas, a queda dos preços da carne e a elevação da sua volatilidade são, por vezes, intensificadas pelo abate de animais não terminados e de matrizes.

Maior instabilidade nos preços da carne suína também foi verificada a partir de 2005 por Stepaniack et al. (2009), os quais observaram elevada volatilidade do preço da carne suína na microrregião de Francisco Beltrão especialmente a partir desse período, onde vários eventos resultaram na elevação da instabilidade dos preços desta. Pelos resultados, a atividade suinícola apresentou-se instável e com elevado risco de se investir na atividade.

No fim de 2005, o setor suinícola brasileiro enfrentou novamente embargos à exportação, provocando significativa queda nas exportações em 2006. O País, que tinha exportado 625 mil toneladas de carne suína em 2005, exportou, em 2006, apenas 528 mil toneladas, uma redução de 15,52% (ABIPECS, 2009). O excesso de oferta interna levou à instabilidade nos preços da carne no mercado.

Em 2005, detectaram-se casos de febre aftosa em rebanhos bovinos nos Estados do Amazonas, Mato Grosso do Sul e Paraná, o que levou ao embargo de vários países às carnes do Brasil. A presença da doença atingiu também a credibilidade internacional em relação à carne suína brasileira e afetou negativamente o desempenho do setor, especialmente devido a restrição da Rússia, maior compradora da carne suína nacional (FIALHO, 2006).

Entretanto, as figuras apresentadas não permitem quantificar fielmente o nível de instabilidade dos preços em cada segmento de mercado. Assim, para se obter uma resposta mais confiável, foi obtido o coeficiente de variação, que relaciona o desvio-padrão e a média de cada série para cada região. Para o Estado de Santa Catarina, fica nítido pela Tabela 8 o maior nível de instabilidade do preço ao produtor, que teve um coeficiente de variação de 18,08%, seguido pelas séries de preços ao atacado e ao varejo: 13,48% e 5,47%, respectivamente.

Quanto a Minas Gerais, nota-se que, em termos percentuais da média, as séries com maior nível de instabilidade foram: preço ao produtor, preço ao atacado e preço ao varejo, as quais apresentaram coeficientes de variação de 17,24%, 12,62% e 4,95%, respectivamente. Já para São Paulo, a série com maior nível de volatilidade foi o preço ao atacado, pois teve o maior coeficiente de variação: 10,87% (Tabela 8). Em termos percentuais, essa série oscilou com maior intensidade em relação à sua média nessa região. Em relação à série de preços no mercado internacional, ela teve a maior volatilidade de preços quando comparada com as oscilações ocorridas nas séries de preços nacionais.

Tabela 8 - Análise das propriedades estatísticas das séries de preços em logaritmo natural, 01/2000 a 08/2008

Variável	Média	Desvio-padrão	Coeficiente de variação
PpSC	0,802	0,145	18,08
PaSC	1,380	0,186	13,48
PvSC	2,122	0,116	5,47
PpMG	1,038	0,179	17,24
PaMG	1,434	0,181	12,62
PvMG	1,998	0,099	4,95
PpSP	1,237	0,120	9,70
PaSP	1,463	0,159	10,87
PvSP	2,189	0,105	4,80
PvpSP	2,497	0,058	2,32
Pi	1,495	0,302	20,20

Fonte: Resultados da pesquisa.

A elevada volatilidade dos preços da carne suína também foi observada por Santos (2001). Está é uma característica marcante desse mercado, estando intimamente relacionada à oferta e demanda do produto, à sua interligação com o mercado de grãos e às barreiras sanitárias frequentemente impostas ao setor. Como já tinha observado Talamini (1992), a cadeia suínica está sujeita às irregularidades pelo fato de depender das condições do próprio mercado e de fatores climáticos e biológicos.

Um efeito, por exemplo, que promova a queda do preço da carne pode elevar os abates dos animais terminados e até mesmo de animais não prontos e de matrizes, evitando maiores perdas econômicas pelos produtores. Contudo, o efeito terá aumentado a oferta da carne e provocado maior redução do preço pago ao suíno.

Com o maior abate do rebanho, incluindo matrizes, em um determinado período, o produto torna-se escasso no mercado e, assim, eleva-se o preço da carne. Em um segundo momento, a expectativa de retornos no mercado leva os produtores a ampliarem o alojamento de matrizes nas granjas e a entrada de novos participantes no setor, refletindo no aumento da oferta da carne e na diminuição de seu preço, levando a cadeia a operar em ciclos e com instabilidade de preços.

De certa forma, medidas paliativas poderiam contribuir para amenizar essas instabilidades. Elas devem originar sobretudo do empresariado e de associações e cooperativas, pois, como destaca Santos (2001), embora o governo possa interferir no setor de forma a amenizar sua instabilidade, ele pouco influencia nas suas decisões.

O rebanho e a produtividade têm aumentado, porém os entraves do setor ainda são os já conhecidos: baixo consumo interno e pouca diversificação internacional para escoamento (FERRAZ, 2008). O governo, nesse sentido, poderia, juntamente com as associações e cooperativas, intensificar medidas que visem eliminar esses gargalos inoportunos a esse agronegócio.

A quantidade produzida da carne suína, por exemplo, é um fator importantíssimo. A câmara setorial, associações e empresas privadas poderiam agir para amenizar as condições adversas do mercado. A interferência sobre a produção em um momento de euforia no mercado poderia amenizar as oscilações dos preços e da renda dos agentes participantes da cadeia, uma vez que um programa de restrição surtiria o efeito de amenizar as quedas futuras nos preços ocasionadas pela superprodução e diminuir a concentração da produção.

Segundo Stepaniack et al. (2009), em decorrência do desequilíbrio entre oferta e demanda, a suinocultura necessita de uma espécie de seguro como garantia para os insumos ou preços recebidos. Adicionalmente, o controle da produção com orientação dos produtores pelos órgãos de classe poderia diminuir a volatilidade de preços.

O governo poderia promover a liberalização de recursos a baixo custo. Como destaca Veloso (1998), uma política pública de juros baixos poderia estimular o desenvolvimento do setor, visto que na maioria das vezes as agroindústrias utilizam recursos de terceiros quando realizam maiores investimentos e captam esses recursos junto a instituições financeiras.

Para o desenvolvimento do complexo, o governo deveria também promover maior fiscalização dos abates, de modo a dismantelar o abate sem inspeção, e fazer a redução dos impostos, para aumentar a competitividade dos frigoríficos que obedecem às exigências impostas pela fiscalização. O aumento adicional nas receitas do governo promovido pela redução da sonegação poderia ser utilizado como crédito de investimento subsidiado no desenvolvimento da indústria de abate e processamento, e a redução na tributação poderia desestimular a sonegação e promover a queda do preço da carne (VELOSO, 1998).

Esses efeitos poderiam ser também expandidos ao setor de produção, que poderia obter recursos a taxas de juros subsidiadas, com os quais poderia realizar investimentos em instalações mais modernas, em melhor material genético, em mão de obra e em insumos de produção, elevando a competitividade das granjas e a oferta de produtos com melhor qualidade e a preços mais baixos ao consumidor.

Os agentes econômicos da cadeia poderiam buscar mecanismos de proteção à ocorrência de níveis de preços desfavoráveis, como o emprego de contratos futuros e da cédula do produto rural, os quais poderiam ser implantados e intensificados. Para o bom funcionamento do setor, medidas como a criação de um contrato futuro brasileiro para a negociação da carne deveriam ser analisadas, pois poderiam, juntamente com outras medidas, desenvolver o setor.

Conforme Santos (2001), no mercado da carne suína, embora haja alguns entraves à criação de um contrato futuro, a carne tem preços bastante voláteis e baixa possibilidade de emprego de contratos futuros alternativos, como o milho ou o boi gordo, o que favorece o processo de implantação de um contrato próprio para a carne suína.

Os produtores, pelo fato de serem pulverizados e o elo mais fraco da cadeia, poderiam organizar-se em associações e cooperativas a fim de terem maior poder de negociação da carne e maior representação para suas reivindicações perante o governo. Adicionalmente, as organizações existentes deveriam ser mais presentes, já que em muitas

vezes limitam-se à promoção da assistência técnica e aquisição e distribuição de matéria-prima.

O governo poderia também ser mais presente na solução de problemas de ordem biológica, relacionados com a sanidade dos animais contaminados por moléstias, como a febre aftosa. O impacto promovido pelo surgimento de doenças é preocupante: provoca o sacrifício de animais, redução nas exportações e perda de mercados conquistados. São criadas ou intensificadas barreiras às importações, elevam-se os gastos públicos e privados e são necessários investimentos para sua prevenção, controle e erradicação (FIALHO, 2006). A ocorrência de doenças no rebanho promove um drástico impacto no setor, e o seu surgimento pode estar relacionado à omissão do Estado e da iniciativa privada.

Essas medidas, juntamente com uma intensificação de informações entre os elos da cadeia, podem contribuir para a harmonização do mercado, uma vez que os rebanhos alojados nas granjas estariam mais coerentes com a capacidade de absorção do mercado, evitando excesso de produção e queda dos preços, que resultam na instabilidade do mercado, oscilando a oferta da carne e a renda dos integrantes desse agronegócio.

Nesse sentido, devido à instabilidade vivenciada pela cadeia produtiva da carne suína e pelas frequentes e bruscas oscilações dos preços, realizou-se, além do teste de causalidade nos preços, a análise sobre a possível existência de transmissão de sua volatilidade entre os segmentos de mercado. O teste é realizado por meio do modelo BEKK, porém, antes da sua realização, promoveu-se o teste de Multiplicador de Lagrange (LM) para avaliar a possível presença de volatilidade com padrão ARCH nos resíduos dos modelos VAR, que justifique a realização da análise de transmissão de instabilidade pela volatilidade condicional dos preços entre os níveis de mercado.

Realizou-se o teste LM sobre os resíduos dos modelos para cada região. Em Santa Catarina, constatou-se variância condicional apenas para a relação entre preços ao varejo e no mercado internacional em nível de significância de 5% (Anexo II - Tabela A.7). Nesse sentido, estimou-se o modelo BEKK, em que o teste da hipótese de transmissão de volatilidade dos preços consiste em analisar a significância estatística dos parâmetros da diagonal principal do modelo. O teste de não transmissão de volatilidade da variável 2 sobre a 1, tendo-se  $j=2$  e  $i=1$ , implica não rejeitar a hipótese nula de que  $a_{21} = 0$  e  $b_{21} = 0$ . O teste não rejeitou a hipótese nula de ausência de transmissão de volatilidade entre os preços ao varejo catarinense e no mercado internacional (Tabela 9).

Tabela 9 - Estimativas dos parâmetros do modelo BEEK para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Parâmetro	Relação (PvSC;Pi)	
	Coefficiente	Estatística t
C <sub>11</sub>	9,62E-03	0,657
C <sub>12</sub>	4,60E-02	0,417
C <sub>22</sub>	5,63E-05	0,000
A <sub>11</sub>	1,22E-01	0,548
A <sub>12</sub>	-7,36E-02	-0,091
A <sub>21</sub>	6,16E-03	0,077
A <sub>22</sub>	3,09E-01	0,973
B <sub>11</sub>	9,58E-01	8,802*
B <sub>12</sub>	-2,89E-01	-0,302
B <sub>21</sub>	-7,25E-04	-0,009
B <sub>22</sub>	8,45E-01	2,669*

\*Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para Minas Gerais, detectou-se ocorrência de heterocedasticidade condicional apenas entre os preços ao produtor e ao atacado e entre os preços ao atacado e no mercado internacional (Anexo II - Tabela A.8).

Com a utilização do modelo BEKK, foram modeladas as volatilidades dos preços detectadas entre as séries PpMG e PaMG e entre PaMG e Pi. Os resultados mostraram que, embora existente, a variância condicional não foi transmitida entre os níveis de mercado ao produtor e ao atacado nem entre os preços ao atacado e no mercado internacional, pois os coeficientes da matriz diagonal da variância e covariância não foram estatisticamente significativos. Os únicos coeficientes significativos,  $b_{11}$  e  $b_{22}$ , indicaram que a volatilidade dos preços presente refere-se às próprias séries (Tabela 10).

Tabela 10 - Estimativas dos parâmetros do modelo BEEK para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Parâmetro	Relação (PpMG;PaMG)		Relação (PaMG;Pi)	
	Coeficiente	Estatística t	Coeficientes	Estatística t
c <sub>11</sub>	2,05E-02	0,434	1,34E-02	0,357
c <sub>12</sub>	-3,18E-03	-0,064	2,36E-02	0,307
c <sub>22</sub>	5,69E-05	0,000	1,04E-02	0,071
a <sub>11</sub>	1,31E-01	0,646	1,85E-01	1,032
a <sub>12</sub>	-1,22E-01	-1,064	4,72E-02	0,233
a <sub>21</sub>	8,79E-02	0,224	7,26E-02	0,738
a <sub>22</sub>	1,66E-01	0,797	1,98E-01	1,264
b <sub>11</sub>	9,66E-01	6,678*	9,44E-01	6,237*
b <sub>12</sub>	6,49E-02	0,594	2,27E-02	0,128
b <sub>21</sub>	-7,66E-02	-0,373	-7,13E-02	-0,808
b <sub>22</sub>	9,49E-01	6,091*	9,47E-01	9,817*

\*Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, para São Paulo, o teste LM evidenciou mudanças na variância dos resíduos dos modelos ao longo do tempo e indicou oportuna a modelagem da variância condicional pelo modelo BEKK para a relação entre as séries de preços ao produtor e varejo (*in natura* e processada), produtor e varejo *in natura*, varejo *in natura* e processado e varejo processado e preço no mercado internacional (Anexo II - Tabela A.9).

A primeira relação analisada na Tabela 11 é entre os preços ao produtor e ao varejo *in natura* (PpSP; PvSP), sendo PpSP representada pelo subscrito 1 e PvSP pelo subscrito 2. Pela tabela, nota-se apenas significância estatística para os parâmetros b<sub>11</sub> e b<sub>22</sub>, indicando que as volatilidades das séries de preços ao produtor e atacado estão condicionadas pela própria volatilidade de cada série, pois os parâmetros da matriz diagonal principal não foram significativos.

As demais relações entre as séries na Tabela 11 apresentaram resultados semelhantes aos da relação entre as séries PpSP e PvSP. Todos os parâmetros da matriz diagonal principal na variância e covariância foram não significativos, e nenhum dos níveis de mercado influenciou a volatilidade dos preços em outro nível de mercado.

Tabela 11 - Estimativas dos parâmetros do modelo BEEK para São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Parâmetro	Relação (PpSP;PvSP)		Parâmetro	Relação (PpSP;PvpSP)	
	Coefficientes	Estatística t		Coefficientes	Estatística t
c <sub>11</sub>	9,47E-03	0,403	c <sub>11</sub>	7,70E-03	0,331
c <sub>12</sub>	-1,38E-02	-0,270	c <sub>12</sub>	8,58E-03	0,351
c <sub>22</sub>	4,51E-03	0,030	c <sub>22</sub>	2,44E-03	0,033
a <sub>11</sub>	1,52E-01	0,769	a <sub>11</sub>	1,84E-01	1,389
a <sub>12</sub>	-9,79E-02	-0,466	a <sub>12</sub>	1,92E-02	0,100
a <sub>21</sub>	4,55E-02	0,173	a <sub>21</sub>	-5,69E-03	-0,018
a <sub>22</sub>	1,06E-01	0,243	a <sub>22</sub>	1,95E-01	1,046
b <sub>11</sub>	9,64E-01	5,345**	b <sub>11</sub>	9,67E-01	9,432**
b <sub>12</sub>	1,47E-01	0,502	b <sub>12</sub>	-5,21E-02	-0,523
b <sub>21</sub>	-3,32E-02	-0,124	b <sub>21</sub>	2,76E-02	0,269
b <sub>22</sub>	8,89E-01	2,684**	b <sub>22</sub>	9,42E-01	9,257**

Parâmetro	Relação (PvSP;PvpSP)		Parâmetro	Relação (PvpSP;Pi)	
	Coefficientes	Estatística t		Coefficientes	Estatística t
c <sub>11</sub>	1,72E-02	0,674	c <sub>11</sub>	1,68E-02	1,358
c <sub>12</sub>	8,89E-03	0,189	c <sub>12</sub>	2,04E-02	0,395
c <sub>22</sub>	8,10E-04	0,002	c <sub>22</sub>	9,20E-04	0,001
a <sub>11</sub>	2,51E-01	0,980	a <sub>11</sub>	9,96E-02	0,515
a <sub>12</sub>	-6,46E-02	-0,165	a <sub>12</sub>	1,90E-01	0,403
a <sub>21</sub>	-1,18E-01	-0,773	a <sub>21</sub>	8,91E-02	1,257
a <sub>22</sub>	1,93E-01	1,609	a <sub>22</sub>	2,50E-01	1,286
b <sub>11</sub>	8,37E-01	1,900*	b <sub>11</sub>	7,06E-01	1,753*
b <sub>12</sub>	-2,78E-04	0,000	b <sub>12</sub>	4,45E-02	0,073
b <sub>21</sub>	-2,92E-02	-0,105	b <sub>21</sub>	-8,89E-02	-0,801
b <sub>22</sub>	9,62E-01	3,187**	b <sub>22</sub>	9,45E-01	5,566**

\*\*Significativo a 1%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em síntese, a volatilidade de preços que considerou outras variáveis não especificadas nos modelos, mas que são captadas em seus resíduos, não mostraram influência sobre a volatilidade das séries de preços analisadas, não permitindo, dessa forma, identificar se uma série de preços, ou outras não consideradas no modelo, domina a transmissão da volatilidade de preços da carne suína entre os integrantes da cadeia produtiva, causando instabilidade nos demais segmentos de mercado.

A questão da volatilidade de preços da carne suína também já foi analisada por Arêdes e Oliveira (2009), os quais identificaram uma alta persistência de choques sobre a volatilidade do preço da carne suína recebido pelos produtores do Estado do Paraná no período de 06/1994 a 08/2007. Otuki et al. (2009), ao analisar o comportamento da volatilidade dos preços pagos ao produtor da carne suína no período de 06/1984 a 09/2006 em Chapecó/SC e no Brasil, evidenciaram que os focos da febre aftosa em 2004 e 2005 estão relacionados à maior volatilidade dos preços da carne suína aos produtores, promovendo a instabilidade do planejamento dos negócios e da renda destes.

Stepaniack et al. (2009), por sua vez, analisaram a volatilidade dos preços de suínos na microrregião de Francisco Beltrão no período de 2001 a 2007 e verificaram que ela foi elevada, tendo a instabilidade dos preços recebidos pelos produtores sido maior após 2005, período em que ocorreram vários eventos sobre o setor. Eles concluíram que os preços da carne suína em análise tiveram grande volatilidade e que os efeitos de choques perduraram por um período considerável de tempo.

No entanto, essas análises basearam-se no estudo da volatilidade condicional de preços da carne suína utilizando os modelos univariados Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) e Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (TARCH) para modelagem da volatilidade condicional presente nas séries de preços da carne suína.

Nesse contexto, Weydmann e Seabra (2006) também analisaram a transmissão de preços e a sua volatilidade na cadeia de carne suína em São Paulo no período de 1995 a 2005. Além de detectarem liderança de preços do segmento atacado sobre produtor e varejo, eles detectaram que a variância condicional dos preços do atacado é transmitida aos preços ao produtor e atacado. Para isso, utilizaram os modelos de séries temporais VAR incluindo a instabilidade de preços, empregando o modelo de variância condicional ARCH.

Embora esses autores tenham utilizado o modelo multivariado VAR, a volatilidade dos preços foi analisada de forma univariada pelo modelo ARCH, não permitindo realizar análises sobre a interdependência entre as volatilidades. A proposta do presente trabalho foi realizar estudos sobre a volatilidade condicional utilizando o modelo multivariado VAR e o emprego do modelo multivariado BEKK na estimação da volatilidade dos preços da carne suína, permitindo assim verificar o relacionando existente entre as volatilidades dos preços da carne.

#### **4.1.3. Elasticidades contemporâneas de transmissão dos preços entre segmentos de mercado**

O passo seguinte foi estimar o modelo SVAR com as séries em nível e obter a Matriz de Relação Contemporânea (MRC), a qual forneceu as elasticidades instantâneas de transmissão de preços. Para isso, consideraram-se também as séries de preços da ração e da taxa de juros, que representam os insumos agrícola e de comercialização presentes no modelo teórico.

O procedimento de incorporar restrições na MRC foi realizado pelo método de Bernanke (1986), baseando-se no modelo teórico proposto por Barros (1990) adaptado ao mercado da carne suína. Ressalta-se que os coeficientes da MRC devem ser interpretados com os sinais invertidos para obter os impactos de uma variável sobre a(s) outra(s), uma vez que a matriz é estimada com os sinais invertidos.

A primeira análise é realizada para o mercado da carne suína catarinense, utilizando-se um modelo com cinco defasagens. Na Tabela 12 são apresentadas as elasticidades instantâneas de transmissão de preços entre os segmentos de mercado para essa região. Contudo, para o Estado de Santa Catarina o modelo estimado difere em parte do modelo teórico e dos modelos usados nos Estados de São Paulo e Minas Gerais, pois utilizou-se a série de preços ao produtor como líder na transmissão dos preços, como sugerido pelo teste de causalidade.

Tabela 12 - Matriz de relações contemporâneas para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

V.E.	Variável dependente					
	PpSC	PvSC	PaSC	Pi	PrSC	Tj
PpSC	1	-0,1261 (0,0586)**	-0,5229 (0,1152)***			
PvSC		1				
PaSC			1			
Pi	0,0079 (0,0396)			1		
PrSC	-0,0025 (0,0709)		0,1673 (0,0811)**		1	
Tj	0,1017 (0,0493)**	-0,0495 (0,0293)*	-0,0750 (0,0577)		0,0192 (0,0699)	1

V.E.: variáveis explicativas.

\*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com as elasticidades obtidas, tem-se que a elevação do preço ao produtor em 10% irá provocar um aumento imediato no preço ao varejo em 1,26% e ao atacado em 5,23%, sendo os impactos estatisticamente significativos a 5% e 1%. Isso mostra a importância do preço ao produtor na transmissão dos preços nos demais níveis de mercado da carne suína catarinense, especialmente sobre os preços ao atacado, significando maior interação entre os preços recebidos pelos suinocultores e os preços pagos pelas agroindústrias catarinenses (Tabela 12).

Esse resultado reflete a organização da produção na região baseada em contratos de comercialização de compra de venda dos suínos nas granjas pelas agroindústrias integradoras na região catarinense, onde a demanda dos suínos terminados está vinculada ao planejamento e à capacidade operacional das granjas e à demanda varejista.

Uma vez que o teste de causalidade de variação dos preços realizado para o mercado catarinense mostrou sentido das variações de preços do produtor para atacado e varejo e tendo em vista a adequação do modelo econômico representado pela MRC, bem como pela DVEP e FIR, os resultados em conjunto informam também que os preços da carne suína são mais sensíveis às condições de oferta e programação da produção pelas agroindústrias do que pelas condições de demanda final da carne pelo varejo e consumidor, que tem sido estável, com baixo consumo *per capita* nacional.

Em relação à variável taxa de juros, a elevação dessa taxa resultou na queda dos preços ao produtor e na ração e na elevação dos preços ao atacado e ao varejo, tendo o juro operado como um custo de oportunidade apenas sobre produtores e insumo agrícola. Contudo, os efeitos da taxa de juros foram significativos apenas sobre os preços ao produtor e ao varejo, sendo as elasticidades de transmissão da ordem de 0,1017 e -0,0495 (Tabela 12).

Os resultados mostrados na Tabela 12 evidenciam também que a elevação no preço da carne no mercado internacional e no preço da ração não promoveu impacto instantâneo sobre o preço ao produtor. Entretanto, a elevação no preço da ração em 10% promoveu a queda do preço da carne ao atacado em 1,67%, sendo esse efeito significativo a 5%.

Assim, uma elevação do preço desse insumo deve elevar a oferta da carne na região, especialmente dos animais acabados e semi-acabados, devido ao aumento do custo da produção da carne suína, reduzindo dessa forma seu preço, o qual deverá elevar-se em um segundo momento, em virtude da redução do plantel e da queda na produção e oferta provocadas pela elevação do custo. Adicionalmente, obteve-se maior elasticidade de transmissão de preços da ração com o preço da carne ao atacado do que deste insumo com o preço da carne ao produtor, indicando mais uma vez a antecedência na formação dos preços pelas agroindústrias.

Para Minas Gerais, as elasticidades contemporâneas de transmissão de preços foram obtidas utilizando-se um modelo com três defasagens (Tabela 13). Invertendo os sinais dos coeficientes para obter a interpretação correta, verifica-se pela Tabela 13 que a elevação em 10% no preço da carne ao atacado, em Minas Gerais, promoveu a elevação de 1,04% no preço da carne ao produtor no mesmo mês em que ocorreu a mudança no preço atacadista, porém esse impacto instantâneo não foi estatisticamente significativo. Ainda em

relação à equação de formação de preços ao produtor mineiro, embora não significativa, obteve-se relação positiva entre o preço da ração e o preço da carne ao produtor e relação negativa entre a taxa de juros e o preço recebido pelo produtor.

Tabela 13 - Matriz de relações contemporâneas para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

V.E.	Variável dependente					
	PpMG	PvMG	PaMG	Pi	PrMG	Tj
PpMG	1					
PvMG		1				
PaMG	-0,1043 (0,1753)	-0,1700 (0,0617)***	1			
Pi			-0,0179 (0,0485)	1		
PrMG	-0,2264 (0,1533)		-0,0236 (0,0869)		1	
Tj	0,0924 (0,0939)	-0,0531 (0,0329)*	-0,1082 (0,0522)**		0,0470 (0,0595)	1

V.E.: variáveis explicativas.

\*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observou-se também maior influência dos preços do insumo agrícola ração sobre os preços da carne ao produtor do que sobre os preços da carne ao atacado, indicando que os suinocultores mineiros estão mais interagidos com o mercado dos grãos que as agroindústrias. Esse fato não gera surpresa, uma vez que os produtores dessa região assumem elevados níveis de risco na atividade, como os provenientes da elevação do custo de produção provocada pelo aumento dos preços do milho e da soja.

No que diz respeito à formação de preços ao varejo, constatou-se, em nível de significância de 1%, a transmissão de preço do atacado para varejo. O coeficiente estimado mostrou que o acréscimo em 10% do preço atacadista promove a elevação imediata do preço varejista em 1,70%. Observou-se, dessa forma, maior impacto dos preços atacadistas sobre os preços ao varejo do que sobre os preços recebidos pelos suinocultores mineiros. Já a elevação em 10% na taxa de juros eleva o preço ao varejo em 0,53%, sugerindo que a taxa de juros é um custo de produção ao varejo (Tabela 13).

Em relação ao preço da carne ao atacado, os resultados indicaram relação positiva entre essa variável e o preço da carne no mercado internacional e entre PaMG e o preço da ração, evidenciando que elevações nos preços da carne no mercado internacional, provocadas, por exemplo, por uma queda na oferta mundial, e elevações nos preços do milho e da soja, causadas por uma queda na produção desses grãos devido a condições

climáticas como secas e geadas, tendem a elevar o preço atacadista da carne suína mineira devido à queda na produção e oferta da carne suína provocada pela elevação do seu custo de produção (Tabela 13).

A relação entre o preço ao atacado e a taxa de juros foi positiva e significativa a 5%, tendo o aumento de 10% da taxa de juros elevado em 1,08% o preço da carne ao atacado. Já a relação entre o preço da ração e a taxa de juros mostrou que o efeito de uma elevação em 10% da taxa de juros promove a redução em 0,47% do preço da ração, sugerindo que a taxa de juros comporta-se como um custo de oportunidade este insumo. Contudo, esse coeficiente não foi estatisticamente significativo (Tabela 13).

Por fim, na Tabela 14 são apresentados os coeficientes estimados para a MRC do Estado de São Paulo, utilizando-se um modelo com cinco defasagens. Analisando a equação de transmissão de preços contemporânea ao produtor, constatou-se que o preço da carne suína ao produtor sofre influência contemporânea do preço da carne ao atacado, tendo a elevação em 10% no preço da carne atacadista elevado o preço da carne ao produtor em 4,62% no mesmo mês em que ocorreu a alteração no preço ao atacado, sendo o coeficiente significativo a 1%. Comparando essa elasticidade com a obtida para o mercado mineiro, seu valor foi maior, indicando que no mercado da carne suína paulista o atacado tende a ter maior influência sobre o preço ao produtor.

Tabela 14 - Matriz de relações contemporâneas para São Paulo, 01/2000 a 08/2008

V.E.	Variável dependente						
	PpSP	PvpSP	PvSP	PaSP	Pi	PrSP	Tj
PpSP	1						
PvpSP		1					
PvSP			1				
PaSP	-0,4618 (0,0433)***	0,0160 (0,0410)	-0,1467 (0,0540)***	1			
Pi				0,0166 (0,0685)	1		
PrSP	-0,0946 (0,0534)*			-0,3505 (0,1187)***		1	
Tj	-0,0326 (0,0344)	-0,0355 (0,0337)	0,0932 (0,0445)**	0,1115 (0,0790)		-0,0576 (0,0667)	1

V.E.: variáveis explicativas.

\*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Avaliando a equação de transmissão de preços ao produtor, verifica-se também que o sinal encontrado para o parâmetro que mede o impacto do preço da ração e da taxa de juros foi positivo, indicando que a elevação do preço dos insumos de produção e de comercialização agiu elevando o custo de produção e o preço da carne ao produtor. Entretanto, apenas o efeito do preço da ração sobre o preço da carne ao produtor foi estatisticamente significativo (Tabela 14).

Em relação às equações de transmissão de preços contemporânea da carne ao varejo *in natura* e processada, foi obtido um sinal positivo na transmissão das variações de preços do atacado para o preço da carne ao varejo *in natura* e um sinal negativo relacionando os efeitos das variações do preço ao atacado sobre o preço ao varejo da carne industrializada (Tabela 14).

Pelos resultados, constatou-se que a elevação em 10% no preço da carne ao atacado resultou no aumento no mesmo mês do preço da carne *in natura* em 1,47%, tendo esse efeito sido estatisticamente significativo a 1%. Entretanto, a elasticidade de transmissão de preços da carne ao atacado para a carne ao varejo industrializada não foi significativa a 10% (Tabela 14).

Dessa forma, o preço da carne industrializada ao varejo é afetado apenas pelo preço da carne ao atacado defasada, ou seja, é necessário mais de um mês para que se realize a transmissão de preços da carne ao atacado para a carne ao varejo processada. Isso pode ser explicado pelo fato do preço da carne ao varejo industrializada ser uma carne menos

perecível, tendo um maior período de estocagem e podendo seu preço ser ajustado mais lentamente em relação às alterações nos preços da carne ao atacado.

Adicionalmente, verificou-se que o efeito de variações na taxa de juros sobre o preço da carne ao varejo processada apresentou um sinal positivo e não estatisticamente significativo. Em relação à elasticidade de transmissão de preços da taxa de juros para o preço da carne ao varejo *in natura*, este teve um sinal negativo e estatisticamente significativo a 5%, sugerindo que a taxa de juros atua como um custo de oportunidade sobre esse tipo de carne comercializada no varejo, reduzindo os estoques varejistas e promovendo a queda dos preços da carne paga pelo consumidor (Tabela 14).

Para a equação de transmissão de preços ao atacado, constatou-se que o preço ao atacado sofre influência contemporânea do preço da ração, formado por um agregado de insumo agrícola composto pelas séries de preços do milho e da soja. De acordo com o coeficiente obtido, a elevação em 10% no preço da ração promove a elevação instantânea em 3,51% no preço da carne ao atacado (Tabela 14).

Quanto à elasticidade de transmissão do preço da carne no mercado internacional sobre o preço ao atacado, seu efeito não foi estatisticamente significativo. Em relação à elasticidade de transmissão das variações da taxa de juros sobre o preço da carne ao atacado, esse efeito também não foi significativo e apresentou um sinal negativo. A análise da equação de transmissão de preços da ração em função da taxa de juros mostrou que o coeficiente de impacto da taxa de juros não foi significativo e apresentou sinal positivo, indicando que instantaneamente o aumento da taxa de juros não promoveu a queda do preço da ração (Tabela 14).

Segundo Bittencout (1995) e Aguiar (1994), a taxa de juros tem dois efeitos distintos sobre os preços agrícolas, pois ela pode expressar o custo efetivo do capital empregado pelo investidor ou ser um indicador de custo de oportunidade. Assim, caso ocorra um sinal positivo relacionando taxa de juros e preços agrícolas, os juros exercem a função típica de um insumo produtivo e de custo efetivo de produção. Nesse caso, a elevação da taxa de juros aumenta os custos e o preço do produto. Por outro lado, caso a relação entre a taxa de juros e o preço agrícola seja negativa, a primeira expressa o custo de oportunidade da atividade, elevando o custo de oportunidade do capital imobilizado no armazenamento e fazendo com que armazenadores promovam a venda das *commodities*, resultando na queda de seus preços.

No que diz respeito à intensidade da transmissão dos preços entre os elos da cadeia produtiva da carne suína, as elasticidades de transmissão de preços foram todas menores que a unidade, mostrando que a transmissão de preços de um segmento de mercado para

outro é menos que proporcional. Essa inelasticidade nas transmissões dos preços da carne ao longo da cadeia indica que os seus elos não ampliam os choques de preços.

Em estudo realizado por Carvalho et al. (2006) para o setor de carne suína em São Paulo entre 2004 e 2005, também não foi detectada a transmissão integral das variações de preços da carne suína do varejo para o preço ao produtor. Segundo esses autores, a possível causa da transmissão de apenas uma pequena parcela das variações dos preços é a presença de outros custos no processo de comercialização da carne, como energia, mão de obra, transporte, etc; bem como a possível ocorrência de poder de mercado dos varejistas e/ou dos frigoríficos.

A relevância de resultados como os obtidos pode ser visto em Aguiar (1995). Segundo este, quando as elasticidades de transmissão de preços são menores que a unidade, as transmissões de preços ocorrem de forma menos que proporcional, rejeitando a hipótese de que o setor de comercialização agrícola gera e amplia continuamente choques de preços e que os preços destes devem ser controlados a fim de estabilizar o processo inflacionário.

Nesse sentido, os resultados mostram que o setor de comercialização da carne suína não ampliado os choques de preços e que, pelo fato das elasticidades serem menores que a unidade, o sistema de comercialização tem amortecido as variações de preços. Segundo Aguiar (1995), a maioria dos estudos sobre transmissão de preços tem mostrado que o sistema de comercialização de produtos agrícolas não tem exacerbado as variações de preços; muitas vezes tem até mesmo amortecido os efeitos dos choques de preços.

Embora as três matrizes apresentadas tiveram alguns parâmetros não significativos, Barbosa (1997) também obteve parâmetros não significativos com elevadas estimativas de desvio-padrão, sugerindo que, tendo-se quase a totalidade de sinais na MRC, conforme definido teoricamente, pode-se aceitar o uso das restrições e a adequação do modelo, indicando que outros estudos, como os de Aguiar (1994) e Vieira (1995), consideram as restrições estabelecidas, embora alguns coeficientes não sejam significativos.

Além disso, como a produção da carne suína ocorre por um processo encadeado, a oferta deverá responder além dos preços presentes, aos preços passados e as expectativas futuras. Dessa forma, pode ocorrer que os preços em um nível de mercado não respondem instantaneamente às mudanças nos preços de outros elos da cadeia e nem às mudanças nos insumos de produção e comercialização.

#### **4.1.4. Mecanismo de ajustamento dos preços da carne suína entre segmentos de mercado**

A seguir são apresentados os resultados obtidos pela Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (DVEP) e pela Função Impulso-Resposta (FIR) a partir dos modelos SVARs estimados para cada mercado regional da carne suína.

##### **4.1.4.1. Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços em cada segmento de mercado**

As DVEPs obtidas são apresentadas separadamente para cada segmento da cadeia em cada Estado e em forma de tabelas. A primeira coluna de cada tabela refere-se ao horizonte temporal de previsão, e a segunda, à variância do erro de previsão. As demais colunas informam as parcelas da variância do erro de previsão explicadas pelas variáveis do modelo. O horizonte temporal para as previsões foi definido com o prazo limite de 24 meses, uma vez que a partir desse período não se observaram mudanças significativas nos resultados.

A Tabela 15 apresenta os resultados para o preço ao produtor catarinense. Nela observa-se que, incidido o choque no modelo, a importância do erro de previsão atribuído a cada série altera-se ao longo do tempo. Contudo, a DVEP informa que a maior parcela do erro de previsão do preço ao produtor em Santa Catarina foi atribuída a si mesmo, sendo pequenas as parcelas pertinentes às séries de preços ao atacado e ao varejo, indicando assim um caráter mais autoexplicativo da série PpSC.

Tabela 15 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao produtor em Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpSC	PvSC	PaSC	Pi	PrSC	Tj
1	0,04	95,83	0,00	0,00	0,04	0,00	4,13
2	0,07	91,38	1,75	0,00	0,78	1,19	4,90
3	0,08	86,30	4,80	1,19	0,90	0,95	5,86
4	0,09	79,15	9,12	4,03	0,71	0,81	6,18
5	0,10	72,97	9,67	6,91	2,36	0,68	7,39
6	0,11	67,63	8,71	9,37	5,33	0,65	8,31
7	0,12	62,76	7,55	10,08	9,09	1,01	9,52
8	0,13	59,28	6,65	9,74	11,73	1,34	11,26
9	0,13	56,86	6,06	9,27	12,93	1,95	12,92
10	0,14	54,83	5,57	8,88	12,93	3,34	14,44
11	0,15	53,06	5,13	8,44	12,27	5,30	15,80
12	0,15	51,50	4,81	8,00	11,44	7,50	16,74
18	0,18	42,65	3,73	5,97	8,26	21,46	17,93
24	0,19	38,74	3,85	5,54	7,72	26,92	17,23

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com os resultados, com a incidência do choque no modelo, após 24 meses, 38,74% da variância do erro de previsão do preço ao produtor foram pertinentes a choques próprios. Embora as parcelas explicativas de cada variável sobre a variância do erro de PpSC tenham se alterado ao longo do tempo, em todo o período a dinâmica do preço ao produtor foi mais explicada por movimentos próprios (Tabela 15).

Os preços da ração e da taxa de juros exerceram também significativa influências sobre o preço da carne ao produtor. Nota-se que o grau de importância de LrPC e Tj na explicação da PpSC eleva-se ao longo do tempo mostrando que o preço da carne suína ajusta-se por um processo de defasagem. O que esta coerente com o processo de tomada de decisão dos empresários do setor, uma vez que choques nos preços dos insumos agrícolas, milho e soja, e de comercialização tendem a exercerem efeitos retardatários sobre o mercado da carne suína.

Assim, por exemplo, uma elevação do custo de produção devido ao aumento do preço do milho tenderá exercer maior impacto sobre o preço da carne suína defasadamente, visto que apenas uma parcela dos animais alojados nas granjas estão prontos para o abate, que ocorrem, segundo Rocha (2006) quando os animais estão entre 90,0 a 110,0 Kg, em média. Segundo Santos Filho (2008), as crises no setor suinícola ocorrem geralmente devido a baixa inelasticidade preço oferta no curto prazo, visto que a decisão de abater um suíno no mês  $t$  foi tomada no mês  $t-12$ .

Como grande parcela dos animais ainda está em processo de elaboração, pois estes devem passar entre as fases de crescimento e terminação, e os animais precisam receber os insumos para que o produtor não tenha maiores prejuízos financeiros, a elevação repentina no preço do fator de produção deverá exercer maior influência sobre a produção futura da carne, pois os suinocultores deverão diminuir o número de animais alojados, entre eles matrizes, devido ao alto custo de produção, diminuindo o nível de oferta da carne e elevando seu preço. Dependendo da intensidade na elevação do preço do insumo, ocorrerá até mesmo a saída de produtores da atividade, especialmente no sistema independente.

No tocante à série de preços ao varejo, ela se apresentou como endógena e determinada principalmente pelas séries de preços ao produtor e ao atacado, que foram responsáveis por 40,74% e 19,74% da variância do erro de previsão de PvSC após 24 meses, respectivamente (Tabela 16). A relevância dessas duas séries em relação ao preço varejista, também foi observado pelo teste de causalidade, que detectou influência unilateral do preço ao produtor para o preço ao varejo e relação bilateral entre preço ao atacado e varejo.

Tabela 16 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao varejo em Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpSC	PvSC	PaSC	Pi	PrSC	Tj
1	0,02	4,40	94,05	0,00	0,00	0,00	1,55
2	0,03	23,15	56,40	9,89	4,43	5,24	0,89
3	0,05	38,72	27,00	14,58	8,30	10,59	0,81
4	0,06	42,20	17,28	14,11	10,22	15,46	0,73
5	0,07	49,02	12,68	15,34	9,41	12,95	0,61
6	0,08	50,98	10,83	18,13	7,65	11,88	0,53
7	0,09	50,81	9,81	21,01	6,60	11,04	0,73
8	0,09	49,93	9,07	23,37	6,50	10,26	0,86
9	0,09	49,05	8,29	24,36	7,56	9,41	1,33
10	0,10	47,98	7,65	25,11	8,64	8,69	1,92
11	0,10	47,07	7,28	25,37	9,45	8,19	2,64
12	0,10	46,55	6,99	25,23	9,67	7,96	3,61
18	0,12	44,56	5,89	21,72	7,55	13,01	7,27
24	0,13	40,74	5,77	19,74	6,64	19,30	7,81

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação à série de preço ao atacado, embora ela tenha se apresentado exógena no primeiro mês após o choque no sistema (Tabela 17), já em um segundo momento caracterizou-se como uma variável endógena, semelhante ao comportamento da variância do erro de previsão da série de preços ao varejo, visto na Tabela 16.

Tabela 17 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao atacado em Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpSC	PvSC	PaSC	Pi	PrSC	Tj
1	0,05	16,62	0,00	79,84	0,01	3,38	0,16
2	0,08	47,54	0,46	45,88	0,05	2,00	4,07
3	0,10	61,56	0,38	29,84	0,05	1,96	6,21
4	0,12	67,68	0,45	24,64	0,24	1,58	5,41
5	0,13	65,16	2,41	23,28	1,28	1,49	6,37
6	0,14	60,82	3,25	24,33	3,02	1,40	7,19
7	0,15	56,97	2,91	24,77	5,42	2,06	7,87
8	0,16	53,50	2,64	24,37	7,58	3,15	8,76
9	0,17	51,02	2,65	23,23	9,49	3,66	9,95
10	0,17	49,55	2,76	22,12	9,95	4,56	11,06
11	0,18	48,39	2,85	20,82	9,66	6,39	11,89
12	0,19	47,41	2,80	19,70	9,11	8,29	12,68
18	0,22	40,74	2,62	15,71	6,80	20,86	13,27
24	0,23	37,50	3,06	14,49	6,50	25,83	12,63

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim, já no segundo mês a série de preços ao produtor apresentou-se com maior influência sobre a dinâmica do preço atacadista, pois, a partir desse período, a PpSC contribuiu com a maior parcela da variância do erro de previsão de PaSC. Após 24 meses, a PpSC explicou a PaSC em 37,50% e esta foi autoexplicativa apenas por 14,49% de sua variância do erro, observou-se também forte influência do preço do insumo agrícola sobre o preço atacadista (Tabela 17).

O resultado para a série de preços ao produtor do Estado de Minas Gerais é visto na Tabela 18. Decorridos 24 meses, 59,77% da variância do erro de previsão de PpMG foi ocasionada pela própria série, tendo as séries ao atacado e ao varejo participado conjuntamente apenas com 6,08% da variância do erro.

A decomposição da variância identificou uma característica mais exógena para a série PpMG, sugerindo que o preço da carne ao produtor é explicado em grande parte por si mesmo e que os preços da carne ao atacado e ao varejo possuem menor influência sobre a PpMG, tendo esta série relação interdependente mais forte com os preços da carne no mercado internacional (Tabela 18).

Tabela 18 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao produtor em Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpMG	PvMG	PaMG	Pi	PrMG	Tj
1	0,08	96,66	0,00	0,34	0,00	2,04	0,96
2	0,11	91,24	1,04	0,82	0,28	5,54	1,09
3	0,13	89,87	1,14	0,73	2,98	4,42	0,86
4	0,15	87,84	1,04	0,80	5,94	3,64	0,73
5	0,16	83,97	0,94	1,36	9,77	3,27	0,69
6	0,17	79,69	0,85	2,19	13,55	3,09	0,63
7	0,18	75,56	0,79	3,18	16,59	3,25	0,63
8	0,18	71,98	0,77	4,01	18,85	3,77	0,64
9	0,18	69,04	0,76	4,61	20,14	4,70	0,75
10	0,19	66,67	0,74	4,99	20,67	6,03	0,90
11	0,19	64,79	0,72	5,19	20,69	7,53	1,07
12	0,19	63,26	0,71	5,29	20,46	9,03	1,26
18	0,20	59,80	0,67	5,40	19,41	12,89	1,83
24	0,20	59,77	0,68	5,40	19,34	12,91	1,90

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

A considerável participação da série de preços da carne suína no mercado internacional na explicação da dinâmica da série de preços da carne suína ao produtor mineiro deve-se ao fluxo de informações sobre o setor e sobre o preço do produto entre esses mercados. De acordo com as estatísticas do setor da carne suína, Minas Gerais, além de se ser um dos principais Estados produtores dessa carne, também destaca-se como uma das principais regiões exportadoras, tendo exportado, em 2009, 50.407 toneladas da carne suína, classificando Minas Gerais como o quarto maior exportador do produto nesse ano (ABIPECS, 2009).

Quando analisada a série de preços ao varejo, constatou-se que, após 24 meses, a PvMG explicou-se em 11,18%, sendo o restante atribuído à dinâmica das demais variáveis, em especial para a série de preços ao produtor, à qual foram atribuídos 58,54% da variância do erro de PvMG, percentual consideravelmente superior à parcela explicada pelo atacado e pelas demais variáveis. A DVEP, para o preço ao varejo mineiro, mostrou também que houve maior relação dessa série com o preço ao produtor e com o preço no mercado internacional (Tabela 19).

Tabela 19 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao varejo em Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpMG	PvMG	PaMG	Pi	PrMG	Tj
1	0,03	0,00	88,95	6,68	0,01	0,00	4,35
2	0,05	34,00	52,58	8,01	2,93	0,46	2,02
3	0,06	48,57	38,25	8,23	2,52	1,06	1,37
4	0,07	59,27	28,65	7,90	1,88	0,80	1,50
5	0,08	67,74	21,92	6,48	1,95	0,72	1,19
6	0,08	71,09	18,22	5,41	3,23	0,88	1,16
7	0,09	71,71	15,93	4,75	5,36	1,12	1,12
8	0,09	70,97	14,51	4,49	7,77	1,20	1,06
9	0,10	69,50	13,68	4,51	10,13	1,16	1,01
10	0,10	67,96	13,17	4,66	12,10	1,14	0,98
11	0,10	66,51	12,84	4,84	13,53	1,31	0,97
12	0,10	65,19	12,58	4,98	14,45	1,81	0,99
18	0,11	59,56	11,44	5,30	15,01	7,22	1,46
24	0,11	58,54	11,18	5,46	14,98	8,22	1,61

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados para a série de preços ao atacado mostraram que ela se comportou de forma semelhante à do preço varejista, apresentando um poder de predição decrescente ao longo do período e tendo o preço ao produtor e no mercado externo como principais componentes de sua explicação (Tabela 20).

Tabela 20 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao atacado em Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpMG	PvMG	PaMG	Pi	PrMG	Tj
1	0,05	0,00	0,00	95,62	0,13	0,07	4,18
2	0,07	21,77	2,17	73,36	0,11	0,66	1,93
3	0,09	36,80	3,24	56,90	1,33	0,53	1,18
4	0,11	48,77	3,03	42,75	3,62	0,39	1,44
5	0,13	56,86	2,57	32,31	6,71	0,37	1,18
6	0,14	59,76	2,17	25,93	10,55	0,39	1,19
7	0,16	59,94	1,86	22,09	14,54	0,38	1,19
8	0,17	58,80	1,65	19,88	18,21	0,34	1,12
9	0,17	56,93	1,54	18,64	21,42	0,41	1,06
10	0,18	54,91	1,46	17,92	23,95	0,75	1,01
11	0,18	52,94	1,41	17,44	25,75	1,50	0,97
12	0,18	51,09	1,37	17,06	26,89	2,64	0,95
18	0,20	43,90	1,25	15,65	27,93	10,20	1,08
24	0,20	42,20	1,32	15,31	28,24	11,85	1,09

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com o indicador, após 24 meses, 42,20% da variância do erro de previsão de PaMG foi pertinente a série PpMG e 15,31% a própria série de preços ao atacado (Tabela 20). Embora a parcela autoexplicativa dos preços atacadistas seja maior que a dos preços varejistas, observou-se a importância do preço ao produtor sobre PaMG e PvMG.

Embora o teste de Granger tenha mostrado para o mercado mineiro relação de bicausalidade entre os preços ao produtor e atacado e entre os preços ao produtor e varejo, e relação de causalidade unilateral do preço ao atacado para o preço ao varejo, evidenciando que estes elos da cadeia produtiva tenderam a ajustar os preços conjuntamente, os resultados obtidos pela DVEP mostra maior importância dos preços ao produtor na formação dos preços da carne no mercado mineiro. Esse efeito é mais visível pela DVEP, que apresenta a magnitude explicativa das séries e suas interdependências em termos percentuais ao longo do tempo.

Essa maior influência dos preços ao produtor sobre os demais elos da cadeia, deve-se possivelmente a importância dos choques de oferta sobre a variação dos níveis de preços ao longo da cadeia produtiva da carne suína, a qual está vinculada às mudanças bruscas e repentinas nos mercados da carne e dos insumos agrícola, causadas por fatores climáticos, biológicos, políticos e pela sazonalidade e presença de ciclos presentes no setor, que desestabilizam principalmente os preços da carne ao produtor.

Para o Estado de São Paulo, decorridos 24 meses da inovação, o modelo mostrou que 5,18% da variância do erro de previsão ao produtor foi atribuída a choques próprios e 35,35% a choques ao preço atacadista. A série de preço da ração contribuiu com 33,63%; a série de preços da carne ao varejo *in natura*, com 3,03%; a série de preços da carne processada ao varejo, com 5,27%; a série de preços no mercado internacional, com 8,66%; e a série da taxa de juros, com 8,87% (Tabela 21). Assim como os do teste de causalidade, esses resultados apontam mais uma vez a importância do atacado na determinação dos preços ao produtor, uma vez que a maior parcela da variância dos erros de PpSP deveu-se à PaSP.

Tabela 21 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao produtor em São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpSP	PvpSP	PvSP	PaSP	Pi	PrSP	Tj
1	0,04	41,64	0,00	0,00	47,77	0,03	10,56	0,01
2	0,07	20,63	0,27	1,02	63,53	2,26	9,66	2,63
3	0,08	15,56	0,19	1,40	66,65	2,31	11,06	2,83
4	0,09	13,14	0,38	1,63	63,50	1,82	17,13	2,39
5	0,10	11,35	0,53	2,01	62,86	2,32	17,93	3,01
6	0,11	10,07	0,74	2,47	61,50	3,63	18,16	3,43
7	0,12	9,32	0,69	2,93	59,49	5,13	18,42	4,03
8	0,12	8,67	0,66	3,08	56,57	7,20	18,74	5,08
9	0,13	8,06	0,66	3,24	52,90	9,42	19,50	6,21
10	0,13	7,62	0,76	3,37	49,67	10,41	20,98	7,19
11	0,13	7,22	0,92	3,40	46,82	10,79	22,50	8,35
12	0,14	6,81	1,38	3,39	43,91	10,60	24,79	9,12
18	0,16	5,51	4,21	2,90	34,74	8,97	34,37	9,30
24	0,16	5,18	5,27	3,03	35,35	8,66	33,63	8,87

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Comparando os resultados do teste de Granger e da DVEP de São Paulo com os obtidos para Santa Catarina e Minas Gerais, nota-se que no mercado da carne suína paulista os preços tendem a ajustar-se inicialmente em nível do atacado, pois já no primeiro mês LaSP explicou 47,77% da variância do erro de previsão de LpSP, estando coerente com a hipótese do trabalho de transmissão de preços.

Na Tabela 22 é apresentada a DVEP da série de preços da carne ao varejo processada. A terceira coluna da tabela corresponde à parcela da variância do erro explicado pela própria variável PvpSP ao choque não antecipado no modelo. Ao longo do tempo, as variações em PvpSP são atribuídas principalmente a variações na própria série, embora a proporção explicada por PvpSP diminua no decorrer do período.

Após 24 meses, constatou-se que 30,83% da variância do erro de PvpSP deveu-se a variações na própria série. A série de preços ao atacado correspondeu com 7,99% da variância, e as demais variáveis em conjunto explicaram 61,18% da dinâmica dos preços da carne ao varejo processada (Tabela 22). Essa baixa participação da série de preços ao atacado na explicação da carne ao varejo industrializada deve-se ao fato de o preço da carne ao atacado referir-se ao preço da carne ao atacado *in natura* e não ao da carne processada.

Tabela 22 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao varejo processada em São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpSP	PvpSP	PvSP	PaSP	Pi	PrSP	Tj
1	0,03	0,00	98,64	0,00	0,14	0,00	0,01	1,21
2	0,03	0,26	82,43	0,01	0,23	10,79	5,32	0,96
3	0,03	3,26	74,36	2,32	0,77	9,57	8,87	0,84
4	0,04	4,28	63,56	4,74	6,56	12,17	7,28	1,42
5	0,04	4,48	57,74	5,82	9,50	12,97	8,05	1,45
6	0,04	4,45	57,13	5,77	9,99	12,98	8,18	1,49
7	0,04	5,10	55,95	5,85	10,04	12,66	8,30	2,10
8	0,04	5,19	54,82	5,73	10,68	13,50	8,05	2,04
9	0,04	5,05	53,18	5,67	11,17	14,91	8,02	2,00
10	0,04	4,85	51,10	5,70	11,24	15,93	9,20	1,97
11	0,04	4,62	48,57	5,41	10,98	18,28	10,06	2,08
12	0,05	4,37	45,91	5,15	10,59	19,64	12,23	2,10
18	0,05	3,24	34,22	4,21	8,94	22,07	25,08	2,25
24	0,06	2,89	30,83	3,89	7,99	22,32	30,04	2,06

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Espera-se que a utilização da série de preços da carne ao varejo e ao atacado processadas, ao interagirem de forma mais consistente, resultaria em maior proporção de explicação do preço ao atacado industrializada sobre a série de preços ao varejo processada. Entretanto, a indisponibilidade da série de preços da carne ao atacado processada não permitiu fazer essa análise.

Para a variável preço da carne ao varejo *in natura*, a maior parcela da explicação da variância de seu erro até o quinto mês deveu-se a própria série PvSP. No entanto, com o passar do tempo a autoexplicação da série diminuiu, enquanto PaSP elevou seu grau de influência sobre os preços ao varejo *in natura*. Decorridos 24 meses, 26,46% da dinâmica de PvSP foi atribuída à própria série, 27,80% foram atribuídos a PaSP, e 45,75% as demais séries (Tabela 23).

Dessa forma, conjuntamente com os resultados apresentados para PpSP, destaca-se a importância do segmento atacadista na explicação dos preços da carne aos demais níveis de mercado, ou seja, sobre PvpSP e PvSP.

Tabela 23 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao varejo *in natura* em São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpSP	PvpSP	PvSP	PaSP	Pi	PrSP	Tj
1	0,04	0,00	0,00	88,24	6,03	0,00	0,53	5,19
2	0,05	0,11	2,27	68,16	22,24	0,01	0,77	6,44
3	0,05	0,77	2,87	58,81	27,18	4,01	1,17	5,18
4	0,06	0,82	2,98	48,29	31,70	5,91	1,65	8,65
5	0,07	1,55	3,33	41,65	38,79	4,90	1,47	8,32
6	0,07	1,28	3,02	41,14	41,23	4,18	1,43	7,71
7	0,08	1,14	3,39	39,15	42,86	4,02	1,28	8,18
8	0,08	1,07	4,33	37,39	43,15	4,84	1,17	8,05
9	0,09	1,03	4,66	35,74	41,85	6,07	1,11	9,54
10	0,09	1,02	4,71	34,68	40,60	7,59	1,07	10,32
11	0,09	0,97	4,49	33,88	39,03	9,14	1,20	11,29
12	0,10	0,92	4,25	33,09	37,35	10,09	1,64	12,67
18	0,11	0,82	3,92	28,56	30,20	10,86	9,76	15,89
24	0,11	0,75	4,62	26,46	27,80	11,59	13,09	15,70

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

No que diz respeito à série de preços ao atacado, ao longo do tempo a maior parcela da variância dos erros de PaSP deveu-se a si própria. Nessas circunstâncias, a série ao atacado comportou-se como sendo mais exógena, ao contrário das séries PpSP e PvSP, que demonstraram características tipicamente endógenas, influenciadas em grande parte por PaSP (Tabela 24).

Tabela 24 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços da carne ao atacado em São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Mês	E.P.	PpSP	PvpSP	PvSP	PaSP	Pi	PrSP	Tj
1	0,07	0,00	0,00	0,00	90,72	0,05	7,99	1,23
2	0,10	0,13	0,51	1,10	81,87	1,65	10,81	3,94
3	0,12	0,85	0,38	1,50	78,82	1,19	13,22	4,05
4	0,13	0,66	0,29	2,12	71,64	1,01	20,98	3,30
5	0,15	0,73	1,52	2,95	66,80	3,63	20,44	3,94
6	0,16	0,65	1,79	3,14	62,87	6,52	20,68	4,34
7	0,16	0,61	1,68	3,59	59,27	9,05	21,00	4,81
8	0,17	0,57	1,63	3,53	55,21	12,27	20,85	5,93
9	0,17	0,53	1,64	3,59	51,41	14,51	21,35	6,98
10	0,18	0,50	1,70	3,77	48,59	14,98	22,76	7,69
11	0,18	0,51	1,86	3,72	46,15	15,01	24,00	8,75
12	0,19	0,48	2,43	3,70	43,64	14,37	26,25	9,12
18	0,20	0,50	4,42	3,34	37,43	12,48	32,99	8,84
24	0,21	0,51	4,82	3,46	38,18	12,24	32,06	8,74

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 24 mostra que, passados 24 meses, 38,18% da variância do erro de previsão do preço ao atacado foi devido a choques na própria série, que agiu como formador dos preços no mercado, tendo sua trajetória se desenvolvido independentemente das séries PpSP, PvpSP e PvSP. Assim, verificou-se menor relação de influência das séries de preços ao produtor e ao varejo sobre a série de preço ao atacado, uma vez que o preço da carne nesse nível de mercado foi responsável pela maior proporção da variância do seu erro de previsão e por grande parte da variação do erro de previsão dos preços em nível de produtor e varejo, influenciando mais intensamente os preços da carne suína ao produtor e ao varejo do que sendo influenciado por eles.

Esse resultado é coerente com a hipótese do trabalho, segundo a qual o atacado é formador dos preços no mercado da carne suína. Além disso, tendo a série de preços da ração participando, após 24 meses, com 32,06% da variância do erro de previsão de PaSP, pode-se dizer que a série de preços ao atacado sofreu influência do preço do insumo agrícola, ajustando os preços da carne aos choques ocorridos no mercado do milho e da soja (Tabela 24). Esse efeito também foi observado sobre as séries de preços da carne ao produtor e varejo, e nas regiões catarinense e mineira.

Comparando os resultados obtidos pela DVEP com os já obtidos em outros estudos, Bliska (1989) mostrou, pela decomposição da variância do erro de previsão entre os preços da carne bovina ao produtor, atacado e varejo, que o preço ao produtor da carne de boi no Estado de São Paulo teve o maior poder explicativo sobre a dinâmica de sua trajetória, embora o preço ao produtor não tivesse sido uma variável essencialmente exógena.

Resultados semelhantes foram obtidos por Guimarães (1990) em estudo sobre a transmissão de preços da carne de frango no Estado de São Paulo. Esse autor constatou que a maior parcela da decomposição da variância do erro das séries em seu modelo deveu-se à variável preço do frango ao produtor, que dominou as trajetórias dos preços ao atacado e varejo.

Bittencourt (1995), também analisando a formação de preços no mercado da carne de frango, obteve a decomposição da variância do erro de previsão. Os resultados mostraram que o preço ao produtor foi autoexplicativo e exógeno no sistema. Esse resultado reflete o fato de o preço do frango ao produtor ser fixado antecipadamente pelo atacado, não descartando dessa forma a liderança de preços pelos frigoríficos em favor dos produtores.

Tais trabalhos apresentaram resultados diferentes dos encontrados no mercado da carne suína no mercado paulista, onde os mesmos procedimentos indicaram que, para o mercado da carne suína dessa região, a variância do erro de previsão ao atacado tem mais

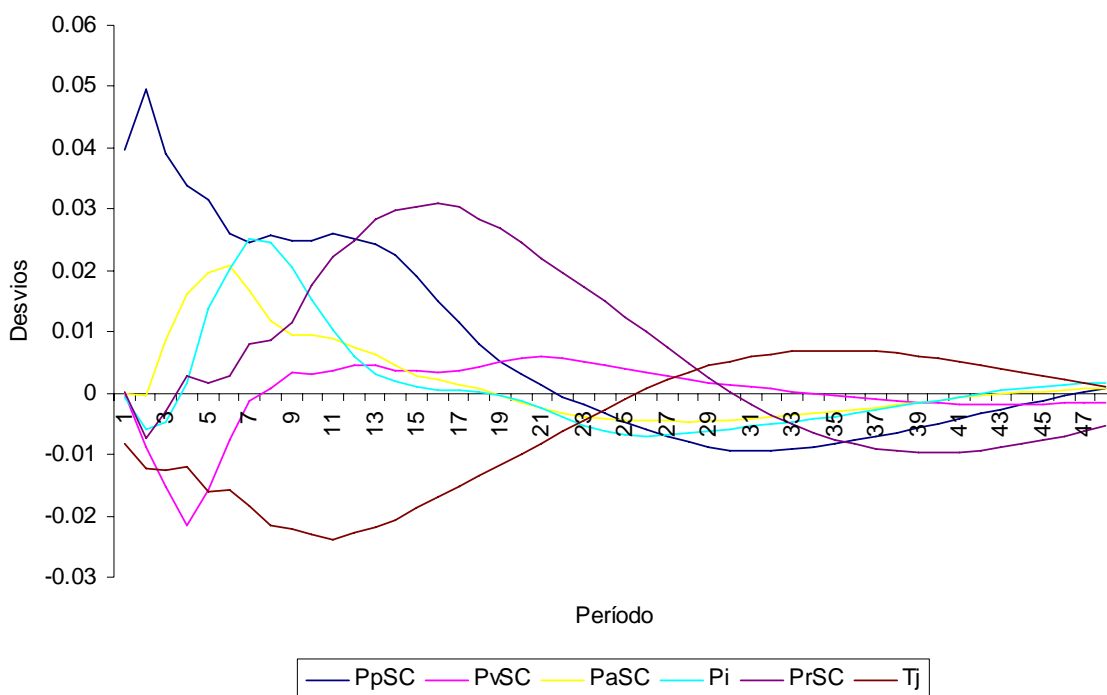
influência sobre ela mesma e sobre os preços ao produtor e varejo do que nos outros estudos realizados e do que nos mercados da carne suína catarinense e mineira.

#### **4.1.4.2. Função Impulso-Resposta dos preços em cada segmento de mercado**

Por meio da Função Impulso-Resposta (FIR), foram obtidas as respostas do impacto de um choque não antecipado no modelo sobre cada série, mostrando a propagação dos impulsos no horizonte temporal, sua intensidade e o intervalo de tempo necessário para que seus efeitos sejam eliminados.

As primeiras FIRs foram obtidas para as séries de preços de Santa Catarina. A resposta aos choques para a série de preços ao produtor catarinense encontra-se na Figura 14, a qual mostra que os choques próprios são os principais responsáveis pela instabilidade de PpSC. A série PpSC mostrou-se também sensível às mudanças nas demais variáveis, e a figura indica que os desvios resultantes das inovações convergiram e que os impactos em qualquer uma das séries do sistema perderam lentamente seus efeitos sobre o preço da carne ao produtor catarinense.

A inovação no modelo elevou a instabilidade do preço ao produtor e evidenciou que o choque de um desvio-padrão em PpSC promoveu um desvio imediato de 0,04% nessa série de preços, tendo a PpSC voltado ao seu nível inicial em 21 meses. Observa-se também que um aumento do preço ao produtor elevou o próprio preço, pois os desvios apresentaram-se positivos, ou seja, estando o modelo inicialmente em equilíbrio, um choque de alta de um desvio-padrão em PpSC elevou o desvio-padrão desta série nos primeiros meses após o choque. Contudo, o efeito reduziu lentamente a partir do segundo mês, quando atingiu o maior nível de desvio sobre PpSC (0,05%). Análise similar pode ser feita para os efeitos dos choques nas demais variáveis (Figura 14).



Fonte: Resultados da pesquisa.

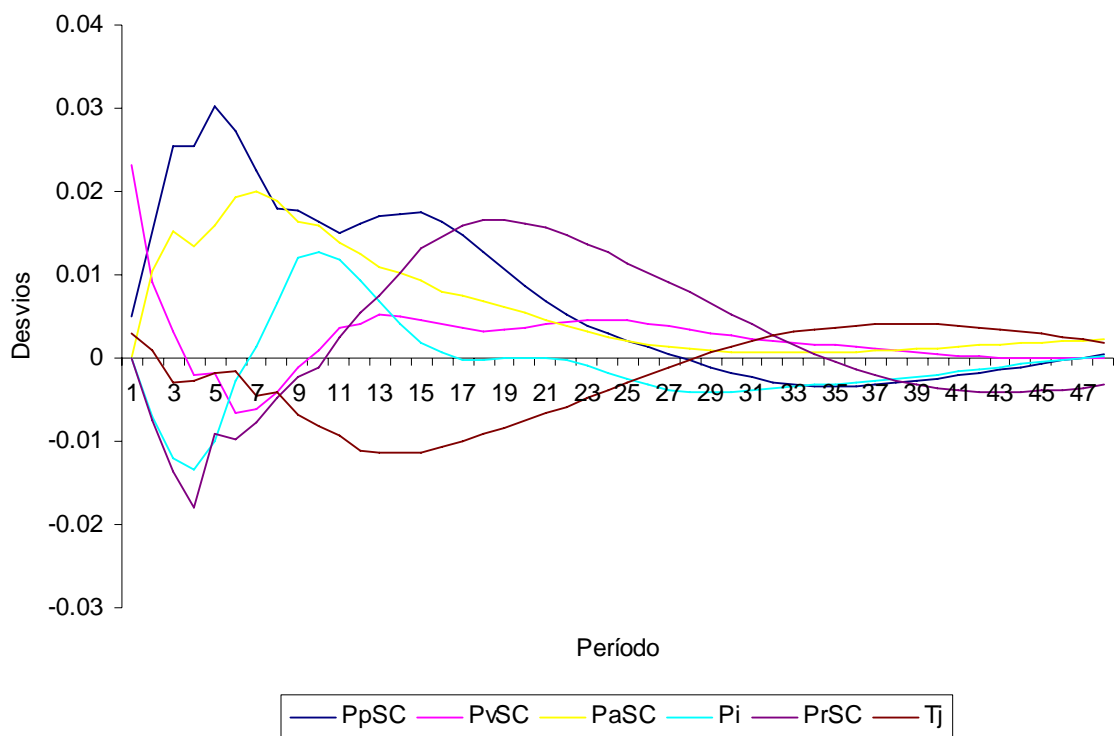
Figura 14 - Resposta da série de preços ao produtor em Santa Catarina devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

A FIR para a PpSC mostra que esta série relacionou-se positivamente com o preço ao produtor e atacado desde o primeiro mês após o impacto e com a série de preços no mercado internacional e da ração depois de três meses do choque nessas duas variáveis. Todavia, o impacto resultante de Pi e PrSC sobre PpSC não foi significativamente diferente de zero até o terceiro mês. Além disso, PpSC respondeu negativamente aos choques nas séries ao varejo e com a taxa de juros até o oitavo e vigésimo quinto mês.

Dessa forma, enquanto um aumento no preço da carne ao produtor, ao atacado, no mercado internacional e da ração tendem a elevar os preços da carne ao produtor, aumentos nos preços da carne ao varejo e da taxa de juros tendem a reduzir os preços ao produtor. Isso mostra que a taxa de juros comporta-se como um custo de oportunidade do produto. Portanto, uma elevação da taxa de juros tende a elevar a venda dos animais, reduzindo o plantel e o preço da carne ao produtor. Enquanto isso, uma elevação do preço da ração, principal insumo de produção da carne, eleva os custos que, conseqüentemente, reduz a produção e eleva o preço do suíno. Porém, os efeitos das variações nos preços da ração e na taxa de juros sobre o preço da carne ocorrem especialmente de forma retardatária.

Em relação ao preço varejista catarinense, as alterações nessa variável foram provocadas, sobretudo por choques ao preço do produtor. Embora os choques próprios tivessem significativo impacto sobre as mudanças em PvSP no primeiro mês, apresentando um desvio aproximado de 0,02%, seu efeito não promoveu os maiores desvios na série após esse período (Figura 15).

Semelhantemente aos resultados obtidos para a série de preço ao produtor, os choques sobre o preço varejista perduraram ao longo do tempo e o preço varejista absorveu lentamente as inovações ocorridas. Notou-se também que um aumento no nível do preço ao produtor e atacado elevou o preço ao varejo, indicando que o PvSC transmitiu os preços recebidos de PpSC e PaSC, bem como o próprio preço, no mesmo sentido ao longo do tempo. Ou seja, choques altistas dos preços ao produtor, ao atacado e no varejo elevaram o nível de PvSC, porém, passados os meses, o preço ao varejo voltou ao seu nível inicial (Figura 15).



Fonte: Resultados da pesquisa.

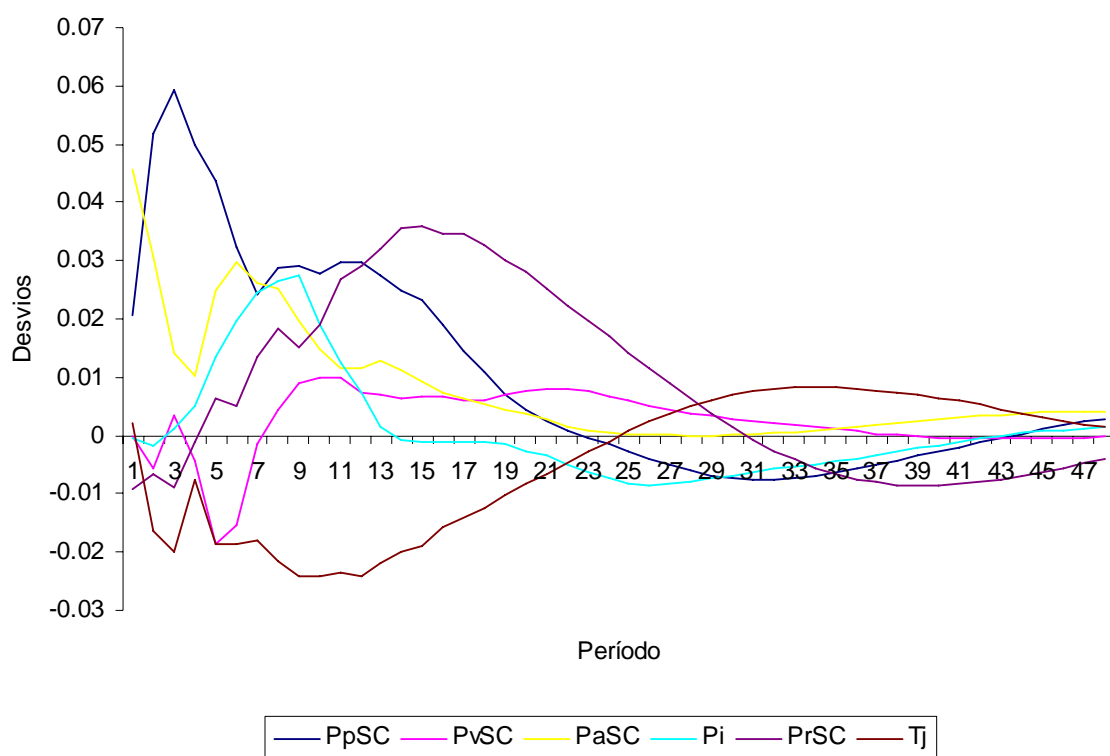
Figura 15 - Resposta da série de preços ao varejo em Santa Catarina devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

Pela FIR, logo após o primeiro mês de incidência da inovação, o efeito do choque próprio sobre PvSC é ultrapassado pelos efeitos dos choques em PpSC e PaSC, tendo o efeito do choque de um desvio-padrão em PpSC sobre PvSC atingido 0,03% no quinto mês. Por sua vez, os choques nas demais variáveis, embora elevem os desvios na série

varejista, tiveram efeitos variados, com alternância de sinal nos desvios e, conseqüentemente, nos preços. Assim, por exemplo, o impacto da elevação no preço ao varejo tendeu a aumentar o preço varejista, exceto para o período entre o terceiro e o nono mês. Entretanto, o impacto de uma inovação de um desvio-padrão em PvSC foi menor que 0,01% desvio após o primeiro período de incidência do choques (Figura 15).

Em relação à resposta de PvSC ao impacto em Pi, PrSC e Tj, os efeitos também foram semelhantes aos obtidos para a FIR de PpSC, porém a série de preços ao produtor reagiu mais rapidamente aos choques próprios (Figura 15). Além disso, o impacto da inovação na taxa de juros sobre PpSC foi mais expressivo, indicando que comparando os desvios de preços ao produtor e varejo, os desvios no preço ao produtor foram mais influenciados pela taxa de juros, sendo o mesmo válido para os impactos sobre a série de preços insumo agrícola e sobre a série de preços no mercado internacional.

Quando analisada a resposta da série de preços ao atacado, notou-se também que os principais desvios nessa série foram ocasionados pelo choque na série de preços ao produtor, por choques próprios e no preço da ração, bem como que os choques na série de preços da carne ao varejo apresentaram o menor impacto sobre PaSC. Como nos demais casos, todas as inovações convergiram e mostraram a estabilidade do modelo (Figura 16).

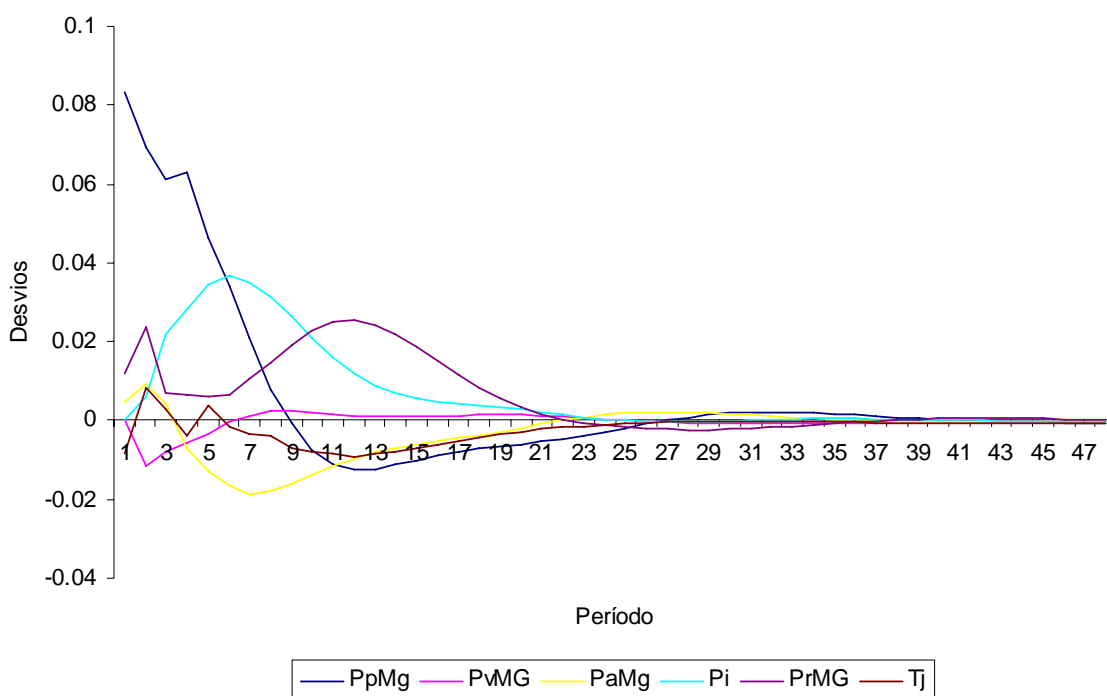


Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 16 - Resposta da série de preços ao atacado em Santa Catarina devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

Em resumo, as FIRs obtidas para as séries de preços da carne em níveis de mercado catarinense mostraram a importância do preço ao produtor na determinação do comportamento temporal dos preços ao atacado e varejo. As respostas indicam que as trajetórias das séries PpSC, PaSC e PvSC tendem a seguir as trajetórias de PpSC, ou seja, as elevações ou reduções dos preços ao produtor devem elevar ou reduzir os preços nos demais níveis de mercado. Resultados análogos foram obtidos para os efeitos das inovações em PaSC, Pi e PrSC. Por outro lado, aumentos na taxa de juros promoveram, na maior parte do período de análise, a queda nos preços da carne nos segmentos de mercado, indicando que essa variável apresentou-se como um custo de oportunidade aos agentes dessa cadeia produtiva.

No que diz respeito às FIRs para o mercado mineiro, os resultados encontram-se nas Figuras 17, 18 e 19. A primeira traz o efeito de um choque não antecipado no sistema sobre a série de preços da carne ao produtor. Observa-se que choques próprios promoveram o maior impacto sobre a trajetória de PpMG, que convergiu oito meses após a ocorrência da inovação, tendo a série de preços ao produtor absorvido o choque no modelo.



Fonte: Resultados da pesquisa.

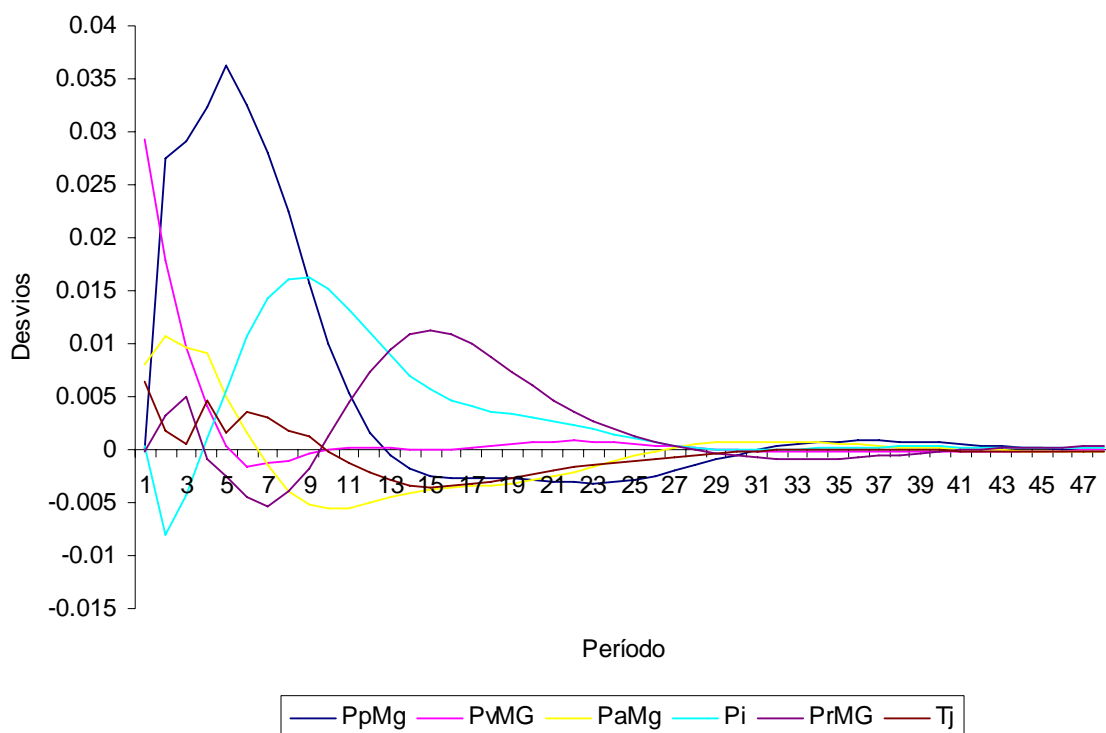
Figura 17 - Resposta da série de preços ao produtor em Minas Gerais devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

Comparando esses resultados com os obtidos para a série de preços ao produtor catarinense, percebe-se que os impactos no modelo referente ao mercado mineiro foram absorvidos com maior rapidez, indicando que, embora os choques no mercado da carne suína mineira tendam a promover a instabilidade dos preços da carne no Estado, estes voltam aos seus níveis iniciais em um menor intervalo de tempo, tanto em nível de produtor, quanto atacado e varejo, como pode ser visto nas Figuras 17, 18 e 19. Isso mostra maior poder de resposta dos produtores independentes no ajuste da produção em relação aos produtores catarinenses, que, por terem a venda da produção garantida pelas agroindústrias, podem ajustar mais lentamente a produção.

Adicionalmente, os mecanismos de propagação dos choques indicam que um aumento no preço da carne ao produtor e no mercado externo, provocado, por exemplo, pela elevação da demanda ou queda no número de abates, eleva os preços ao produtor em Minas Gerais, como ocorrido inicialmente em Santa Catarina.

Em relação aos impactos nos preços dos insumos de produção e de comercialização, nota-se que o efeito resultante da elevação de um desvio-padrão no preço da ração é superior ao efeito do impacto na série de preços da taxa de juros, o que já era esperado, visto que o milho e a soja são os principais insumos de produção da carne suína. Além disso, enquanto um aumento do preço da ração eleva o preço da carne, a elevação da taxa de juros elevou o preço da carne entre o segundo e o terceiro período e no quinto mês, tendo funcionado nos demais períodos como um custo de oportunidade da atividade, uma vez que um choque altista da taxa de juros resultou em desvios negativos do preço da carne ao produtor (Figura 17).

Para a série de preços ao varejo em Minas Gerais, os resultados mostraram que, entre as variáveis, os preços ao varejo e ao produtor tiveram os maiores impactos sobre a série PvMG e que os efeitos das inovações dissiparam-se (Figura 18).

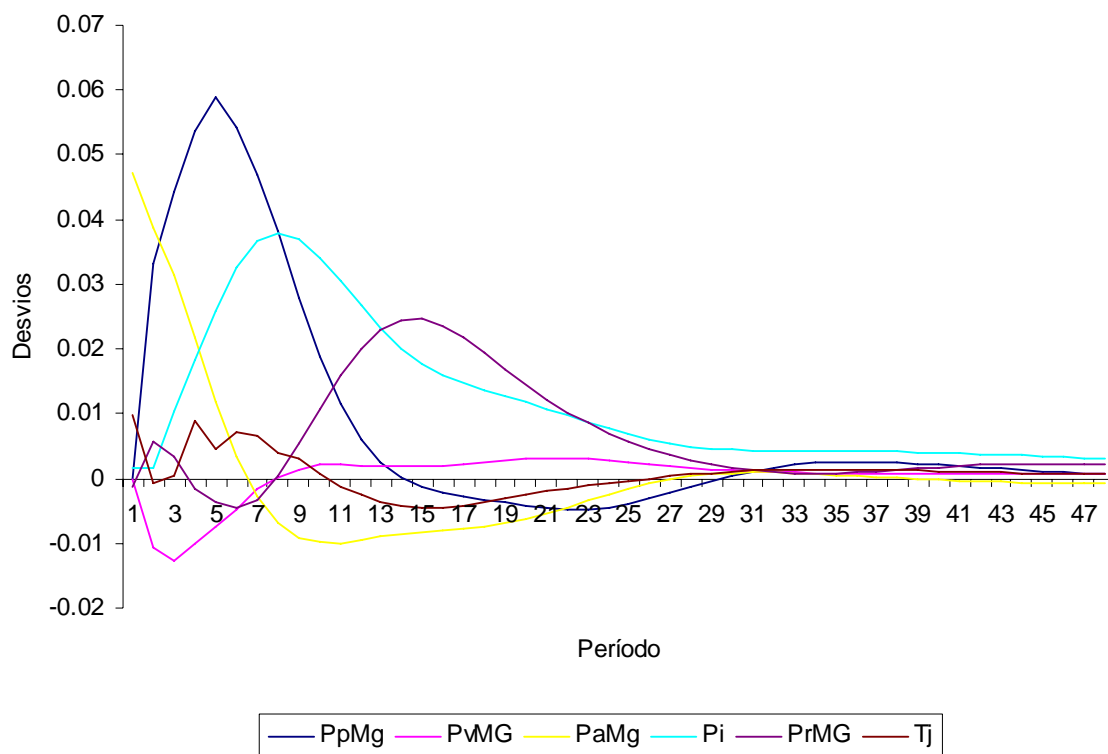


Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 18 - Resposta da série de preços ao varejo em Minas Gerais devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

De forma semelhante ao resultado obtido para a série PpMG (Figura 17) e para PaMG (Figura 19), o preço da carne ao varejo mineiro teve como principal variável explicativa o preço ao produtor, resultado similar ao encontrado na decomposição da variância do erro de previsão para essa região. Além disso, os preços ao produtor, atacado e varejo em Minas Gerais tenderam a responder positivamente aos choques nas séries, ou seja, os aumentos nos preços da carne e da ração foram em sua maioria transmitidos como aumentos nos preços.

Em relação ao preço atacadista, as principais séries responsáveis pela sua oscilação foram os preços ao atacado e ao produtor. Como nas demais séries, os movimentos em PaMG também foram ocasionados por choques no preço internacional e no insumo agrícola (Figura 19).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 19 - Resposta da série de preços ao atacado em Minas Gerais devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

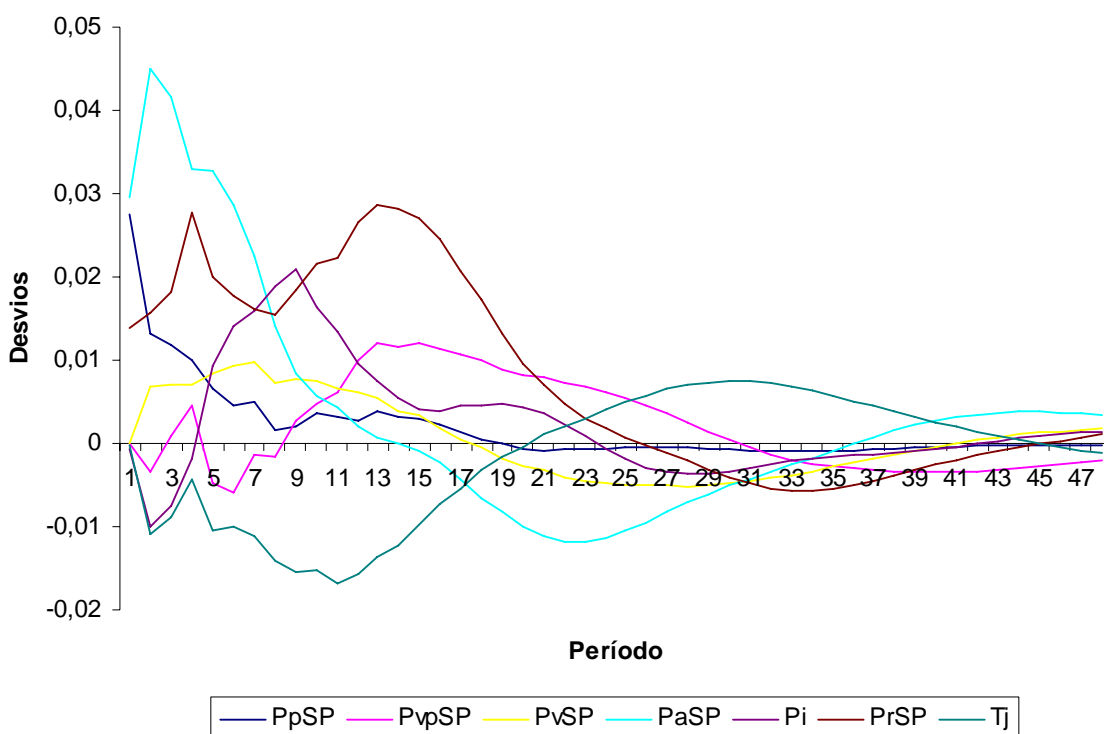
Além disso, os impactos da série de preços ao atacado sobre ela própria foram rapidamente superados pelos impactos ocorridos nos preços ao produtor. Como nos elos da cadeia atacado e varejo essa superação ocorreu após o primeiro mês de incidência da inovação. Dessa forma, políticas agrícolas que tendem a estabilizar o mercado da carne suína em Minas Gerais e em Santa Catarina devem ser mais eficazes quando atuam sobre os preços ao produtor nessas duas regiões, pois seus efeitos tendem a se refletir com maior intensidade sobre o mercado, inclusive no preço varejista, que é pago pelo consumidor.

Resultado semelhante foi constatado por Bliska (1989) e Guimarães (1990) para o mercado do boi gordo e de frango no Estado de São Paulo, respectivamente; em que os efeitos das inovações no preço ao produtor do boi gordo e de frango persistiram de forma mais longa e com maior intensidade sobre os níveis de mercado atacado e varejo, mostrando que um choque de preço ao produtor tende a promover maior instabilidade nesses mercados.

Para o mercado de frango, Guimarães (1990) verificou que o efeito de um aumento no preço da carne ao produtor paulista sobre os preços ao produtor, atacado e varejo dura entre 17 e 18 meses. Já os resultados de Bliska (1989) mostram que, incidido o choque

sobre o preço da carne bovina ao produtor paulista, os preços ao produtor, atacado e varejo convergem e voltam aos seus níveis iniciais entre 20 e 24 meses.

Para o mercado da carne suína paulista, a Figura 20 apresenta os impactos de um desvio-padrão no modelo sobre o preço da carne ao produtor, mostrando que o efeito de uma inovação na série de preços ao atacado foi responsável pelo maior impacto sobre a PpSP. A FIR indica que o efeito de PaSP apresentou-se expressivo já no primeiro período, atingindo o máximo no segundo mês. O impacto proporcionado pelo choque próprio e no preço da ração promoveram consideráveis desvios em PpSP. Como as oscilações se dissiparam ao longo do tempo, verifica-se também que o modelo estimado é estável.



Fonte: Resultados da pesquisa.

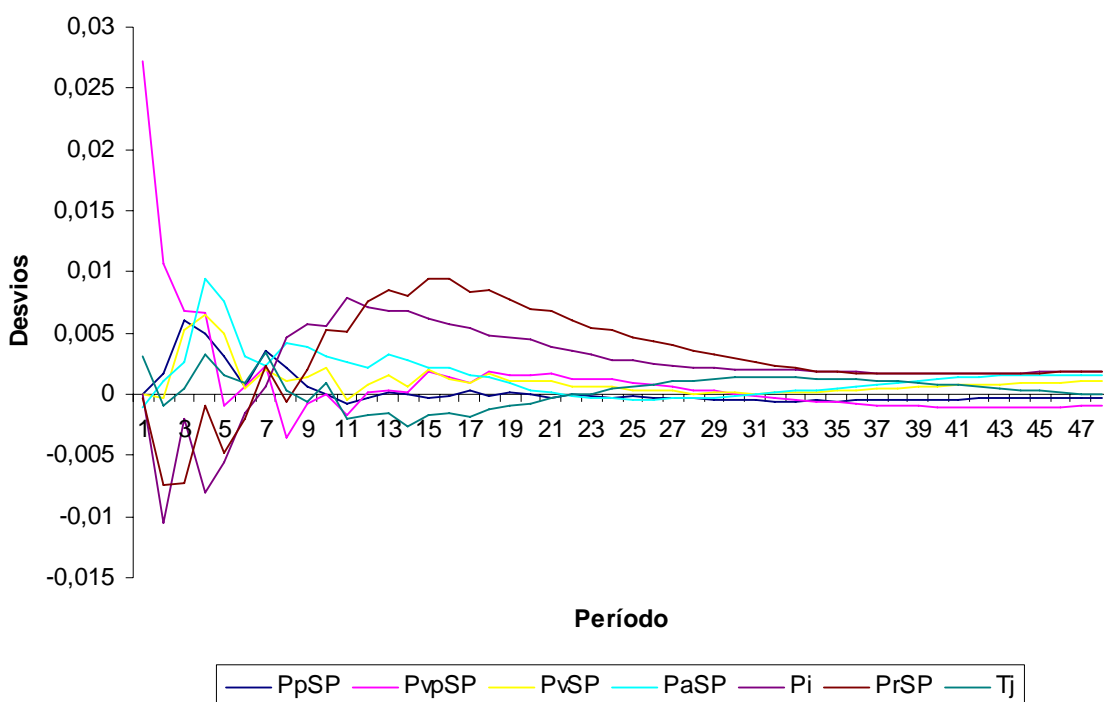
Figura 20 - Resposta da série de preços ao produtor em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

Comparando esses resultados com os obtidos para o preço da carne ao produtor em Santa Catarina e em Minas Gerais, nota-se que o preço ao produtor paulista responde mais intensamente aos choques atacadistas, diferentemente dessas outras duas regiões, em que a maior instabilidade no preço da carne no mercado teve origem no preço ao produtor.

A dinâmica dos desvios obtidos para a série PpSP mostra também que aumentos nos preços ao produtor, ao atacado e na ração elevam os preços ao produtor, de modo semelhante às respostas encontradas para o preço pago aos produtores catarinense e mineiro. Assim, espera-se que condições adversas que elevem os preços do milho e da

soja, resultantes de geadas, secas, doenças e excesso de demanda, ao elevarem o preço desses insumos, aumentam também o custo de produção, reduzindo a produção e elevando o preço da carne suína ao produtor.

Em relação ao preço da carne ao varejo processada, os resultados são apresentados na Figura 21. Nota-se que a variação nessa série foi o principal fator responsável pela sua instabilidade, e que a variação do preço da ração, no preço da carne no mercado internacional, no preço da carne nos segmentos atacado, varejo e produtor, e na série da taxa de juros também contribuiu na variação do preço da carne ao varejo industrializada, respectivamente.

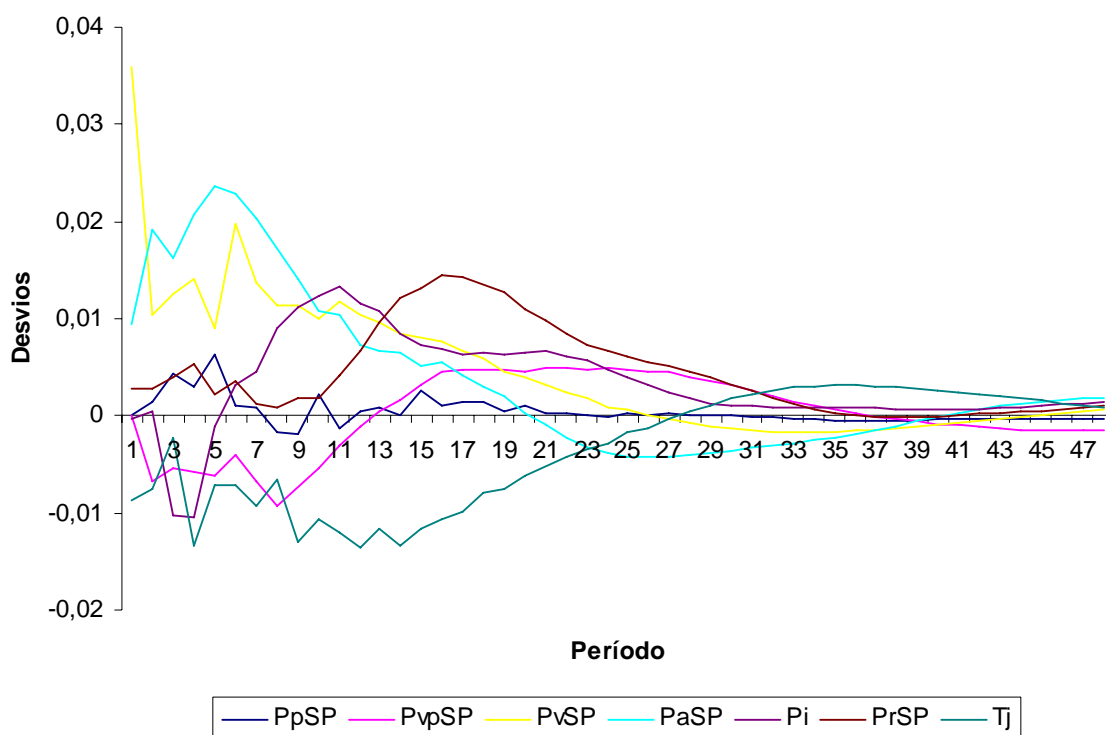


Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 21 - Resposta da série de preços ao varejo da carne processada em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

A resposta do preço da carne ao varejo *in natura* em relação às inovações indica que as principais séries impactantes sobre PvSP foram os choques próprios, ao atacado, preço da ração, preço no mercado internacional e da taxa de juros; seguidos pelos preços da carne ao varejo processada e ao produtor. Em termos de desvio, as inovações repercutiram e se dissiparam (Figura 22).

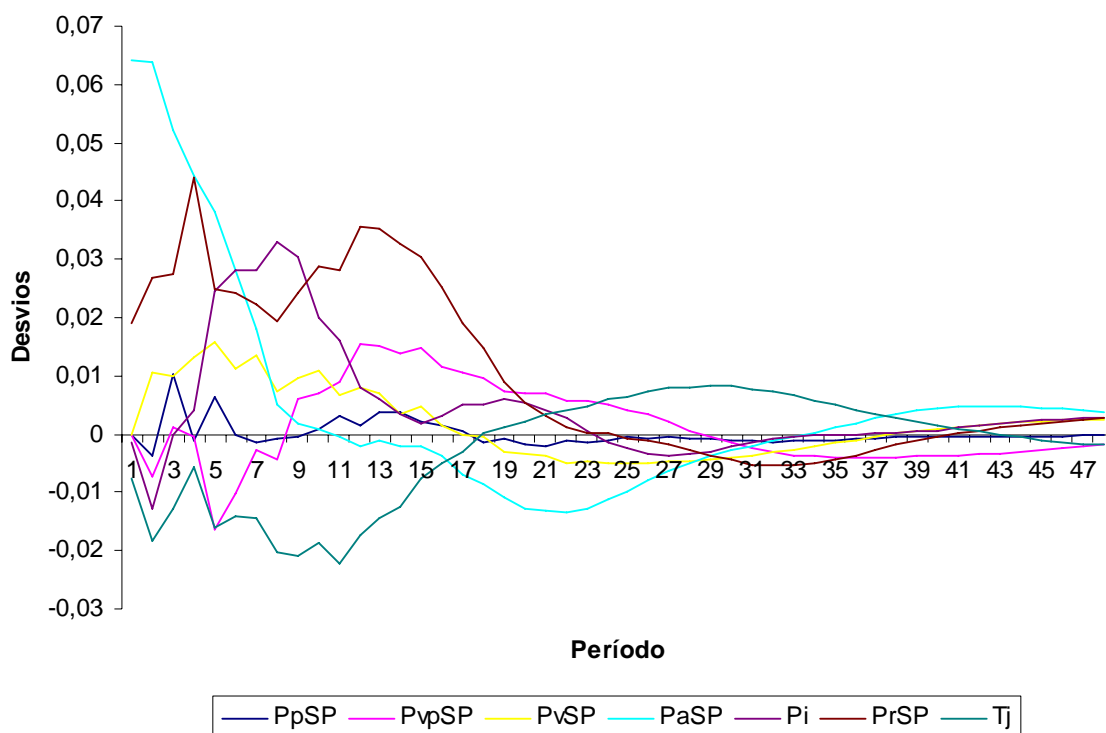
Os resultados mostram também que o impacto da inovação no preço da carne ao atacado sobre o preço da carne *in natura* foi superior ao efeito sofrido pelo preço da carne processada – semelhante ao obtido pela decomposição da variância do erro de previsão para essas duas séries – o que pode ser explicado pelo fato de o preço da carne ao atacado referir-se ao preço atacadista *in natura* e não industrializada.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 22 - Resposta da série de preços ao varejo da carne *in natura* em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

No que se refere ao preço atacadista, a principal causa de sua instabilidade deve-se a choques próprios, seguidos pelos choques no insumo agrícola, na série de preços internacional e no insumo de comercialização. Assim, os resultados para o mercado da carne suína de São Paulo diferem dos encontrados para os mercados de Santa Catarina e Minas Gerais, nos quais se detectou influência do preço ao produtor sobre os demais níveis de mercado (Figura 23).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 23 - Resposta da série de preços ao atacado em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 08/2008.

A explicação é que na região Sul, o sistema de produção integrado é predominante e caracteriza-se pelo forte elo entre suinocultores e empresas processadoras, que verticalizam a cadeia. Geralmente é estabelecido algum tipo de contrato antes da comercialização da produção, que estabelece o preço da carne antecipadamente. Assim, embora os frigoríficos sejam líderes de mercado na região, os preços tendem a se ajustar inicialmente ao produtor.

Já no Estado de Minas Gerais, embora o teste de causalidade não tenha detectado liderança de preços, a DVEP e a FIR forte influência dos preços ao produtor sobre os segmentos atacado e varejo, o que está vinculado aos fortes choques de oferta neste mercado e os produtores não possuem nenhum tipo de contrato com as empresas processadoras e assumem todo o risco de produção e comercialização, tendo estes ajustado mais rapidamente a produção as condições de mercado.

Embora não apresentadas, as FIRs também foram obtidas para as séries de preços internacional, da ração e da taxa de juros. Em todos os casos os desvios convergiram e evidenciaram estabilidade dos modelos e observou-se que os principais fatores responsáveis pelos desvios dessas séries foram os choques próprios. Esse comportamento tipicamente exógeno também foi observado nos resultados da DVEP, em que a variação

destas séries deve-se a variações ocasionadas por outras variáveis não consideradas no modelo.

## 4.2. Comportamento dos preços entre as regiões

### 4.2.1. Sentido da transmissão de preços entre as regiões

Os resultados do teste de causalidade pelo método VAR com as séries de preços em nível para a relação entre os preços de Minas Gerais e São Paulo não rejeitaram a hipótese nula de não causalidade de transmissão de preços de PaMG para PaSP. Contudo, o mesmo teste rejeitou a hipótese nula de não causalidade de transmissão de preços de PaSP para PaMG em nível de significância de 10%, identificando causalidade unidirecional dos preços de São Paulo para Minas Gerais (Tabela 25).

Tabela 25 - Sentido da transmissão das variações de preços entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

Hipótese nula	Teste de causalidade			
	$\chi^2$ <sup>1</sup>	P-valor	Defasagem <sup>2</sup>	Decisão
PaMG não causa PaSP	10,63	0,224	8	NR
PaSP não causa PaMG	13,51	0,097*	8	R
PaMG não causa PaSC	12,44	0,014**	4	R
PaSC não causa PaMG	9,28	0,055*	4	R
PaSP não causa PaSC	14,45	0,071*	8	R
PaSC não causa PaSP	26,13	0,001***	8	R
PaMG não causa Pi	12,14	0,002***	2	R
Pi não causa PaMG	8,22	0,016**	2	R
PaSP não causa Pi	4,19	0,123	2	NR
Pi não causa PaSP	8,44	0,015**	2	R
PaSC não causa Pi	5,58	0,061*	2	R
Pi não causa PaSC	5,60	0,061*	2	R

\*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

<sup>1</sup>Teste de Wald. <sup>2</sup>Indicada pelos critérios de informação FPE, AIC, SC e HQ, e pela ordem de eliminação de autocorrelação nos resíduos do modelo. R: rejeição da hipótese nula. NR: não rejeição da hipótese nula.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação aos preços em Minas Gerais e Santa Catarina, o teste rejeitou a hipótese nula de não transmissão de preços de PaMG para PaSC e de PaSC para PaMG em nível de significância de 5% e 10%. A identificação de causalidade bidirecional dos preços também foi verificada entre as séries de preços em São Paulo e em Santa Catarina, tendo PaSP causado PaSC e PaSC causado PaSP em nível de significância de 10% e 1%, detectando-se bicausalidade entre as séries PaSP e PaSC (Tabela 23).

Nesse sentido, os resultados mostraram semelhança na formação dos preços no mercado da carne suína e no mercado da carne bovina. No mercado do boi gordo, Zilli et al. (2008) evidenciaram que não há um mercado dominante na formação do seu preço, pois, pelos testes de causalidade encontraram bicausalidade entre todas as praças analisadas. Segundo esses autores, resultado semelhante foi obtido por Zen (1997), que apontou também causalidade bilateral na maioria das regiões analisadas na formação do preço do boi gordo.

No mercado da carne suína, também não houve uma única região formadora de preços, pois constatou-se bicausalidade na transmissão de preços entre as séries PaMG e PaSC, PaSP e PaSC e unicausalidade de PaSP para PaMG. Rosado (2006), ao analisar a integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos, verificou que, embora esse seja composto pelos Estados do Mato Grosso, Mato Grosso de Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, este último foi o que liderou as variações nos preços da carne suína ao produtor no curto prazo; após um desequilíbrio no mercado, os preços em Minas Gerais, Rio de Janeiro e Santa Catarina tiveram os mais rápidos ajustamentos, em termos de perfis de persistência de um choque no modelo, considerando o Estado de São Paulo como base.

Bittencourt (1995), ao analisar a formação de preços no mercado de frango, embora concluísse pelo elevado grau de interação nos três principais Estados produtores de carne de frango, detectou forte influência dos preços em Santa Catarina sobre os preços no Paraná e sobre os preços em São Paulo, e de São Paulo sobre Paraná. Para esse autor, a liderança catarinense na formação dos preços deve-se principalmente à sua condição de maior produtor da carne e por ter o mais alto grau de integração e liderar a geração de tecnologia desse setor. Já a influência de São Paulo na formação dos preços do Paraná é justificada por ele ser o maior consumidor e possuir o maior plantel de matrizes.

Assim, a transmissão de preços da carne suína de São Paulo para Minas Gerais pode também estar vinculada ao fato de o primeiro além de um dos maiores produtores dessa carne, ser também o principal consumidor do produto. Além disso, São Paulo é um importante formador de preços de produtos agrícolas, concentrando boa logística e um grande volume fluxo de informações e de comércio de *commodities*.

Por sua vez, a relação de bicausalidade na transmissão dos preços entre os Estados de Minas Gerais e Santa Catarina evidencia a troca mútua de informações entre essas regiões e, por conseguinte, entre os sistemas de produção independente e integrado. A influência de Santa Catarina sobre o preço mineiro, deve-se também à posição do Estado

catarinense como maior representante do setor suinícola, possuindo a maior produção e integração entre os segmentados da cadeia.

Minas Gerais também é um dos maiores produtores e consumidores da carne suína e possui uma atividade altamente tecnificada, com alto nível de produtividade. Embora destinem parte de sua produção a outros Estados (PINHEIRO, 2000; MOURA et al., 2004; ROCHA, 2006), as indústrias de abate e processamento também importam o produto quando conseguem preços melhores nos outros Estados (PINHEIRO, 2000). Como parte da importação mineira tem como procedência os Estados do Sul, entre eles o de Santa Catarina, há também uma relação de interdependência entre os preços dessas duas regiões.

No que diz respeito aos preços domésticos e externos, verificou-se neste trabalho relação bicausal entre os preços de Minas Gerais e nos do mercado internacional a 5% de probabilidade e entre os preços de Santa Catarina e internacional a 10% de probabilidade, bem como relação de causalidade unidirecional do preço no mercado internacional sobre os preços de São Paulo a 5% de probabilidade, evidenciando forte relação entre os preços domésticos e externos (Tabela 25).

O teste de autocorrelação LM foi aplicado para verificar a possível ocorrência de correlação serial nos resíduos dos modelos. Conforme a Tabela 26, os modelos estão livres desse problema, pois a hipótese nula de ausência de correlação dos resíduos não foi rejeitada. Todas as estatísticas calculadas do teste foram menores que as estatísticas tabeladas.

Tabela 26 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos dos modelos entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

Defasagem	Relação (PaMG;PaSP)	P-valor	Relação (PaMG;PaSC)	P-valor	Relação (PaSP;PaSC)	P-valor
	Estatística		Estatística		Estatística	
1	2,325	0,676	7,619	0,107	4,168	0,384
2	3,727	0,444	6,325	0,177	1,745	0,783
3	4,749	0,314	7,052	0,134	1,891	0,756
4	1,006	0,909	4,905	0,298	7,662	0,105
5	2,324	0,677	0,802	0,939	3,651	0,455
6	1,946	0,746	3,474	0,482	2,963	0,564
7	2,605	0,626	5,784	0,216	1,158	0,885
8	2,684	0,612	1,421	0,841	4,542	0,338

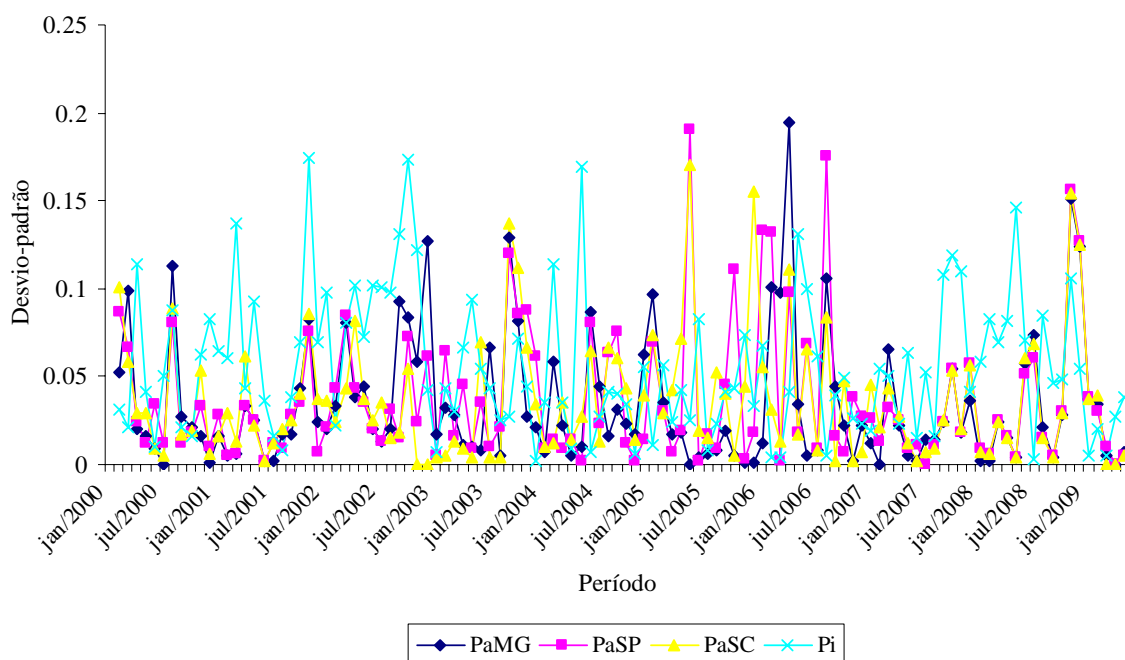
Defasagem	Relação (PaMG;Pi)	P-valor	Relação (PaSC;Pi)	P-valor	Relação (PaSP;Pi)	P-valor
	Estatística		Estatística		Estatística	
1	4,960	0,291	0,970	0,914	0,766	0,943
2	2,288	0,683	0,275	0,991	0,533	0,970
3	4,691	0,321	2,577	0,631	5,296	0,258
4	0,959	0,916	2,334	0,675	0,234	0,994
5	6,511	0,164	2,359	0,669	3,427	0,489
6	0,916	0,922	3,688	0,449	4,925	0,295
7	4,919	0,296	8,251	0,083*	6,067	0,194
8	2,629	0,622	2,061	0,725	2,766	0,598

Hipótese nula:  $H_0$  = ausência de autocorrelação serial. Hipótese alternativa:  $H_a$  = presença de autocorrelação serial. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

#### 4.2.2. Análise da volatilidade dos preços entre as regiões

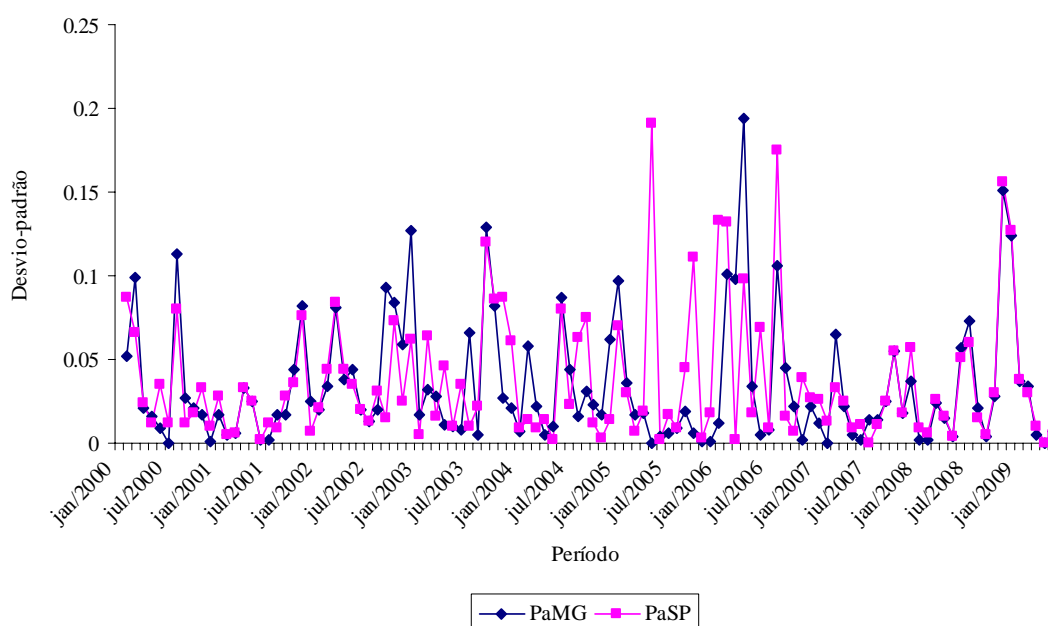
Após os testes de causalidade, realizou-se a análise gráfica da volatilidade dos preços nos referidos mercados. O indicador utilizado foi o desvio-padrão das séries em logaritmo natural, e os resultados encontram-se na Figura 24, 25 e 26.



Fonte: Resultados da pesquisa.

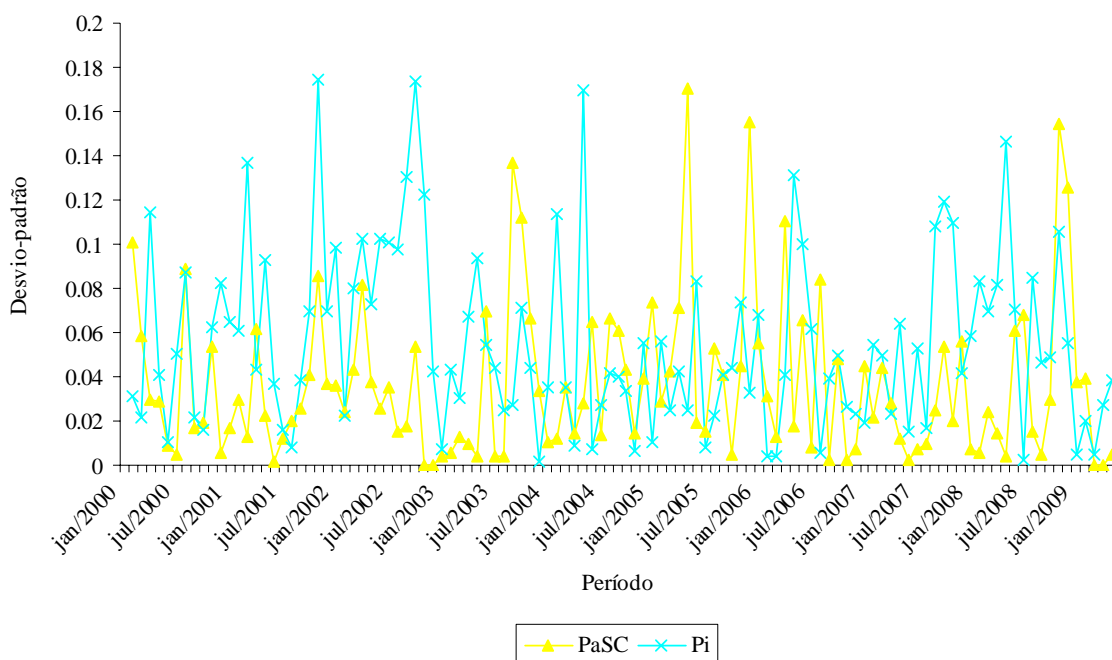
Figura 24 - Volatilidade das séries de preços da carne suína nas regiões, 01/2000 a 06/2009.

Pela Figura 24, todas as séries apresentaram-se instáveis, indicando que os preços são constantemente ajustados às condições de mercado, com a série de preços catarinense e no mercado internacional mostrando o maior grau de volatilidade, como é melhor visualizado nas Figuras 25 e 26.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 25 - Volatilidade das séries de preços da carne suína em Minas Gerais e em São Paulo, 01/2000 a 06/2009.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 26 - Volatilidade das séries de preços da carne suína em Santa Catarina e no mercado internacional, 01/2000 a 06/2009.

A alta instabilidade dos preços nacionais da carne verificada nos anos de 2004, 2005 e 2006, refere-se a vários fatores ocorridos no mercado de carnes nacional que agiram negativamente no desenvolvimento do setor e levaram a intensa oscilação dos preços nesses períodos.

Na Tabela 27 são apresentadas às estatísticas descritivas das séries. O indicador coeficiente de variação mostra que o maior nível de oscilação das séries deve-se aos preços no mercado internacional e em Santa Catarina, embora não tenham sido detectadas diferenças discrepantes entre os desvios em termos médios da série catarinense em relação às séries paulista e mineira. Pela tabela, a série Pi oscilou 21,61% em torno de sua média, tendo as séries PaSP, PaMG e PaSC oscilado 13,68%, 13,28% e 13,92%, respectivamente.

Tabela 27 - Análise das propriedades estatísticas das séries de preços das regiões, 01/2000 a 06/2009

Indicadores	PaSP	PaMG	PaSC	Pi
Média	1,382	1,423	1,372	1,462
Desvio-padrão	0,189	0,189	0,191	0,316
Coeficiente de variação	13,68	13,28	13,92	21,61

Fonte: Resultados da pesquisa.

Avaliou-se também a possibilidade da transmissão dos choques incididos na cadeia da carne suína em forma de volatilidade de preços entre as localidades. Essa análise é de grande importância, pois existe uma gama de fatores responsáveis pela instabilidade nesse mercado. Assim, detectar o sentido da volatilidade dos preços é uma forma de os agentes se precaverem contra os riscos desse mercado.

Entretanto, antes da análise, foi realizado o teste de LM nos resíduos dos modelos que justificassem o uso do modelo BEEK, uma vez que este é utilizado apenas quando os resíduos apresentam volatilidade heterocedástica. Realizado o teste, apenas as relações entre as séries de preços PaMG e PaSP, PaSP e PaSC, e PaMG e Pi, tiveram a presença de volatilidade com padrão ARCH (Tabela 28).

Tabela 28 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para heterocedasticidade condicional nos resíduos dos modelos entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

Defasagem	Relação (PaMG;PaSP)		Relação (PaMG;PaSC)		Relação (PaSP;PaSC)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	6,878	0,650	11,518	0,242	10,483	0,313
2	17,163	0,512	24,111	0,151	39,250	0,003***
3	38,135	0,076*	28,360	0,393	42,476	0,029**
4	45,917	0,125	46,502	0,113	48,784	0,076*
5	59,450	0,073*	50,477	0,266	57,782	0,096*
6	61,735	0,219	53,514	0,493	60,971	0,240
7	64,853	0,412	76,188	0,123	95,215	0,005***
8	79,858	0,246	81,206	0,214	98,257	0,022**

Defasagem	Relação (PaMG;Pi)		Relação (PaSC;Pi)		Relação (PaSP;Pi)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	17,199	0,046**	6,995	0,638	7,582	0,577
2	22,754	0,200	16,823	0,535	16,005	0,592
3	31,936	0,235	28,720	0,375	23,848	0,639
4	39,896	0,301	39,304	0,324	31,014	0,705
5	44,226	0,505	51,631	0,231	37,372	0,783
6	49,201	0,660	57,943	0,332	42,952	0,860
7	52,356	0,828	62,827	0,482	48,349	0,913
8	65,283	0,699	68,702	0,588	54,983	0,932

Hipótese nula:  $H_0$  = resíduos homocedásticos. Hipótese alternativa:  $H_a$  = resíduos não homocedásticos.  
 \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dessa forma, modelou-se a volatilidade condicional entre essas séries. O teste da hipótese de transmissão de volatilidade das séries consiste em analisar a significância estatística dos parâmetros da diagonal principal. Entretanto, como nenhum dos parâmetros dessa diagonal mostrou-se estatisticamente significativo, não foi detectada transmissão de volatilidade dos preços entre os mercados (Tabela 29).

Tabela 29 - Estimativas dos parâmetros do modelo BEEK entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

Parâmetros	Relação (PaMG;PaSP)		Relação (PaSP;PaSC)		Relação (PaMG;Pi)	
	Coefficientes	Estatística t	Coefficientes	Estatística t	Coefficientes	Estatística t
c <sub>11</sub>	1,45E-02	0,574	4,38E-03	0,072	2,33E-02	0,786
c <sub>12</sub>	1,87E-02	0,626	-3,18E-03	-0,028	2,67E-02	0,541
c <sub>22</sub>	8,31E-05	0,000	7,07E-03	0,106	4,26E-03	0,019
a <sub>11</sub>	1,94E-01	0,938	2,47E-01	0,653	2,08E-01	1,300
a <sub>12</sub>	5,04E-02	0,251	-7,86E-02	-0,247	5,62E-02	0,262
a <sub>21</sub>	-3,70E-02	-0,155	-2,94E-01	-0,853	8,88E-02	0,769
a <sub>22</sub>	2,06E-01	0,887	5,77E-03	0,021	1,98E-01	1,137
b <sub>11</sub>	9,40E-01	11,063*	8,67E-01	3,742*	8,86E-01	3,699*
b <sub>12</sub>	-7,10E-02	-0,617	-2,44E-02	-0,126	-7,80E-03	-0,035
b <sub>21</sub>	4,00E-02	0,322	1,39E-01	0,618	-9,41E-02	-0,680
b <sub>22</sub>	9,68E-01	7,869*	1,02E+00	4,969*	9,42E-01	7,830*

\* Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

#### 4.2.3. Elasticidades contemporâneas de transmissão dos preços entre as regiões

Na análise de transmissão de preços entre as regiões foram utilizadas as séries de preços da carne ao atacado em cada localidade, sendo utilizado oito defasagens no modelo VAR com as séries em nível para obtenção da MRC. Na Tabela 30 são apresentadas as elasticidades contemporâneas de transmissão de preços.

Tabela 30 - Matriz de relações contemporâneas para transmissão de preços entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

V.E.	Variável dependente			
	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
PaMG	1			
PaSP	-0,2928 (0,0976)**	1		
PaSC	-0,4756 (0,0963)**	-0,8291 (0,0522)**	1	
Pi	-0,0703 (0,0404)*	0,0536 (0,0401)	-0,0131 (0,0749)	1

V.E.: Variáveis explicativas. \*\*Significativo a 1%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Lembrando que os parâmetros devem ser interpretados com os sinais invertidos, pois a matriz é estimada com os sinais trocados, a maioria dos coeficientes apresentou sinais positivos, indicando que a elevação do preço da carne em uma região resulta no aumento dos preços em outras regiões, uma vez que os atacadistas demandam o produto na região com menor preço e promovem sua venda onde está com maior preço. Além disso, os coeficientes estimados foram em grande parte estatisticamente significativos a 1% (Tabela 30).

Analisando, primeiramente, a equação de formação de preço em Minas Gérias, representada pela segunda coluna da Tabela 30, percebe-se que o preço da carne mineira sofreu influência contemporânea dos preços de São Paulo, Santa Catarina e do mercado internacional. Conforme os resultados, a elevação em 10% do preço nessas regiões elevou o preço da carne em Minas Gerais em 2,93%, 4,76% e 0,70%, respectivamente.

Em relação à equação de formação de preços em São Paulo, essa série sofreu forte influência dos preços catarinenses, pois a elevação do preço em 10% nessa região promoveu a elevação do preço paulista em 8,29% (Tabela 30). Essa maior interdependência entre as séries PaSP e PaSC deve-se ao fato de São Paulo ser o principal mercado nacional consumidor da carne suína e de ser o principal destino da produção de Santa Catarina, que é o principal Estado produtor da carne.

Já os efeitos das variações do preço externo sobre o preço em São Paulo não foram estatisticamente significativos (Tabela 30), sugerindo que as transmissões do preço no mercado internacional ocorrem de forma defasada, tendo sido obtido resultado semelhante para Santa Catarina, como visto na equação de transmissão de preço desse Estado.

#### 4.2.4. Mecanismo de ajustamento dos preços da carne suína entre as regiões

##### 4.2.4.1. Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços entre as regiões

Os resultados encontrados para a decomposição da variância dos erros de previsão (DVEP) são apresentados nas Tabelas 31 a 34, cujas primeiras colunas referem-se ao horizonte temporal de previsão; as segundas, às variâncias do erro de previsão; e as demais colunas, às parcelas da variância do erro explicada por cada variável.

O grau de explicação de cada série sobre o preço da carne ao atacado em Minas Gerais é visto na Tabela 31. Embora a importância da explicação de cada série sobre PaMG altere-se ao longo do período de previsão, o preço nessa região foi explicado principalmente pelo preço catarinense.

Tabela 31 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços em Minas Gerais, 01/2000 a 06/2009

Mês	E.P.	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
1	0,06	34,32	2,94	61,91	0,83
2	0,09	29,95	6,79	62,82	0,44
3	0,11	31,61	7,75	60,02	0,62
4	0,13	30,46	7,01	61,85	0,68
5	0,14	30,34	6,08	62,19	1,39
6	0,15	28,68	7,10	58,67	5,55
7	0,16	28,04	9,22	53,99	8,75
8	0,17	27,07	13,22	48,57	11,14
9	0,18	26,88	15,40	44,25	13,46
10	0,19	26,41	16,99	42,09	14,51
11	0,19	25,70	17,09	41,98	15,24
12	0,19	24,96	16,69	42,84	15,51
18	0,20	22,91	15,37	47,25	14,48
24	0,20	22,50	16,02	46,93	14,55

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Passados 24 meses, 46,93% da variância do erro de previsão de PaMG foi atribuída a série de preços catarinense; 22,50%, a própria série; 16,02%, a série de preços paulista; e 14,55%, a série de preços no mercado internacional (Tabela 31). A explicação desta interdependência do preço mineiro em relação às demais localidades deve-se ao fato do forte fluxo de informação de Minas Gerais com as demais regiões. Conforme o BDMG (2002), que boa parte dos frigoríficos mineiros importam a carne suína de outros Estados, mantendo a suinocultura da região intensas relações com outras praças.

Observou-se já nos primeiros meses após o choque no modelo uma significativa participação dos preços atacadistas catarinenses sobre os preços atacadistas mineiros, indicando que os preços em Santa Catarina influenciaram os preços em Minas Gerais e que ocorreu uma liderança de preços da carne suína por parte do Estado de Santa Catarina, que é o maior produtor nacional da carne.

Para a série de preços atacadista de São Paulo, decorridos 24 meses, 58,88% da variância do erro de previsão de PaSP foi pertinente às séries de preços no atacado catarinense e 23,66% a própria série PaSP, tendo a Pi contribuído com 12,78% e a PaMG com 4,68% da variância do erro de PaSP (Tabela 32).

Assim como o obtido para a DVEP da série de preços mineira, os preços em São Paulo foram fortemente explicados pelos preços da carne em Santa Catarina. Constatou-se ainda que, em termos percentuais da variância do erro de previsão, a PaSP sofreu maior influência da PaSC do que a série PaMG, e que os preços em Minas Gerais sofreram maior influência dos preços paulistas do que afetado estes. Esses resultados mostram que ocorre maior fluxo de informação e comercialização da carne suína entre os Estados de Santa Catarina e São Paulo e que o preço em Minas Gerais, como identificado pelo teste de causalidade, é influenciado também pelos preços paulistas.

Tabela 32 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços em São Paulo, 01/2000 a 06/2009

Mês	E.P.	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
1	0,07	0,00	29,28	70,41	0,32
2	0,10	0,37	23,69	75,72	0,22
3	0,12	0,27	19,98	79,39	0,36
4	0,13	1,10	16,46	81,36	1,07
5	0,14	2,02	15,10	81,06	1,81
6	0,15	2,41	14,92	77,69	4,98
7	0,15	2,86	17,17	73,32	6,66
8	0,16	3,67	21,95	65,83	8,55
9	0,17	4,19	24,30	60,82	10,69
10	0,18	4,43	25,63	58,70	11,25
11	0,18	4,42	25,92	58,31	11,36
12	0,18	4,37	25,85	58,45	11,33
18	0,19	4,79	24,83	58,86	11,52
24	0,19	4,68	23,66	58,88	12,78

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quanto à série de preços atacadista de Santa Catarina, os resultados encontram-se na Tabela 33. A maior parcela da variância do erro de previsão foi ocasionada por choques próprios, conferindo à PaSC um comportamento tipicamente exógeno no mercado doméstico, contrariamente às séries de preços nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, que tiveram a série de preços catarinense como principal variável explicativa de suas variâncias de erro.

Como visto na Tabela 33, até os cinco primeiros meses mais de 90% da variância do erro de previsão de PaSC foi pertinente a si própria. Após 24 meses, a proporção foi de 67,76%. Nesse mesmo período, 13,63% da variância do erro foi atribuída à série de preços no mercado internacional; 12,81%, à série de preços paulista; e 5,80%, à série de preços mineira.

A maior influência dos preços catarinenses sobre as demais séries de preços da carne deve-se ao fato de Santa Catarina concentrar um grande polo produtor de suínos e grandes empresas do setor. Segundo Takitane et al. (2009), historicamente, a suinocultura empresarial instalou-se no Sul, principalmente na região oeste do Estado de São Catarina, o qual possui um dos maiores plantéis do País concentrando as principais agroindústrias do setor na década de 1940: Sadia, Ceval, Perdigão, Aurora, entre outras.

Tabela 33 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços em Santa Catarina, 01/2000 a 06/2009

Mês	E.P.	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
1	0,07	0,00	0,00	99,97	0,03
2	0,10	0,00	0,95	98,28	0,77
3	0,11	0,66	0,89	96,82	1,63
4	0,13	3,10	0,74	94,08	2,09
5	0,14	5,11	1,01	90,64	3,25
6	0,15	5,54	1,82	87,03	5,61
7	0,15	5,33	4,46	82,78	7,44
8	0,16	4,82	6,99	78,99	9,21
9	0,17	4,68	10,09	74,31	10,93
10	0,18	5,01	12,55	70,83	11,62
11	0,18	5,60	13,80	68,67	11,92
12	0,18	5,74	14,19	68,23	11,83
18	0,19	5,83	13,59	68,39	12,19
24	0,19	5,80	12,81	67,76	13,63

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, na Tabela 34 são apresentados os resultados para a série de preços no mercado internacional, que mostrou também comportamento independente e exógeno, tendo até o sétimo período mais de 90% de sua variância do erro de previsão devido a própria série Pi. O que se deve ao fato do Brasil ainda não ser um forte mercado na determinação do preço mundial da carne suína, embora os resultados mostrem que os preços no mercado da carne nacional estão relacionados com os preços no mercado internacional, evidenciando fluxos de informações entre os mercados.

O fluxo de informações entre o mercado interno e externo ocorre devido à presença do Brasil como um dos maiores exportadores da carne suína e de outros produtos agrícolas. Conforme Barbosa e Molina (2009), o Brasil apresenta-se como um importante mercado fornecedor de produtos alimentícios para o mundo. O País é o maior exportador de carne de aves e de bovinos, participando com 40% e 26% do total, e o quarto maior exportador de carne suína, 14% do total. De acordo com a ABIPECS (2009), o Brasil produziu, em 2008, 3.029 mil toneladas de carne suína e exportou 529 mil toneladas desse produto, tendo as exportações representado 17,46% do volume nacional produzido.

Tabela 34 - Decomposição da variância dos erros de previsão da série de preços no mercado internacional, 01/2000 a 06/2009

Mês	E.P.	PaMG	PaSP	PaSC	Pi
1	0,09	0,00	0,00	0,00	100,00
2	0,11	1,33	0,69	1,15	96,83
3	0,13	1,19	0,69	0,95	97,17
4	0,14	0,97	2,48	0,90	95,65
5	0,15	0,81	5,52	0,85	92,82
6	0,17	0,81	6,25	0,96	91,98
7	0,17	2,54	6,13	0,99	90,34
8	0,18	5,73	5,86	3,58	84,84
9	0,18	9,36	5,44	6,59	78,60
10	0,19	12,12	5,12	8,85	73,91
11	0,19	13,97	4,93	10,39	70,71
12	0,20	15,64	4,78	10,98	68,60
18	0,21	20,06	7,16	10,92	61,86
24	0,21	20,32	8,30	10,94	60,44

E.P.: erro de previsão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dessa forma, dada à condição brasileira de fornecedora desses produtos, uma elevação no consumo da carne no mercado externo, por exemplo, promoverão o aumento das vendas e dos preços do produto nessa localidade. Como efeito, aumentará também as

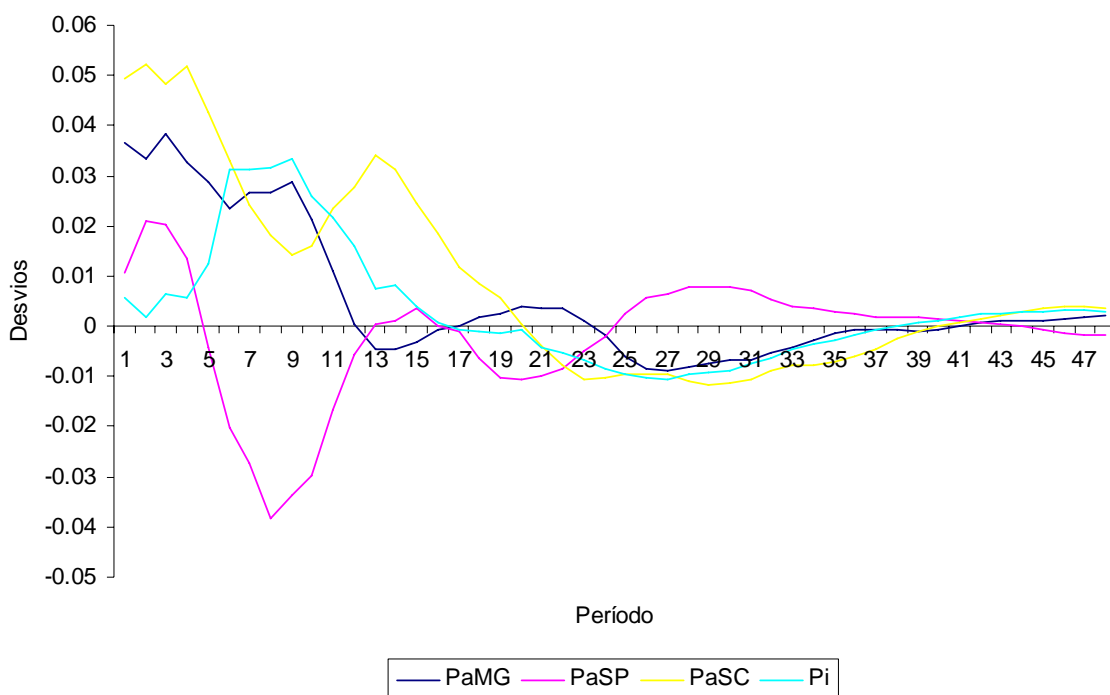
demandas e os preços da carne dos fornecedores brasileiros, ocorrendo um fluxo de informações entre as regiões.

#### **4.2.4.2. Função Impulso-Resposta dos preços entre as regiões**

As Funções Impulso-Resposta (FIRs) obtidas são vistas nas Figuras 27 a 30, nas quais se constatou que as respostas das séries de preços em Santa Catarina, Minas Gerais, São Paulo e no mercado internacional convergiram após os choques no sistema, sendo o modelo estimado estável.

Analisando primeiramente os desvios dos preços em Minas Gerais em relação ao choque não antecipado de um desvio-padrão no modelo, nota-se que os efeitos foram imediatos e duradouros sobre PaMG (Figura 27). Entretanto, decorridos 24 meses, os desvios nos preços convergiram e indicaram que o nível de preço da carne mineira retornou ao nível de equilíbrio em que se encontrava antes do choque. Embora persistissem ainda oscilações em PaMG após 24 meses, seus valores foram baixos e oscilaram em torno de zero. Além disso, os efeitos mais duradouros sobre PaMG devem-se ao choque em PaSC.

A Figura 27 mostra que um choque nos preços mineiro, catarinense e no mercado internacional tendem a oscilar a série PaMG no mesmo sentido da inovação. Assim, inovações de alta nos preços nessas regiões, provocada, por exemplo, pela elevação no consumo ou queda da produção em Minas Gerais, Santa Catarina e no mercado externo, resultam na elevação dos preços nessas regiões e aumentam também os preços mineiros.



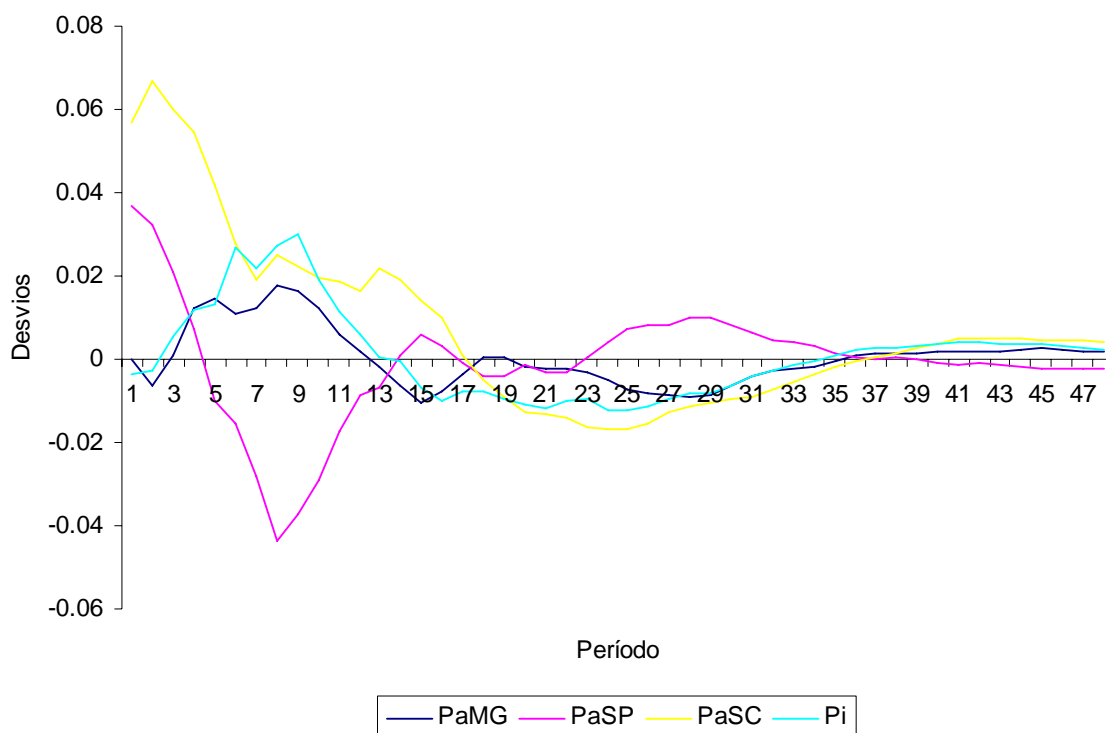
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 27 - Resposta da série de preços em Minas Gerais devido a inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009.

De forma semelhante, os preços mineiros tendem a responder positivamente às elevações no preço paulista entre o primeiro e o quarto mês após o choque na série PaSP, embora o mesmo não ocorra entre o quinto e o décimo segundo mês. Contudo, ressalta-se que os resultados obtidos pela decomposição da variância para PaMG mostraram que essa série respondeu com menor intensidade aos impactos no preço paulista, quando comparado aos choques próprios e no preço catarinense.

Os efeitos dos choques nas séries sobre o preço em São Paulo foram semelhantes aos obtidos para a série de preços em Minas Gerais, sendo o preço em Santa Catarina o maior responsável pela oscilação de PaSP (Figura 28).

A FIR para o preço paulista mostra que nos primeiros meses após a incidência dos choques os maiores impactos em termos de desvios sobre PaSP se devem às variações no preço catarinense e que, no decorrer do tempo, eleva-se a influência dos preços do mercado mineiro e do mercado internacional, confirmando os resultados obtidos pela decomposição da variância para a série PaSP.



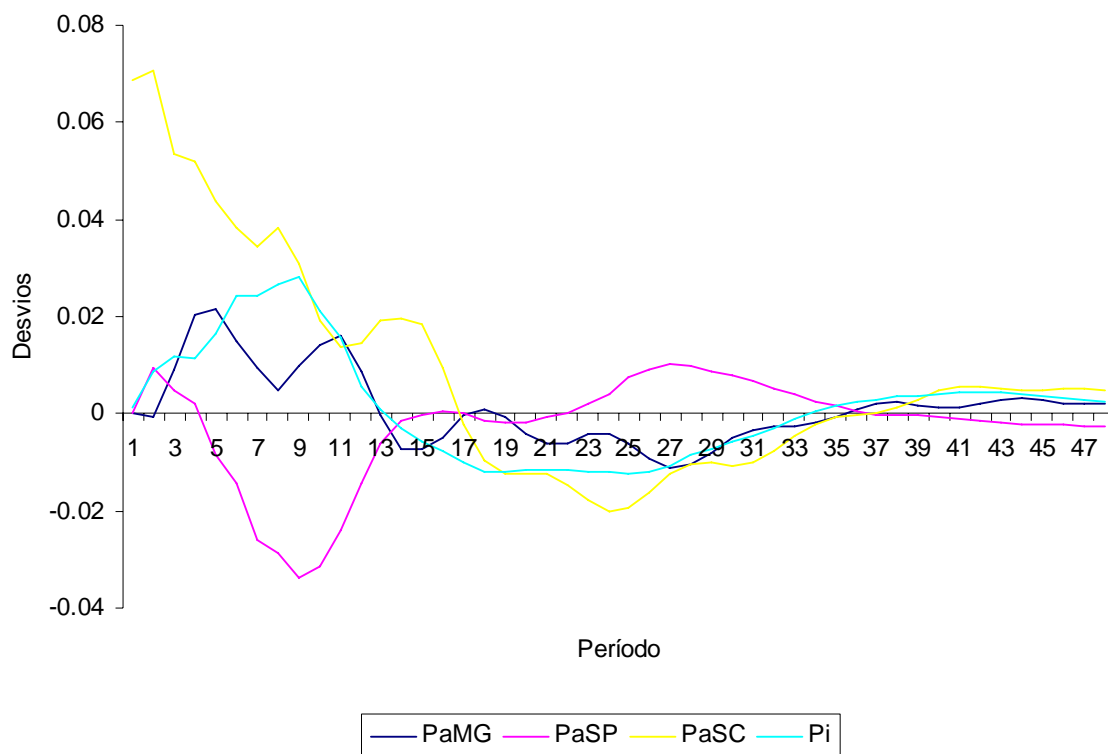
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 28 - Resposta da série de preços em São Paulo devido a inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009.

Para o preço em Santa Catarina, a FIR mostrou que, embora a variação nessa série também seja explicada pelas séries de preços em Minas Gerais, São Paulo e no mercado internacional, o principal fator responsável pela sua instabilidade foram os choques próprios. Nessas circunstâncias, a PaSC comportou-se como uma sequência exógena aos choques em PaSP e PaMG, promovendo maior impacto nessas séries que sofrendo (Figura 29).

Assim, os resultados sugerem que o preço catarinense é responsável por uma maior transmissão de instabilidade no mercado da carne suína, promovendo oscilação nos preços de Minas Gerais e São Paulo (Figura 29). Esse resultado confirma a decomposição da variância do erro de previsão, indicando que, ocorridos desajustes de produção e de preços no mercado, os preços devem ajustar-se inicialmente no Estado de Santa Catarina e, em seguida, nos Estados de São Paulo e Minas Gerais.

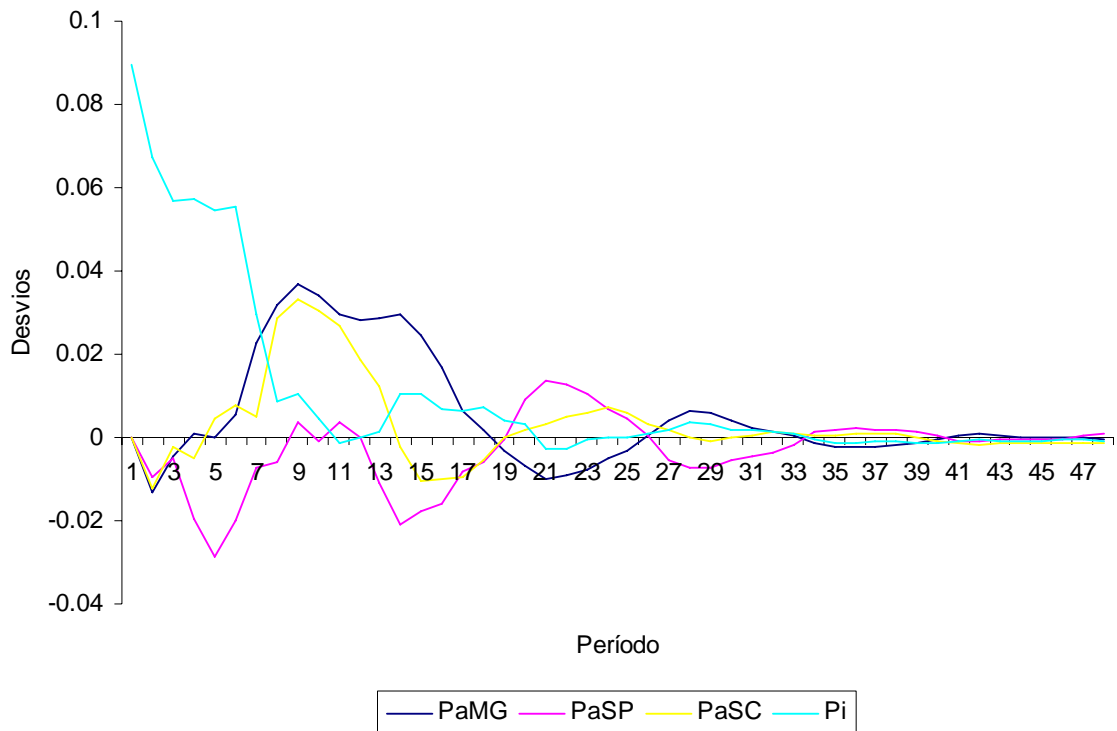
Dessa forma, o Estado de Santa Catarina destacou-se como formador nacional dos preços da carne suína, explicando grande parcela dos seus desvios, o que se deve ao fato de esse Estado ser o principal produtor da carne suína e possuir grande parcela dos frigoríficos do País, tendo também uma das melhores estruturas produtivas e organizacionais dessa cadeia.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 29 - Resposta da série de preços em Santa Catarina devido a inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009.

No que diz respeito à série de preços no mercado internacional, após a incidência do choque no modelo, ela teve a própria série Pi como principal fator determinante de sua dinâmica, sendo responsável pelas suas oscilações (Figura 30). Pela FIR, o preço da carne suína no mercado internacional não é significativamente afetado pelos choques de preços domésticos, não sendo o Brasil um formador de preços da carne suína. Embora o País seja o quarto maior produtor e exportador da carne, sua participação em termos do mercado mundial desta carne é baixa. Diferentemente de *commodities* como o café e a soja, em que se tem forte presença comercial e na formação de seus preços no mercado internacional.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 30 - Resposta da série de preços no mercado internacional devido a inovações nas séries, 01/2000 a 06/2009.

Em resumo, pela análise do Impulso-Resposta verificou-se que as séries de preços da carne suína ao atacado em Minas Gerais e São Paulo responderam mais intensamente às mudanças de preços ocorridos em Santa Catarina e que o preço da carne no mercado internacional e em Santa Catarina responderam mais intensamente a choques próprios.

## 5. RESUMO E CONCLUSÃO

A cadeia da carne suína tem sofrido bruscas mudanças aos longos dos anos, aprimorando-se e tornando-se mais competitiva. A utilização de material genético, nutricional, medicamento, manejo e equipamentos de última geração tem sido cada vez mais frequente, contribuindo sobremaneira para permanência dos integrantes da cadeia nesse setor.

A suinocultura, que há pouco tempo operava basicamente como meio de subsistência familiar e comercialização dos excedentes, tem, assim, abandonado os sistemas produtivos extensivos e de baixa tecnologia e usufruindo de novas tecnologias. Como o setor é acostumado a conviver com margens pequenas e oscilantes, elevar ao máximo a produtividade do rebanho utilizando novas tecnologias e operar com custos mínimos têm sido a estratégia adotada pelos suinocultores.

Embora o setor tenha alcançado elevado nível tecnológico e se tornado competitivo internacionalmente, a cadeia suinícola nacional ainda não superou um de seus principais entraves ao desenvolvimento: instabilidade e vulnerabilidade a choques de preços, o que classifica o mercado da carne suína como um dos mais incertos e oscilantes. Assim, diante desse cenário, e com a finalidade de melhor entender a formação e as flutuações dos preços da carne suína, o presente trabalho objetivou analisar as relações de transmissão dos preços e de sua volatilidade entre os segmentos da cadeia produtiva dessa carne em Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo, e dos preços nessas regiões com o preço no mercado internacional.

Para isso, o trabalho baseou-se em um modelo teórico de transmissão de preços entre níveis de mercado com liderança de preços do atacado e no modelo teórico de integração de preços entre mercados, tendo utilizado como método nas análises o *Vector Autoregression* (VAR) em sua forma convencional e estruturada e o *Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (M-GARCH) na sua forma denominada BEKK.

Na análise de formação dos preços entre os segmentos da cadeia suinícola em Santa Catarina, constatou-se causalidade unidirecional do produtor para atacado e varejo e causalidade bilateral entre atacado e varejo, indicando que nessa região as variações nos preços da carne iniciam-se no produtor.

Analisando a relação contemporânea entre as séries de preços neste Estado, notou-se transmissão de preços do produtor para atacado e varejo, sendo constatado a predominância explicativa do preço ao produtor sobre os preços nos demais níveis de

mercado, com a maior parcela da variância do erro de previsão ao atacado e varejo atribuída à série de preços ao produtor, tendo o choque na série ao produtor promovido o maior grau de desvios das séries atacadistas e varejistas.

Como na região catarinense os produtores integrados estão vinculados a contratos de comercialização da produção e eles não participam diretamente do livre mercado, conclui-se que neste mercado, embora o mercado da carne suína seja liderado pelas agroindústrias, os preços variam primeiro ao produtor, devido à antecedência na fixação dos preços do produto pelas agroindústrias.

Para Minas Gerais, detectou-se bicausalidade dos preços entre produtor e varejo, produtor e atacado e causalidade unidirecional do atacado para varejo. Não se verificou transmissão de preços instantânea estatisticamente significativa do atacado para produtor, embora ocorresse transmissão de preços do atacado para o varejo. Também ocorreu maior influência do preço ao produtor sobre os demais níveis de mercado, pois a série ao produtor, além de participar com a maior proporção na explicação da variância do erro de previsão das séries de preços ao produtor, atacado e varejo, foi também responsável pela maior oscilação dessas séries de preços.

Sobre a influência mútua entre os preços ao produtor e ao atacado no mercado mineiro, uma possível explicação é que no sistema produtivo independente, característico dessa região, os suinocultores, por serem especializados na produção e comercialização da carne e pelo fato de assumirem maior nível de risco, especialmente durante os períodos de crise do setor, acabam adotando a estratégia de ajustarem e remarcarem seus preços de forma mais frequente e com antecedência, procurando manter suas rendas e evitar maiores prejuízos. Outras possíveis explicações são que o atacado promove primeiro as mudanças nos preços pagos ao produtor e pelo fato dos produtores e agroindústrias mineiras operarem geralmente sem vínculos formais, sendo mais sensíveis aos choques de oferta.

No que se refere à formação de preços em São Paulo, os resultados validaram a hipótese de liderança de preços do atacado, indicando que na cadeia da carne suína paulista o setor atacadista é responsável por iniciar a variação dos preços da carne. Os segmentos produtor e varejo, por sua vez, ajustaram seus preços de forma defasada, diferindo assim, dos resultados obtidos para o mercado catarinense e mineiro.

No mercado paulista, o atacado promoveu transmissão contemporânea de preços da carne ao produtor e da carne ao varejo *in natura*. Houve influência da série de preços ao atacado sobre as séries de preços ao produtor e varejo, tendo o preço atacadista explicado consideravelmente os preços nos demais níveis de mercado. Além disso, verificou-se que as respostas do preço da carne ao produtor e varejo às inovações no modelo foram

influenciadas por choques no preço atacadista e que o desvio no preço da carne ao atacado deveu-se ao choque na própria série de preços. Esse resultado deve-se ao fato de que o Estado de São Paulo caracteriza-se nacionalmente como centro de comercialização de diversas mercadorias, apresentando um setor atacadista especializado na comercialização e na formação dos preços.

Em termos de volatilidade, em Santa Catarina e em Minas Gerais os preços ao produtor apresentaram maiores níveis de desvio em torno da média, tendo essas séries sofrido as maiores mudanças. Contudo, para ambas as regiões não se verificou transmissão de volatilidade dos preços entre os níveis de mercado. Quando presentes, as volatilidades detectadas nas séries referiram-se a desvios próprios.

Já para São Paulo, os preços ao atacado apresentaram o maior nível de volatilidade, tendo esse segmento de mercado iniciado as remarcações dos preços e também sofrido as maiores flutuações. Entretanto, não se detectou transmissão de volatilidade dos preços atacadistas para produtores e varejistas, assim como não foi observada nenhuma relação cruzada de volatilidade entre as demais séries.

No que se refere à formação de preços entre as regiões de Santa Catarina, Minas Gerais e São Paulo, e sua relação com o preço no mercado internacional, foram realizados os mesmos procedimentos adotados na análise de formação de preços entre os níveis de mercado. De modo geral, os resultados foram condizentes com o esperado, tendo os mercados regionais sido interdependentes na formação do preço da carne suína.

Essas regiões apresentaram um comportamento conjunto na variação dos preços, embora apontassem para uma antecipação nos ajustes dos preços em Santa Catarina, o que é explicado pela grande importância desse Estado no mercado da carne suína, destacando-se como o grande produtor nacional e exportador do produto.

No que diz respeito às flutuações nos preços, verificaram-se maiores níveis de instabilidade nos preços catarinense e no mercado internacional. Todavia, os resultados não indicaram existência de transmissão de volatilidade dos preços entre as localidades, visto que não houve influência cruzada entre as volatilidades das séries.

As elasticidades de transmissão de preços mostraram que o Estado de Santa Catarina teve maior influência sobre os preços de São Paulo, o que se deve ao fato de ele não ser autossuficiente na produção da carne suína e por ser o maior centro consumidor do produto. Os efeitos dos preços de Santa Catarina sobre Minas Gerais foram menores, o que está relacionado à maior distância geográfica entre os mercados e à maior autossuficiência do mercado mineiro em relação ao produto, embora o Estado seja também demandante de carne suína de outras regiões, especialmente do Sul do País.

Adicionalmente, evidenciou-se interdependência entre as séries de preços, com especial influência dos preços de Santa Catarina sobre os preços de Minas Gerais e São Paulo, evidenciando a importância do mercado catarinense na formação dos preços da carne suína nacional, a qual sofreu influência da série de preços no mercado internacional.

Os desvios das séries após a incidência de um choque no sistema também mostraram que os preços interno e externo estão interligados e ocorre fluxo de informações, tendo os choques de preços desaparecido em torno de um a dois anos, sugerindo que a incidência de inovações requer certo período de tempo para que o mercado e os preços se ajustem.

Em síntese, conclui-se que o segmento atacadista teve participação ativa na formação dos preços da carne em São Paulo, e o segmento produtor, na formação dos preços em Santa Catarina e em Minas Gerais, embora não ocorresse transmissão de volatilidade dos preços entre os níveis de mercado nessas regiões. Além disso, os preços da carne nessas localidades apresentaram-se interdependentes, com maior influência do Estado de Santa Catarina na formação dos preços no mercado da carne suína nacional.

A análise dos preços da carne e do seu termo de troca em relação ao milho e à soja mostram também intensa variabilidade do preço do produto e da rentabilidade dos integrantes dessa cadeia produtiva, tendo essa atividade elevado risco de preços. Entretanto, os preços do produto nos diferentes elos da cadeia não apresentaram comportamento explosivo, os choques de preços não foram acentuados pelo setor de comercialização e as transmissões das variações dos preços e os ajustes dos preços entre os segmentos da cadeia e entre as localidades ocorreram dentro dos padrões da atividade.

Pelos resultados obtidos, os agentes participantes da cadeia produtiva – produtores, varejistas, cooperativas, associações – em Santa Catarina e em Minas Gerais devem acompanhar, sobretudo, o comportamento dos preços ao produtor, ao passo que os integrantes da cadeia produtiva em São Paulo estarão mais bem informados quando observarem os preços atacadistas. Além disso, os primeiros sinais sobre a oferta e demanda do produto e seus efeitos sobre o nível de preços e produção deverão surgir no sistema produtivo integrado catarinense.

Dessa forma, esses agentes terão informações mais precisas para a tomada de decisões, visto que suas previsões sobre os preços serão mais acuradas, podendo planejar de forma mais rápida e eficiente suas atividades, o que é indefensável quando se trata de um produto com elevada instabilidade dos preços, perecível e de difícil estocagem.

Assim, iniciativas privadas e públicas devem buscar ações e mecanismos que divulguem informações do mercado entre os agentes econômicos de forma igualitária,

colocando à disposição informações atualizadas sobre o mercado e suas expectativas, permitindo aos participantes da cadeia planejar mais eficientemente as atividades, elevando as margens de ganho e reduzindo os riscos do negócio.

Devido aos produtores serem pulverizados, seriam também oportunas ações que levassem os suinocultores a organizarem-se em associações e cooperativas, a fim de terem maior poder de negociação da carne e maior representação para suas reivindicações frente ao governo. Adicionalmente, as organizações existentes deveriam ser mais presentes, já que muitas vezes limitam-se à promoção da assistência técnica e aquisição e distribuição de matéria-prima.

Como o mercado da carne suína está sujeito a grandes variações de preços em decorrência principalmente de fatores climáticos, que atingem o mercado do milho e da soja, e de doenças, como focos de febre aftosa, que atingem todo o setor de carnes nacional, as políticas públicas, como o combate às moléstias e a retenção de estoques internos desses grãos, poderiam regularizar o mercado e os preços dos grãos e da carne suína, tornando a atividade suinícola mais atrativa.

Além disso, a utilização de contratos futuros e opções na comercialização dos insumos, milho e soja, e a possível criação de um mercado futuro para a comercialização da carne suína poderiam tornar a oferta e o preço do produto menos instável e reduzir as incertezas e riscos da atividade, contribuindo para o desenvolvimento do setor. Adicionalmente, os órgãos de classe, como cooperativas e associações, e o poder público poderiam desenvolver programas para a elevação do consumo da carne, ampliação de novos mercados externos e controle da oferta, de forma a estabilizar o preço da carne.

Essas medidas podem contribuir para a harmonização do mercado, uma vez que os rebanhos alojados nas granjas estariam mais coerentes com a capacidade de absorção do mercado, evitando excesso de produção e queda dos preços, que resultam na sua instabilidade, o que faz oscilar a oferta da carne e a renda dos integrantes desse agronegócio.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABIPECS. Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br/>>. Acesso em: 15 out. 2008.

ABIPECS. Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br/>>. Acesso em: 18 jan. 2009.

ACCS. Associação Catarinense dos Criadores de Suínos. **Relatórios Anuais**. Disponível em: <<http://www.accs.org.br/>>. Acesso em: 30 set. 2006.

AGUIAR, D. R. D. A questão da transmissão de preços agrícolas. In: TEIXEIRA, E. C.; AGUIAR, D. R. D. (Eds.). **Comércio internacional e comercialização agrícola**. Viçosa: UFV, 1995. p. 311-328.

AGUIAR, D. R. D. **Custo, risco e margem de comercialização de arroz e de feijão no Estado de São Paulo: análise dinâmica e teste de modelos alternativos**. 185 f. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1994.

AGUIAR, D. R. D. **Formação de preços na indústria brasileira de soja: 1982/1989**. 140 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1990.

AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. A. C.; BURNQUIST, H. L.; FERREIRA, L. R. Análise da eficiência e competitividade no sistema de comercialização de feijão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 31, Ilhéus. **Anais...** Brasília: SOBER, v. 1, p. 372-384, 1993.

AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. C. Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos oitenta. **Estudos Econômicos**, v. 21, n. 1, p. 89-103, 1991.

ALVES, J. M.; AGUIAR, D. R. D. Análise da transmissão de preços e da eficiência na comercialização de abacaxi, banana e laranja em Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 34, n.1-2, 1996.

ANUALPEC. Anuário da Pecuária Brasileira. São Paulo: FNP, 2008. 380 p.

ARÊDES, A. F. Relação de causalidade entre os preços de carnes no varejo. **Informações Econômicas**, v. 39, p. 66-72, 2009.

ARÊDES, A. F.; OLIVEIRA, A. A. S. Modelos de previsão aplicado ao mercado de carne suína. **Revista de Economia da UEG**, v. 5, p. 1-21, 2009.

BABA, Y.; ENGLE, R. F.; KRAFT, D. F.; KRONER, K. F. **Multivariate simultaneous generalized ARCH**, Mimeo, Department of Economics, University of California, San Diego. 1991.

BARBOSA, C. **Análise dinâmica de margens de comercialização de banana e laranja no Estado do Rio de Janeiro**. 130 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 1997.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, v. 12, n. 2, p. 79-108, 2002.

BARBOSA, F. A.; MOLINA, L. R. **Conjuntura da carne bovina no mundo e no Brasil**. Disponível em: < [http://www.agronomia.com.br/conteudo/artigos/artigos\\_conjuntura\\_carne\\_bovina\\_mundo\\_brasil.htm](http://www.agronomia.com.br/conteudo/artigos/artigos_conjuntura_carne_bovina_mundo_brasil.htm)>. Acesso em: 20 dez. 2009.

BARROS, G. S. C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 44, n. 1, p. 5-20, 1990.

BARROS, G. S. C.; MARTINES FILHO, J. G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 15, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, p. 247-262, 1987.

BDMG. Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais. **Minas Gerais do século XXI: transformando o desenvolvimento da agropecuária**. Belo Horizonte: 2002. 223 p.

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

BITENCOURT, W. A.; SILVA, W. S.; SÁFADI, T.; FERREIRA, D. F. Uma análise da transmissão de volatilidade entre os índices Dow Jones e Ibovespa. In: 50 RBRAS e 11 SEAGRO, Londrina, **Anais...** Londrina: UEL, p. 1-5, 2005.

BITTENCOURT, M. V. L. **Formação de preços e caracterização do mercado de frango em São Paulo**. 161 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1995.

BITTENCOURT, W. A.; SILVA, W. S.; SAFÁDI, T. Hedge dinâmicos: uma evidência para os contratos futuros brasileiros. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 8, n. 1, p. 71-78, 2006.

BLECHER, N. A ditadura do varejo. **Revista Exame**, São Paulo, v. 36, n. 12, p. 44-55, 2002.

BLISKA, F. M. M. **Transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial**. 209 f. Dissertação (Mestrado em

Agronomia) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1989.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; WOOLDRIDGE, J. M. A capital asset pricing model with varying covariances. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 1, p. 116-131, 1988.

BONETT, L. P.; MONTICELLI, C. J. (Ed.). **Suínos: o produtor pergunta, a Embrapa responde**. 2. ed. Brasília: Embrapa-SPI, 1998. 243 p.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and Control**. New York: Holden Day, 1976. 575 p.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. **Time series analysis: forecasting and control**. New Jersey: Prentice Hall, 598 p. 1994.

BRESSAN, A. A. **Modelos de previsão de preços aplicados aos contratos futuros agropecuários**. 152 f. Tese (Doutorado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2001.

BUENO, R. D. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 299 p.

CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 05, p. 303-327, 2007.

CARNEIRO, P. T.; PARRÉ, J. L. A importância do setor varejista na comercialização de feijão no Paraná. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 3, n. 2, p. 277-298, 2005.

CARVALHO, T. B.; MELO, G. B.; ZEN, S. Análise da transmissão entre os preços dos cortes de suínos no varejo e os preços recebidos pelos produtores no Estado de São Paulo. In: XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: SOBER, 2006.

CARVALHO, T. B. **Estudo da elasticidade-renda da demanda de carne bovina, suína e de frango no Brasil**. 88 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, SP, 2007a.

CARVALHO, T. B. Preço do milho será novo desafio para a suinocultura. **Anuário da Pecuária Brasileira**, São Paulo, p. 255-256, 2007b.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Produção Suínos: Glossário**. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Suinos/SP>

[Suinos/glossario.html](http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Suinos/SP/Suinos/glossario.html)>. Acesso em: 20 nov. 2009.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433 p.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987–1008, 1982.

ENGLE, R. F.; KRONER, F. K. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric Theory**, v. 11, n. 1, p. 122-150, 1995.

FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis: a methodological review**. North Carolina: North Carolina State University: Department of Agricultural and Resource Economics, 2000. (Mimeorg).

FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.

FERRAZ, J. V. Rebanho suíno cresce e produtividade aumenta. **Anuário da Pecuária Brasileira**, São Paulo, p. 271, 2008.

FERREIRA, C. M. **Comercialização de feijão no Brasil, 1990-99**. 107 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 2001.

FERREIRA, R. C. **Competitividade do sistema agroindustrial suinícola brasileiro**. 109 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1998.

FGV. Fundação Getúlio Vargas. **Banco de dados**. Disponível em: <<http://www.fgvdados.fgv.br/>>. Acesso em 03 fev. 2009.

FIALHO, R. **Competitividade das exportações brasileiras de carne suína no período de 1990 a 2004**. 94 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2006.

GALVÃO, A. B. C.; PORTUGAL, M. S.; RIBEIRO, E. P. Volatilidade e causalidade: evidência para o mercado à vista e futuro de índice de ações no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 54, n. 1, p. 39-56, 2000.

GARDNER, B.L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 57, n. 3, p. 399-409, 1975.

GAU, Y. F. **Time-varying conditional correlations and volatilities of stock index futures returns**. Disponível em: <[http://www.fin.ntu.edu.tw/~conference/conference2002/public\\_html/proceding/12-1.pdf](http://www.fin.ntu.edu.tw/~conference/conference2002/public_html/proceding/12-1.pdf)> Acesso em 10 abr. 2008.

GIROTTI, A. F.; LIMA, G. J. M. M.; BELLAVAR, C. **Como amenizar a crise da suinocultura**. Disponível em: <[http://www.cnpsa.embrapa.br/down.php?tipo=artigos&cod\\_artigo=82](http://www.cnpsa.embrapa.br/down.php?tipo=artigos&cod_artigo=82)>. Acesso em 5 ago. 2008.

GOLETTI, F.; CHRISTINA-TSIGAS, E. Analyzing market integration. In: SCOTTI, G.J. (Ed.). **Prices, products and people: analyzing agricultural markets in developing countries**. Boulder: Lynne Rienner, 1995.

GOMES, M. F. M.; GIROTTO, A. F.; TALAMINI, D. J. D.; LIMA, G. J. M. M.; MORES, N.; TRAMONTINI, P. **Análise prospectiva do complexo agroindustrial de suínos no Brasil**. Concórdia: EMBRAPA-CNPSEA, 1992. 108 p. (Documentos, 26)

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 576-592. 2001.

GOODWIN, B. K.; PIGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.

GUBERT, E. J.; HOFF, E. **A verticalização da informação na cadeia suinocultura**. Disponível em: <<http://www.agriness.com/blogdobisteca/?p=18>>. Acesso em 11 abr. 2008.

GUIMARÃES, V. A. **Comercialização e transmissão de preços de carne de frango no Estado de São Paulo**. 119 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1990.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3ª ed. São Paulo: MAKRON Books, 2000. 846 p.

HEIEN, D. M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 62, n. 1, p. 10-18, 1980.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em 25 mai. 2009.

IEA. Instituto de Economia Agrícola. **Banco de Dados**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/index.php>>. Acesso em 03 fev. 2009.

IMF. International Monetary Fund. **Data and Statistics**. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/index.htm>>. Acesso em 02 jun. 2009.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata – Série Histórica**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 03 fev. 2009.

JEANTHEAU, T. Strong consistency of estimators for multivariate GARCH models. **Econometric Theory**, v. 14, p. 70–86, 1998.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.

LÜTKEPOHL, H. Univariate time series analysis. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Eds.). **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004a. p. 8-85.

LAMOUNIER, W. M. Análise da volatilidade dos preços no mercado spot de cafés do Brasil. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 8, n. 2, p. 160-175, 2006.

LÜTKEPOHL, H. Vector autoregressive and vector error correction models. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Eds.). **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004b. p. 86-158.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **VECM analysis in JMulti**. 2005, p. 1-40. Disponível em: <<http://www.jmulti.de/download.html>>. Acesso em: 28 fev. 2009.

MANFIO, D. A. **Análise da transmissão de preços e margem de comercialização do feijão preto no Estado do Paraná no período de 1982 a 2004**. 145 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR, 2005.

MATTOS, L. B.; CASSUCE, F. C. C.; MÜLLER, C. A. S. Análise da volatilidade do retorno mensal de boi gordo: 1967-2005. **Unimontes Científica**, v.8, n.1, p. 100-106, 2006.

MENDES, L. N.; MORAES FILHO, R. A. **Causalidade entre preços no mercado de banana para a região metropolitana de Salvador entre 1998 a 2003**. Disponível em: <<http://www.adevento.com.br/jepex/cdrom/resumos/R0396-1.pdf>>. Acesso em 12 abr. 2008.

MIELE, M.; WAQUIL, P. D. Cadeia produtiva da carne suína no Brasil. **Revista de Política Agrícola**. v. XVI, n. 1, p. 75-87, 2007.

MOREIRA, I.; PAIANO, D.; FRAGA, A. L.; FURLAN, A. C.; MURAKAMI, A. E.; MARTINS, E. N. Uso de diferentes recomendações nutricionais na formulação de rações práticas para suínos em crescimento e terminação. **Acta Scientiarum. Animal Sciences**, v. 25, n. 2, p. 307-313, 2003.

MOURA, A. D., JUNQUEIRA, B. A., ROCHA, D. T., SILVA JR. A. G. **Relatório complementar de caracterização do arranjo produtivo da suinocultura de Ponte Nova (MG) e região**. SEBRAE: Minas Gerais, 2004. 16 p.

MÜLLER, C. A. S. **Análise da efetividade das estratégias estáticas e dinâmicas de hedge para o mercado brasileiro de café arábica**. 132 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2007.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992.

NOGUEIRA, F. T. P. **Integração dos mercados internos e externos de café**. 120 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2005.

OTUKI, T. F.; WEYDMANN, C. L.; SEABRA, F. Febre aftosa e volatilidade dos preços ao produtor de carne suína. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 7, n. 2, p. 235-257, 2009.

PEREIRA, L. R. **Integração espacial no mercado de boi gordo**. 166 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2005.

PINHEIRO, L. L. **Condicionantes da competitividade da suinocultura na zona da mata mineira**. 117 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2000.

PORTER, M. E. **Vantagem competitiva das nações**. Rio de Janeiro: Campus, 1993. 897 p.

RAHBEK, A.; MOSCONI, R. Cointegration rank inference with stationary regressors in VAR models. **Econometrics Journal**, v. 2, p. 76-91, 1999.

REBOUÇAS, L. Vida de nanico: como as pequenas e médias redes estão enfrentando a concorrência das grandes do varejo. **Revista Exame**, São Paulo, v. 36, n. 12, p. 57-58, 2002.

ROCHA, D. T. **Competitividade entre os sistemas integrado e independente de produção de suínos**. 108 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2006.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 117 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2006.

SAFRAS & MERCADO. **Banco de Dados**. Disponível em: <<http://www.safras.com.br/bancodedados.asp>>. Acesso em 02 jun. 2009.

SALGADO, J. M.; REIS, R. P.; FIALHO, E. T. Perfil técnico e gerencial da suinocultura do Vale do Piranga (Zona da Mata) de Minas Gerais. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 5, n. 2, 2003.

SANTANA, A. C. Comercialização e integração de mercado na pecuária de corte do Estado do Pará. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36º, Poços de Caldas. **Anais...** Poços de Caldas: SOBER, 1998.

SANTANA, J. A. **Assimetria na transmissão de preços de diversos produtos agrícolas no Estado de São Paulo**. 66 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 1999a.

SANTANA, A. C. Mudanças recentes nas relações de demanda de carne no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 37, n. 2, 1999b.

SANTOS FILHO, J. I. Formação de preços, rentabilidade e concentração no mercado de suinícola brasileiro. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, XLVI, Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: SOBER, 2008.

SANTOS, A. H. G. **Potencialidade de implantação do contrato futuro de suínos no Brasil**. 110 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2001.

SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. M. A demanda de energia elétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 1, p. 67-98, 2004.

STEPANIACK, E.; CASSUCE, F. C. C.; GALANTE, V. A. Análise da volatilidade do preço do suíno na microrregião de Francisco Beltrão no período de 2001 a 2007. In: XLVII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2009, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: SOBER, 2009.

SIMÕES, P. N. **Uma análise sobre a estrutura, conduta e desempenho do setor de supermercados do Brasil**. 106 f. Dissertação (Mestrado em Economia Política) - Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, São Paulo, SP, 2006.

SILVA, W. S.; SÁFADI, T.; CASTRO JÚNIOR, L. G. Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, vol. 43, n. 01, p. 119-134, 2005.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.

SPILLER, P. T.; WOOD, R. O. The estimation of transactions costs in arbitrage models. **Journal of Econometrics**, v. 39, p. 309-326, 1988.

SUPERHIPER. Revista da Associação Brasileira de Supermercados. **Ranking ABRAS 2006**. São Paulo: v. 32, n. 364, p. 56-67, 2006.

TAKITANE, I. C.; SILVA, T. N.; WILK, E. O. **Sustentabilidade, competitividade e gestão ambiental no sistema de produção de suínos: uma discussão interdisciplinar**. Disponível em: <[http://www.ecoeco.org.br/conteudo/publicacoes/encontros/v\\_en/Mesa4/](http://www.ecoeco.org.br/conteudo/publicacoes/encontros/v_en/Mesa4/)>

4.pdf >. Acesso em: 12 jun. 2009.

TALAMINI, D. J. D. **As questões dos preços na suinocultura**. Concórdia: Embrapa, 1992. 3 p. (Comunicado Técnico).

TALAMINI, D. J. **Modelo de oferta de suínos para o uso em situação de deficiência de dados**. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 28, Florianópolis. **Anais...** Brasília: SOBER, p. 273-296, 1990.

VELOSO, P. R. **Condicionantes da competitividade da indústria de abate e processamento de carne suína de Minas Gerais**. 84 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 1998.

VIEIRA, W. C. **Ajuste macroeconômico e preço relativo agricultura-indústria no Brasil**. 134 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1995.

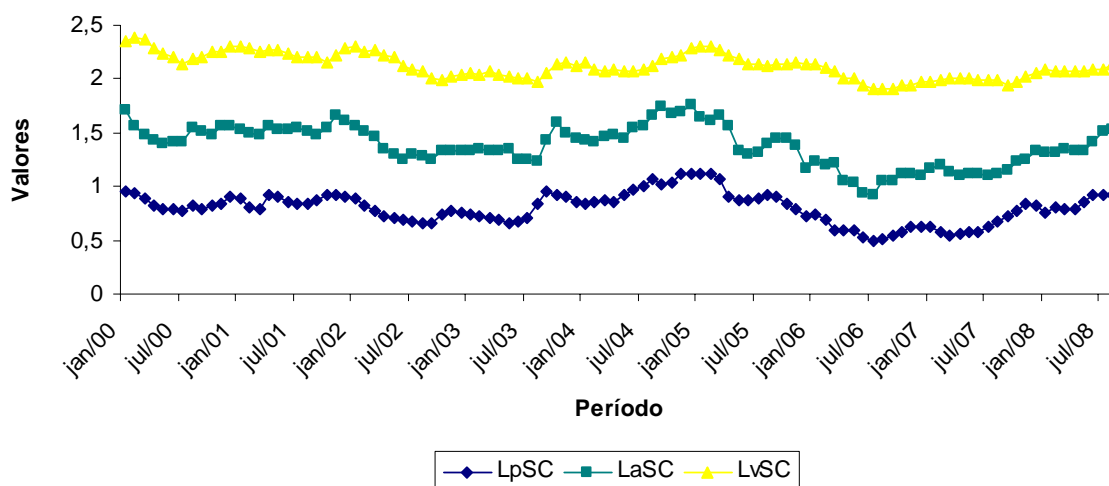
WEYDMANN, C.; SEABRA, F. Transmissão de preços na cadeia de carne suína: uma aplicação para os preços de São Paulo. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 4, n. 3, p. 269-287, 2006.

ZEN, S. **Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina nas regiões Centro-Oeste e Sudeste do Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1997.

ZILLI, J. B.; SILVA, A. F.; CAMPOS, S. K.; COSTA, J. S. Análise da cointegração e causalidade dos preços de boi gordo em diferentes praças nas regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 55, n. 2, p. 105-119, 2008.

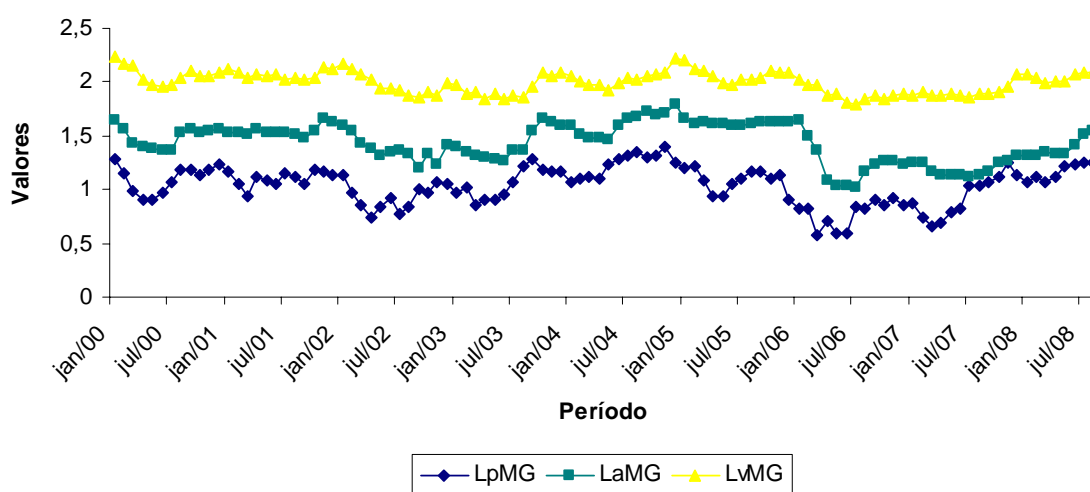
## ANEXO I

### Séries de preços da carne suína



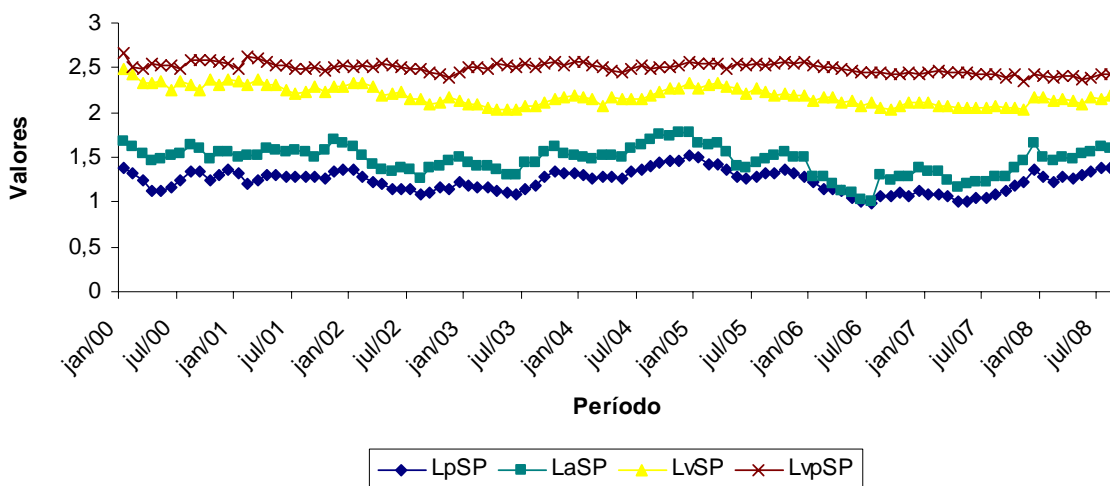
Fonte: Dados de pesquisa.

Figura A.1 - Logaritmo dos preços reais do quilo da carne suína em Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008.



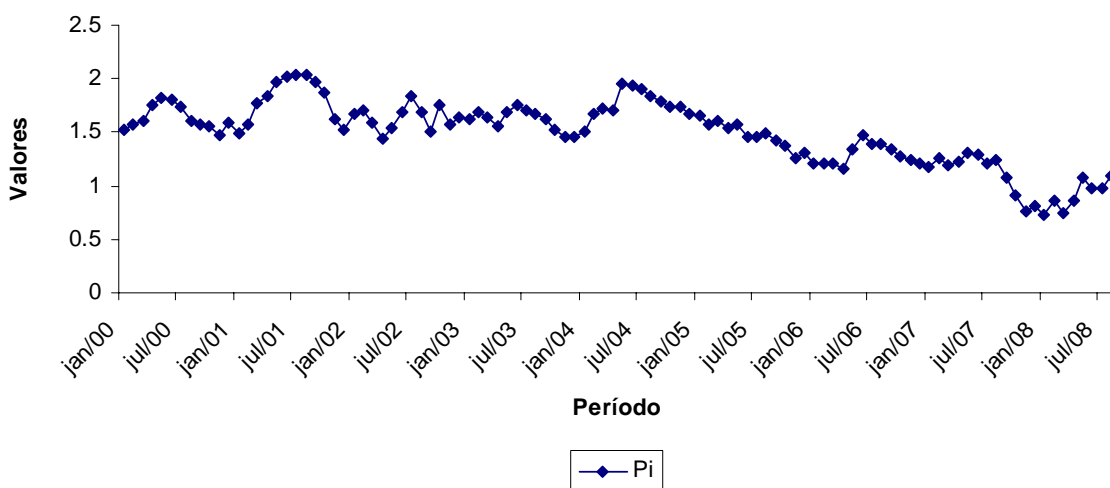
Fonte: Dados de pesquisa.

Figura A.2 - Logaritmo dos preços reais do quilo da carne suína em Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008.



Fonte: Dados de pesquisa.

Figura A.3 - Logaritmo dos preços reais do quilo da carne suína em São Paulo, 01/2000 a 08/2008.



Fonte: Dados de pesquisa.

Figura A.4 - Logaritmo dos preços reais do quilo da carne suína no mercado internacional, 01/2000 a 08/2008.

## Teste de raiz unitária e de estacionariedade para as séries de preços da carne

Tabela A.1 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de estacionariedade KPSS das séries de preços da carne suína em Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Variável	Estatística	Valor calculado	Teste ADF			O.I.
			1%	5%	10%	
PpSC	$\tau_{\mu}$	-2,510	-3,496	-2,890	-2,582	I(1)
PaSC	$\tau_{\mu}$	-2,241	-3,495	-2,890	-2,582	I(1)
PvSC	$\tau_{\mu}$	-2,858	-3,496	-2,890	-2,582	I(0)
Pi	$\tau_t$	-3,017	-4,050	-3,454	-3,153	I(1)
Variável	Estatística	Valor calculado	Teste KPSS			O.I.
			1%	5%	10%	
PpSC	$\eta_t$	0,182	0,216	0,146	0,119	I(0)
PaSC	$\eta_t$	0,087	0,216	0,146	0,119	I(0)
PvSC	$\eta_t$	0,108	0,216	0,146	0,119	I(0)
Pi	$\eta_t$	0,165	0,216	0,146	0,119	I(0)

O.I.: Ordem de integração.  $\tau_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.  $\tau_{\mu}$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e sem tendência.  $\eta_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.

Fonte: Resultados de pesquisa.

Tabela A.2 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de estacionariedade KPSS das séries de preços da carne suína em Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Variável	Estatística	Valor calculado	Teste ADF			O.I.
			1%	5%	10%	
PpMG	$\tau_{\mu}$	-2,755	-3,495	-2,890	-2,582	I(0)
PaMG	$\tau_{\mu}$	-2,537	-3,496	-2,890	-2,582	I(1)
PvMG	$\tau_t$	-3,150	-3,495	-2,890	-2,582	I(0)
Pi	$\tau_t$	-3,017	-4,050	-3,454	-3,153	I(1)
Variável	Estatística	Valor calculado	Teste KPSS			O.I.
			1%	5%	10%	
PpMG	$\eta_{\mu}$	0,096	0,739	0,463	0,347	I(0)
PaMG	$\eta_t$	0,101	0,216	0,146	0,119	I(0)
PvMG	$\eta_t$	0,061	0,216	0,146	0,119	I(0)
Pi	$\eta_t$	0,165	0,216	0,146	0,119	I(0)

O.I.: Ordem de integração.  $\tau_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.  $\tau_{\mu}$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e sem tendência.  $\eta_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.  $\eta_{\mu}$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e sem tendência.

Fonte: Resultados de pesquisa.

Tabela A.3 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e teste de estacionariedade KPSS das séries de preços da carne suína em São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Variável	Estatística	Valor calculado	Teste ADF			O.I.
			1%	5%	10%	
PpSP	$\tau_{\mu}$	-2,639	-3,496	-2,890	-2,582	I(0)
PaSP	$\tau_{\mu}$	-2,493	-3,495	-2,889	-2,582	I(1)
PvSP	$\tau_{\mu}$	-3,361	-3,495	-2,889	-2,582	I(0)
PvpSP	$\tau_t$	-3,363	-4,051	-3,454	-3,153	I(0)
Pi	$\tau_t$	-3,017	-4,050	-3,454	-3,153	I(1)
Variável	Estatística	Valor calculado	Teste KPSS			O.I.
			1%	5%	10%	
PpSP	$\eta_t$	0,083	0,216	0,146	0,119	I(0)
PaSP	$\eta_t$	0,065	0,216	0,146	0,119	I(0)
PvSP	$\eta_t$	0,084	0,216	0,146	0,119	I(0)
PvpSP	$\eta_t$	0,149	0,216	0,146	0,119	I(0)
Pi	$\eta_t$	0,165	0,216	0,146	0,119	I(0)

O.I.: Ordem de integração.  $\tau_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.  $\tau_{\mu}$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e sem tendência.  $\eta_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.

Fonte: Resultados de pesquisa.

## Teste de Multiplicador de Lagrange para autocorrelação

Tabela A.4 - Resultados do teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos dos modelos para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	Relação (PpSC;PaSC)		Relação (PpSC;PvSC)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	4,743	0,315	6,145	0,189
2	2,504	0,644	0,240	0,993
3	2,507	0,643	3,759	0,439
4	1,067	0,899	0,844	0,933
5	4,226	0,376	0,991	0,911
6	2,152	0,708	1,741	0,783
7	5,239	0,264	3,568	0,468
8	0,791	0,939	1,771	0,779
Defasagem	Relação (PaSC;PvSC)		Relação (PpSC;Pi)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	7,314	0,120	21,547	0,0002***
2	6,601	0,159	1,149	0,886
3	1,369	0,849	2,809	0,590
4	7,590	0,108	3,070	0,546
5	7,226	0,124	1,036	0,904
6	4,005	0,405	9,247	0,055*
7	7,098	0,131	9,617	0,047**
8	6,816	0,146	3,302	0,509
Defasagem	Relação (PaSC;Pi)		Relação (PvSC;Pi)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	8,685	0,069*	6,428	0,169
2	0,715	0,949	5,610	0,230
3	1,365	0,850	2,641	0,619
4	5,553	0,235	5,315	0,257
5	1,946	0,746	7,349	0,119
6	5,798	0,215	1,584	0,812
7	14,376	0,006***	9,053	0,059*
8	5,946	0,203	2,503	0,644
Defasagem	Relação (PpSC;Pi) <sup>1</sup>		Relação (PaSC;Pi) <sup>2</sup>	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	2,198	0,699	5,340	0,254
2	2,125	0,713	2,128	0,712
3	3,384	0,496	1,599	0,809
4	0,916	0,922	4,339	0,362
5	0,759	0,944	3,712	0,446
6	7,955	0,100	2,409	0,661
7	7,666	0,105	6,185	0,186
8	0,947	0,918	2,881	0,578

Hipótese nula:  $H_0$  = ausência de autocorrelação serial. Hipótese alternativa:  $H_a$  = presença de autocorrelação serial. <sup>1</sup>Modelo com duas defasagens. <sup>2</sup>Modelo com quatro defasagens. \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.5 - Resultados do teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos dos modelos para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	Relação (PpSP;PaSP)		Relação (PpSP;PvSP)		Relação (PaSP;PvSP)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	4,003	0,406	1,987	0,738	4,632	0,327
2	1,510	0,825	5,450	0,244	3,670	0,453
3	7,609	0,107	0,353	0,986	2,195	0,700
4	4,632	0,327	1,166	0,884	6,414	0,170
5	4,880	0,300	3,764	0,439	3,275	0,513
6	0,446	0,979	1,495	0,828	0,309	0,989
7	5,950	0,203	4,844	0,304	1,334	0,856
8	6,674	0,154	4,345	0,361	2,913	0,573

Defasagem	Relação (PpSP;Pi)		Relação (PaSP;Pi)		Relação (PvSP;Pi)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	1,805	0,772	4,676	0,322	3,048	0,550
2	2,256	0,689	3,118	0,538	1,141	0,888
3	3,899	0,420	3,829	0,430	4,749	0,314
4	3,972	0,410	1,606	0,808	2,155	0,707
5	3,100	0,541	4,654	0,325	5,728	0,220
6	1,958	0,744	0,665	0,956	1,281	0,865
7	2,638	0,620	4,340	0,362	3,889	0,421
8	2,456	0,653	5,126	0,275	3,245	0,518

Hipótese nula:  $H_0$  = ausência de autocorrelação serial. Hipótese alternativa:  $H_a$  = presença de autocorrelação serial.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.6 - Resultados do teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos dos modelos para São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	Relação (PpSP;PaSP)		Relação (PpSP;PvSP)		Relação (PpSP;PvpSP)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	3,802	0,434	3,505	0,477	6,529	0,163
2	2,627	0,622	1,155	0,886	1,362	0,851
3	3,229	0,520	1,507	0,825	5,752	0,219
4	2,426	0,658	3,216	0,522	3,895	0,420
5	0,887	0,927	2,064	0,724	5,190	0,268
6	0,607	0,962	2,426	0,658	4,748	0,314
7	5,895	0,207	1,900	0,754	5,768	0,217
8	0,376	0,984	0,814	0,937	0,821	0,936
Defasagem	Relação (PpSP;Pi)		Relação (PaSP;PvSP)		Relação (PaSP;PvpSP)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	0,341	0,987	6,136	0,189	4,268	0,371
2	2,423	0,659	1,681	0,794	3,288	0,511
3	7,812	0,100	2,629	0,622	6,223	0,183
4	2,324	0,676	1,982	0,739	2,421	0,659
5	2,675	0,614	4,323	0,364	2,784	0,595
6	2,541	0,637	3,029	0,553	3,324	0,505
7	4,537	0,338	7,666	0,105	5,408	0,248
8	1,829	0,767	0,888	0,926	1,089	0,896
Defasagem	Relação (PaSP;Pi)		Relação (PvSP;PvpSP)		Relação (PvSP;Pi)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	3,102	0,541	8,055	0,090*	6,080	0,193
2	2,162	0,706	2,050	0,727	2,437	0,656
3	3,703	0,448	7,650	0,105	5,785	0,216
4	3,555	0,470	2,383	0,666	5,794	0,215
5	1,397	0,845	7,558	0,109	5,792	0,215
6	4,638	0,327	5,872	0,209	1,107	0,893
7	5,010	0,286	6,355	0,174	6,615	0,158
8	4,241	0,374	4,776	0,311	1,297	0,862
Defasagem	Relação (PvpSP;Pi)					
	Estatística	P-valor				
1	1,606	0,808				
2	3,126	0,537				
3	3,188	0,527				
4	4,683	0,321				
5	8,682	0,070*				
6	6,584	0,160				
7	6,470	0,167				
8	0,914	0,923				

Hipótese nula:  $H_0$  = ausência de autocorrelação serial. Hipótese alternativa:  $H_a$  = presença de autocorrelação serial. \*Significativo a 10% (Autocorrelação incapaz de remoção).

Fonte: Resultados da pesquisa.

## ANEXO II

### Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para heterocedasticidade condicional

Tabela A.7 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para heterocedasticidade condicional nos resíduos dos modelos VAR para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	Relação (PpSC;PaSC)		Relação (PpSC;PvSC)		Relação (PaSC;PvSC)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	4,894	0,843	1,989	0,992	11,298	0,256
2	6,891	0,991	12,003	0,847	20,133	0,325
3	17,221	0,926	20,167	0,824	26,293	0,502
4	28,173	0,821	23,897	0,939	39,306	0,324
5	33,680	0,892	28,933	0,970	44,302	0,501
6	41,863	0,886	31,701	0,993	49,790	0,637
7	56,292	0,712	37,534	0,996	67,046	0,340
8	78,404	0,283	52,502	0,959	74,199	0,406

Defasagem	Relação (PpSC;Pi) <sup>1</sup>		Relação (PaSC;Pi) <sup>2</sup>		Relação (PvSC;Pi)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	7,172	0,619	10,201	0,334	20,545	0,015*
2	11,127	0,889	21,538	0,253	32,519	0,019*
3	13,102	0,989	33,848	0,171	34,823	0,143
4	18,043	0,995	41,935	0,229	42,266	0,219
5	20,687	0,999	52,777	0,199	47,463	0,373
6	27,153	0,999	59,313	0,288	52,825	0,520
7	38,353	0,994	69,102	0,279	59,473	0,603
8	47,916	0,987	76,367	0,340	72,495	0,462

Hipótese nula:  $H_0$  = resíduos homocedásticos. Hipótese alternativa:  $H_a$  = resíduos não homocedásticos.

<sup>1</sup> Modelo com duas defasagens. <sup>2</sup> Modelo com quatro defasagens. \*Significativo a 5%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.8 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para heterocedasticidade condicional nos resíduos dos modelos VAR para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	Relação (PpMG;PaMG)		Relação (PpMG;PvMG)		Relação (PaMG;PvMG)	
	Estatística <sup>1</sup>	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	28,838	0,001***	10,338	0,324	12,021	0,212
2	33,323	0,015**	18,475	0,425	19,445	0,365
3	43,367	0,024**	22,651	0,704	33,806	0,172
4	50,430	0,056*	27,607	0,841	36,746	0,434
5	62,983	0,039**	33,311	0,901	41,791	0,609
6	73,234	0,042**	41,531	0,893	48,273	0,694
7	80,142	0,071*	54,495	0,769	51,938	0,839
8	86,602	0,116	61,168	0,815	56,338	0,913

Defasagem	Relação (PpMG;Pi)		Relação (PaMG;Pi)		Relação (PvMG;Pi)	
	Estatística <sup>1</sup>	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	6,646	0,674	19,160	0,024**	14,427	0,108
2	16,197	0,579	25,246	0,118	24,672	0,134
3	22,796	0,696	29,403	0,342	27,814	0,421
4	32,216	0,649	34,635	0,534	31,672	0,675
5	37,160	0,791	39,829	0,690	35,097	0,856
6	47,144	0,734	43,658	0,842	45,470	0,789
7	53,113	0,808	47,976	0,920	55,225	0,746
8	62,094	0,791	62,137	0,790	57,570	0,892

Hipótese nula:  $H_0$  = resíduos homocedásticos. Hipótese alternativa:  $H_a$  = resíduos não homocedásticos.  
 \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.9 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para heterocedasticidade condicional nos resíduos dos modelos VAR para São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	Relação (PpSP;PaSP)		Relação (PpSP;PvSP)		Relação (PpSP;PvpSP)	
	Estatística <sup>1</sup>	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	8,600	0,475	25,789	0,002***	17,030	0,048**
2	12,588	0,815	32,298	0,020**	21,685	0,246
3	21,066	0,783	37,744	0,082*	34,635	0,148
4	32,060	0,657	43,641	0,179	50,898	0,051*
5	34,637	0,868	48,610	0,330	60,847	0,058*
6	41,873	0,885	56,572	0,379	84,544	0,005***
7	57,460	0,673	57,475	0,673	92,261	0,010***
8	64,930	0,710	64,076	0,736	96,433	0,029**
Defasagem	Relação (PpSP;Pi)		Relação (PaSP;PvSP)		Relação (PaSP;PvpSP)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	9,725	0,373	9,187	0,420	6,658	0,673
2	22,899	0,195	16,444	0,562	13,368	0,769
3	36,934	0,100	23,192	0,675	12,921	0,990
4	41,159	0,255	25,969	0,891	17,368	0,996
5	48,755	0,325	27,210	0,983	20,606	0,999
6	53,837	0,481	31,386	0,994	40,886	0,906
7	56,947	0,691	48,504	0,911	44,873	0,959
8	62,470	0,781	52,964	0,955	53,348	0,951
Defasagem	Relação (PaSP;Pi)		Relação (PvSP;PvpSP)		Relação (PvSP;Pi)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
1	7,496	0,586	17,032	0,048**	12,267	0,199
2	16,518	0,556	20,391	0,311	16,899	0,530
3	21,533	0,761	22,827	0,694	22,503	0,711
4	24,530	0,926	43,399	0,185	33,539	0,586
5	31,285	0,940	48,397	0,338	35,874	0,833
6	38,597	0,944	67,630	0,101	52,142	0,546
7	57,893	0,658	84,189	0,039**	62,505	0,494
8	64,562	0,721	100,070	0,016**	76,022	0,350
Defasagem	Relação (PvpSP;Pi)					
	Estatística	P-valor				
1	18,558	0,029**				
2	30,535	0,033**				
3	39,377	0,059*				
4	44,605	0,154				
5	51,949	0,221				
6	72,748	0,045**				
7	78,118	0,100				
8	82,034	0,196				

Hipótese nula:  $H_0$  = resíduos homocedásticos. Hipótese alternativa:  $H_a$  = resíduos não homocedásticos.  
 \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

### ANEXO III

#### Teste de raiz unitária e de estacionariedade para as séries de preços da ração e da taxa de juros

Tabela A.10 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e estacionariedade de KPSS das séries de preços da ração e da taxa de juros, 01/2000 a 08/2008

Variável	Estatística	Valor calculado	Teste ADF			O.I.
			1%	5%	10%	
PrSC	$\tau_{\mu}$	-2,532	-3,496	-2,890	-2,582	I(1)
PrMG	$\tau_{\mu}$	-2,950	-3,496	-2,890	-2,582	I(0)
PrSP	$\tau_{\mu}$	-2,809	-3,496	-2,890	-2,582	I(0)
Tj	$\tau_t$	-2,503	-4,052	-3,455	-3,153	I(1)
Variável	Estatística	Valor calculado	Teste KPSS			O.I.
			1%	5%	10%	
PrSC	$\eta_{\mu}$	0,111	0,216	0,146	0,119	I(0)
PrMG	$\eta_{\mu}$	0,130	0,739	0,463	0,347	I(0)
PrSP	$\eta_t$	0,111	0,216	0,146	0,119	I(0)
Tj	$\eta_t$	0,122	0,216	0,146	0,119	I(0)

O.I.: Ordem de integração.  $\tau_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.  $\tau_{\mu}$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e sem tendência.  $\eta_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.  $\eta_{\mu}$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e sem tendência.

Fonte: Resultados da pesquisa.

## Seleção da ordem de defasagem

Tabela A.11 - Seleção da ordem de defasagem do modelo para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	Critério de defasagem			
	FPE	AIC	SC	HQ
0	3,31E-11	-7,103	-6,943	-7,039
1	1,53E-15	-17,088	-15,966*	-16,635
2	8,76E-16*	-17,654*	-15,571	-16,812*
3	9,65E-16	-17,579	-14,534	-16,348
4	1,27E-15	-17,348	-13,341	-15,728
5	1,43E-15	-17,296	-12,328	-15,288
6	1,66E-15	-17,255	-11,325	-14,858
7	1,94E-15	-17,261	-10,369	-14,475
8	1,81E-15	-17,551	-9,697	-14,376

\* Indica a ordem selecionada pelo critério.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.12 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos dos modelos para Santa Catarina, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	VAR(1)		VAR(2)		VAR(5)	
	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.
1	117,518	0,000**	53,181	0,032*	26,827	0,866
2	55,688	0,019*	37,098	0,418	22,257	0,965
3	42,798	0,202	44,952	0,146	47,283	0,100
4	45,065	0,143	37,481	0,401	35,751	0,480
5	39,930	0,300	35,820	0,477	33,664	0,580
6	30,726	0,717	23,352	0,949	26,788	0,868
7	58,834	0,009**	57,673	0,012*	38,746	0,347
8	35,387	0,498	33,027	0,611	28,330	0,815

Hipótese nula:  $H_0$  = ausência de autocorrelação serial. Hipótese alternativa:  $H_a$  = presença de autocorrelação serial. \*\*Significativo a 1%. \*Significativo a 5%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.13 - Seleção da ordem de defasagem do modelo para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	Critério de defasagem			
	FPE	AIC	SC	HQ
0	1,47E-10	-5,610	-5,450	-5,546
1	9,17E-15	-15,297	-14,175*	-14,843*
2	7,29e-15*	-15,535*	-13,451	-14,692
3	9,49E-15	-15,293	-12,248	-14,062
4	1,08E-14	-15,206	-11,200	-13,587
5	1,78E-14	-14,776	-9,808	-12,768
6	2,21E-14	-14,666	-8,736	-12,269
7	2,52E-14	-14,695	-7,803	-11,909
8	2,73E-14	-14,841	-6,987	-11,666

\* Indica a ordem selecionada pelo critério.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.14 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos dos modelos para Minas Gerais, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	VAR(1)		VAR(2)		VAR(3)	
	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.
1	85,546	0,000***	49,988	0,061*	45,406	0,135
2	37,956	0,380	20,656	0,981	34,640	0,533
3	45,475	0,134	56,097	0,018**	41,881	0,231
4	31,914	0,663	24,462	0,928	20,272	0,984
5	28,778	0,798	27,135	0,857	24,575	0,925
6	41,312	0,250	27,853	0,832	29,335	0,776
7	52,755	0,035**	38,754	0,347	36,325	0,454
8	45,335	0,137	50,905	0,051*	44,118	0,166

Hipótese nula:  $H_0$  = ausência de autocorrelação serial. Hipótese alternativa:  $H_a$  = presença de autocorrelação serial. \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.15 - Seleção da ordem de defasagem do modelo para São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	Critério de defasagem			
	FPE	AIC	SC	HQ
0	2,27e-14	-11,551	-11,364	-11,476
1	2,29e-18	-20,754	-19,258*	-20,149*
2	1,66e-18*	-21,091	-18,286	-19,957
3	2,00e-18	-20,946	-16,832	-19,283
4	2,34e-18	-20,867	-15,444	-18,675
5	2,88e-18	-20,794	-14,062	-18,073
6	3,66e-18	-20,763	-12,723	-17,513
7	4,33e-18	-20,909	-11,560	-17,130
8	5,59e-18	-21,115*	-10,457	-16,807

\* Indica a ordem selecionada pelo critério.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.16 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos do modelo para São Paulo, 01/2000 a 08/2008

Defasagem	VAR(1)		VAR(2)		VAR(5)	
	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.
1	115,629	0,000**	72,299	0,017*	52,129	0,353
2	61,998	0,101	60,845	0,119	35,712	0,922
3	60,075	0,133	79,636	0,004**	50,654	0,408
4	44,335	0,662	38,983	0,847	61,036	0,116
5	55,540	0,242	31,216	0,978	42,281	0,740
6	57,834	0,181	48,869	0,478	37,679	0,880
7	85,539	0,010**	62,355	0,100	47,784	0,523
8	77,686	0,006**	53,625	0,302	26,015	0,997

Hipótese nula:  $H_0$  = ausência de autocorrelação serial. Hipótese alternativa:  $H_a$  = presença de autocorrelação serial. \*\*Significativo a 1%. \*Significativo a 5%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

## ANEXO IV

### Teste de raiz unitária e de estacionariedade

Tabela A.17 - Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de estacionariedade KPSS das séries de preços da carne suína, 01/2000 a 06/2009

Variável	Estatística	Valor calculado	Valor crítico			O.I.
			1%	5%	10%	
PaMG	$\tau_t$	-3,403	-4,044	-3,451	-3,151	I(0)
PaSP	$\tau_t$	-3,416	-4,043	-3,451	-3,151	I(0)
PaSC	$\tau_t$	-2,948	-4,043	-3,451	-3,151	I(1)
Pi	$\tau_t$	-3,197	-4,042	-3,450	-3,151	I(0)

Variável	Estatística	Valor calculado	Valor crítico			O.I.
			1%	5%	10%	
PaMG	$\eta_t$	0,099	0,216	0,146	0,119	I(0)
PaSP	$\eta_t$	0,068	0,216	0,146	0,119	I(0)
PaSC	$\eta_t$	0,068	0,216	0,146	0,119	I(0)
Pi	$\eta_t$	0,154	0,216	0,146	0,119	I(0)

O.I.: Ordem de integração.  $\tau_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.  $\eta_t$ : Estatística de teste para a equação com intercepto e tendência.

Fonte: Resultados de pesquisa.

### Seleção da ordem de defasagem

Tabela A.18 - Seleção da ordem de defasagem do modelo entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

Defasagem	Critério de defasagem			
	FPE	AIC	SC	HQ
0	6,62E-08	-5,179	-5,078	-5,138
1	1,94E-10	-11,010	-10,504*	-10,805*
2	1,70E-10*	-11,144*	-10,234	-10,776
3	1,80E-10	-11,089	-9,775	-10,557
4	1,91E-10	-11,037	-9,318	-10,340
5	2,15E-10	-10,929	-8,806	-10,069
6	2,55E-10	-10,774	-8,247	-9,750
7	2,98E-10	-10,641	-7,709	-9,452
8	2,38E-10	-10,894	-7,557	-9,542

\* Indica a ordem selecionada pelo critério.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.19 - Teste Multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos dos modelos entre as regiões, 01/2000 a 06/2009

Defasagem	VAR(1)		VAR(2)		VAR(8)	
	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.	Est. LM	Prob.
1	43,162	0,000***	24,556	0,078*	21,195	0,171
2	15,708	0,474	12,045	0,741	11,765	0,760
3	24,384	0,081*	20,101	0,216	19,916	0,224
4	21,476	0,161	14,999	0,525	9,259	0,902
5	27,001	0,042**	14,338	0,574	19,047	0,266
6	37,565	0,002***	18,547	0,293	14,433	0,567
7	55,598	0,000***	45,820	0,000***	19,648	0,237
8	24,981	0,070*	20,395	0,203	21,183	0,172

Hipótese nula:  $H_0$  = ausência de autocorrelação serial. Hipótese alternativa:  $H_a$  = presença de autocorrelação serial. \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Resultados da pesquisa.