

ALEXANDRA PEREIRA MARTINS

**TRANSMISSÃO DE PREÇOS NA CADEIA PRODUTIVA DE SUÍNOS**

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

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2010

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

T

M386t  
2010

Martins, Alexandra Pereira, 1978-  
Transmissão de preços na cadeia produtiva de suínos /  
Alexandra Pereira Martins.  
– Viçosa, MG, 2010.  
xvi, 88f.: il. (algumas col.) ; 29cm.

Inclui anexos.

Orientador: Marília Fernandes Maciel Gomes.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de  
Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 82-86.

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

ALEXANDRA PEREIRA MARTINS

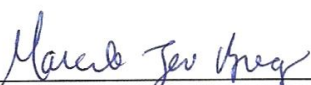
**TRANSMISSÃO DE PREÇOS NA CADEIA PRODUTIVA DE SUÍNOS**

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


APROVADA: 20 de dezembro de 2010.

  
Prof.<sup>a</sup> Patrícia Lopes Rosado  
(Coorientadora)

  
Prof. Alan Figueiredo de Arêdes

  
Prof. Marcelo José Braga

  
Prof. Brício dos Santos Reis

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

*Aos meus pais, em reconhecimento a toda a uma vida de apoio, incentivo e amor.*

## AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por ter me concedido saúde e perseverança para realizar mais uma etapa em minha vida.

À minha família, Maria de Lourdes, José Dias e Cleovane, que sempre me apoiou e incentivou. Especialmente a minha mãezinha que sempre esteve ao meu lado e que eu amo muito.

Ao casal Fernanda e Alan que me acolheu e me acompanhou desde o início deste trabalho, sempre me aconselhando e ajudando, grandes amigos/irmãos para sempre.

À Professora Marília Maciel que me acolheu não somente como orientadora, mas também como uma amiga, com quem sempre pude contar. A realização desse trabalho não seria possível sem sua orientação e sabedoria. Muito obrigada por ter sido minha orientadora/amiga e companheira. Adoro você!

Aos meus amigos da pós-graduação, que convivi durante esses anos e com os quais dividi grande parte dessa jornada. Especialmente ao Samuel Campos, Estevão Chaves, Graciela Profeta e Roni Moreira.

A todos do Departamento de Economia Rural que me ajudaram de alguma forma. Principalmente a Tedinha, Russo, Brilhante, Helena, Carminha e dona Maria.

Aos professores do Departamento de Economia Rural, com os quais tive o prazer de conviver e que contribuíram muito para minha formação profissional. Em especial o Professor Leonardo Mattos pelo profissionalismo e pela amizade, a quem tenho grande admiração.

A Professora Patrícia Rosado, pelo aconselhamento no início do curso, pela participação na defesa e, principalmente, pelas palavras de incentivo.

Ao meu namorado, Ednaldo, pela compreensão nos momentos em que estive ausente.

À universidade Federal de Viçosa, pela excelência em ensino.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo apoio financeiro.

## **BIOGRAFIA**

ALEXANDRA PEREIRA MARTINS, filha de José Dias Martins e Maria de Lourdes Pereira Martins, nasceu em Viçosa, Minas Gerais, em 07 de junho de 1978.

Em janeiro de 2003, iniciou o curso de Gestão do Agronegócio pela Universidade Federal de Viçosa, em Minas Gerais, graduando-se em janeiro de 2008.

E, janeiro de 2009, ingressou-se no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa, concluindo os requisitos necessários para obtenção do título de *Magister Scientiae* em dezembro de 2010.

## SUMÁRIO

	Página
<b>LISTA DE TABELAS .....</b>	<b>viii</b>
<b>LISTA DE FIGURAS .....</b>	<b>xi</b>
<b>RESUMO .....</b>	<b>xiii</b>
<b>ABSTRACT .....</b>	<b>xv</b>
<b>1. INTRODUÇÃO.....</b>	<b>1</b>
1.1. Considerações iniciais .....	1
1.2. Problema e sua importância .....	3
1.3. Hipóteses .....	8
1.4. Objetivos.....	8
1.4.1. Objetivo geral.....	8
1.4.2. Objetivos específicos.....	9
1.5. Estrutura do trabalho .....	9
<b>2. PANORAMA DA SUINOCULTURA NACIONAL E MUNDIAL.....</b>	<b>10</b>
2.1. Suinocultura no contexto nacional .....	10
2.2. Suinocultura no contexto internacional .....	14
2.2.1. Produção .....	14
2.2.2. Consumo .....	17
2.2.3. Exportação .....	18
2.2.4. Importação .....	20

<b>3. METODOLOGIA .....</b>	<b>22</b>
3.1. Referencial teórico .....	22
3.1.1. Teoria da produção .....	22
3.2. Modelo analítico .....	28
3.2.1. Procedimentos econométricos.....	28
3.2.2. Teste de hipótese sobre as relações de cointegração (parâmetro $\beta$ ) .....	33
3.3. Fonte de dados .....	34
<b>4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....</b>	<b>36</b>
4.1. Análise da transmissão dos preços de milho e soja e do preço de carne suína no mercado internacional no preço recebido pelos produtores de suínos no Brasil.....	37
4.1.1. Comportamentos dos preços em nível de produtor .....	37
4.2. Análise da integração do mercado internacional da carne suína .....	52
<b>5. RESUMO E CONCLUSÃO .....</b>	<b>78</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>82</b>
<b>ANEXO 1 .....</b>	<b>87</b>

## LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1 – Produtividade dos rebanhos suínos mundiais (leitões/matriz), no período de 2001 a 2009.....	12
Tabela 2 – Consumo mundial de carne suína nos principais países consumidores, no período de 2000 a 2009.....	13
Tabela 3 – Estatísticas descritivas dos preços recebidos pelos produtores de suíno, milho e soja, no Brasil, e o preço internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	37
Tabela 4 – Descrições das variáveis utilizadas na análise da transmissão dos preços dos produtores de milho, soja e preço internacional de carne suína no preço recebido pelos produtores de suínos.....	40
Tabela 5 – Resultados dos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e KPSS em primeira diferença para séries de preços mensais recebidos pelos produtores brasileiros de suíno, milho, soja e o preço internacional da carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	41
Tabela 6 – Seleção da ordem de defasagem do modelo para os preços recebidos pelos produtores de suíno, milho e soja, e o preço internacional da carne suína no Brasil, no período de outubro de 2003 a abril de 2010 .....	42
Tabela 7 – Teste multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos do modelo VAR (6), para os preços dos produtores de suíno, milho, soja e do preço da carne suína internacional, no período de outubro de 2003 a abril de 2010 .....	42

Tabela 8 – Testes de cointegração para séries SUI, MIL, SOJ e INTER, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	43
Tabela 9 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços recebidos pelos suinocultores brasileiros, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	44
Tabela 10 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços do milho, no período de outubro de 2003 a abril de 2010	46
Tabela 11 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da soja, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	47
Tabela 12 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	48
Tabela 13 – Análise estatística das séries de preços pagos ao Brasil pelos principais importadores de carne suína brasileira (Rússia, Hong Kong, Ucrânia, Argentina e Cingapura), e os principais exportadores de carne suína (União Europeia, Estados Unidos, Canadá, Brasil) e do preço Internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	53
Tabela 14 – Descrição das variáveis utilizadas na análise de transmissão de preços da carne suína .....	55
Tabela 15 – Resultados dos testes de <i>Augmented Dickey-Fuller</i> (ADF) e KPSS, em primeira diferença, para séries de preços mensais de carne suína no mercado internacional, no período de outubro de 2003 a abril de 2010 .....	56
Tabela 16 – Seleção da ordem de defasagem do modelo para os preços da carne suína no mercado internacional, no período outubro de 2003 a abril de 2010.....	57
Tabela 17 – Teste multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos do modelo VAR (3) para os preços da carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010 .....	57
Tabela 18 – Testes de cointegração para as séries de preços da carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010 .....	58
Tabela 19 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços do Brasil de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010 .....	59
Tabela 20 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços internacional de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010.....	61
Tabela 21 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços dos Estados Unidos de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010.....	62

Tabela 22 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da União Europeia de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010.....	63
Tabela 23 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços do Canadá de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010.....	64
Tabela 24 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Rússia de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010 .....	65
Tabela 25 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Hong Kong de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010.....	66
Tabela 26 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Ucrânia de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010 .....	67
Tabela 27 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Cingapura de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010.....	68
Tabela 28 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Argentina de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010.....	69

## LISTA DE FIGURAS

	Página
Figura 1 – Evolução da produção das principais proteínas animal no Brasil, 2000 a 2009.....	10
Figura 2 – Participação das regiões brasileiras na produção de suínos em 2009.....	11
Figura 3 – Participação dos principais Estados brasileiros no consumo de carne suína em 2009.....	14
Figura 4 – Principais produtores mundiais de carne suína em 2010. ....	15
Figura 5 – Principais carnes produzidas no mundo em 2009.....	16
Figura 6 – Principais consumidores de carne suína mundial, no período de 2000 a 2009.....	17
Figura 7 – Consumo <i>per capita</i> mundial de carne suína em 2009. ....	18
Figura 8 – Principais exportadores mundiais de carne suína. ....	19
Figura 9 – Principais importadores mundiais de carne suína, no período de 2000 a 2009.....	21
Figura 10 – Evolução do preço mensal do suíno, do milho, da soja e da carne suína (R\$/kg), no período de outubro de 2003 a abril de 2010. ....	39
Figura 11 – Transmissão dos preços recebidos pelos produtores brasileiros de suíno, milho e soja e o preço internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010. ....	49

Figura 12 – Resposta ao choque no preço recebido pelos produtores de suíno no Brasil, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	50
Figura 13 – Evolução do preço mensal de carne suína congelada (R\$/kg), em nível de importador e exportador, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	54
Figura 14 – Transmissão dos preços entre os principais países exportadores de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	70
Figura 15 – Transmissão dos preços entre os principais importadores de carne suína brasileira, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	70
Figura 16 – Transmissão dos preços entre os principais países importadores e exportadores de carne suína do Brasil, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	71
Figura 17 – Resposta a choque dos preços dos principais países exportadores de carne suína e do preço do mercado internacional, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	72
Figura 18 – Resposta a choque dos preços dos principais países importadores de carne suína do Brasil, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.....	74

## RESUMO

MARTINS, Alexandra Pereira, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 2010. **Transmissão de preços na cadeia produtiva de suínos**. Orientadora: Marília Fernandes Maciel Gomes. Coorientadores: Leonardo Bornacki de Mattos e Patrícia Lopes Rosado.

A cadeia produtiva de suíno no Brasil passa por um processo de crescimento e modernização, principalmente no que se refere à ampliação da participação no mercado internacional de carne suína. No entanto, essa cadeia tem sofrido várias limitações, fatores que estão atrelados tanto à instabilidade de preços do setor de insumos (milho e soja) quanto àqueles do mercado internacional de carne suína, além do próprio mercado interno (baixo consumo). Tem-se, deste modo, um mercado que apresenta grande incerteza com relação a preços. Assim, neste trabalho buscou-se analisar as relações de transmissão dos preços entre os produtores de milho e soja e do preço internacional da carne suína sobre preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil, bem como analisar a integração do mercado internacional de carne suína no período de outubro de 2003 a abril de 2010. Para isso, o trabalho baseou-se na teoria da produção e da integração de preços entre mercados, no modelo teórico, e do Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC), no modelo analítico. De acordo com os resultados foram constatadas relações independentes entre o preço recebido pelos suinocultores brasileiros e os preços recebidos por produtores brasileiros de soja, de milho e do preço internacional de carne suína, visto que um choque nos preços destes influenciou de forma significativa nos movimentos dos preços recebidos pelos suinocultores. No entanto, não foi verificada participação significativa dos preços recebidos pelos produtores de suíno do Brasil nos preços recebidos pelos produtores brasileiros de milho e de soja, bem como no preço internacional de carne suína. Assim, pode-se inferir que os preços recebidos pelos produtores brasileiros de soja e de milho e da carne suína no mercado internacional

são relevantes para explicar o comportamento do preço recebido pelos produtores de suínos no Brasil. Porém, esse comportamento do preço não é harmônico, pois choques originados dos preços dos produtores brasileiros de suínos têm pouca influência sobre o preço recebido pelos produtores de milho, de soja e do preço internacional de carne suína. As funções de impulso-resposta evidenciaram que os preços dos produtores de suínos do Brasil sofrem por um longo período as interferências causadas pelos choques dos preços dos insumos e da carne suína no mercado internacional. No mercado internacional de carne suína, composto pelos principais exportadores de carne suína e dos principais importadores de carne suína do Brasil, observou-se que os preços de exportação de carne suína do Canadá e o de importação da Argentina foram os que mais influenciaram nas mudanças ocorridas nos preços da carne suína do Brasil; e que o preço da carne suína do Brasil influenciou de forma significativa os preços do mercado internacional de carne suína, dos Estados Unidos e do Canadá, além dos preços dos seus principais importadores de carne suína. Portanto, os preços pagos por Cingapura à carne suína brasileira foram altamente significativos nas mudanças de preços dos Estados Unidos, do Canadá, da União Europeia e do mercado internacional de carne suína. A única exceção verificada foi no preço da União Europeia, cujos preços mostraram-se mais vulneráveis aos preços dos Estados Unidos, da Argentina e de Cingapura e pequena relação com o preço da carne suína do Brasil, visto que este apresentou forte participação nos demais mercados de carne suína em análise. Pelo exposto, pode-se dizer que o mercado de carne suína do Brasil apresenta forte integração de preços no mercado mundial dessa carne.

## ABSTRACT

MARTINS, Alexandra Pereira, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, December, 2010. **Prices transmission in the swine production chain.** Adviser: Marília Fernandes Maciel Gomes. Co-advisers: Leonardo Bornacki de Mattos and Prof<sup>ª</sup>. Patrícia Lopes Rosado.

The swine production chain in Brazil is undergoing a process of growth and modernization, particularly regarding the expansion of international market share of pork meat. However, this chain has suffered several limitations, arisen from factors that are linked to the price instability of industry inputs (corn and soybeans) and to the international pork meat market, adding up to the low consumption in the domestic market. There is, thus, a market with great uncertainty about prices. In this work, the objective was to analyze the transference relations occurred between the prices of corn and soybeans and the international price of pork meat, on the prices received by pork meat producers in Brazil, and also to analyze the integration of the pork meat international market within the period from October 2003 to April 2010. For this, the work was based on the theory of production and price integration between markets, the theoretical model, and Auto-regression Vector Model with Error Correction (VEC), the analytical model. According to the results, there had been found independent relationships between the price received by Brazilian pig farmers and the prices received by Brazilian producers of soybeans, corn and the international price of pork meat, since a price shock on these had a significant influence on the movements of prices received by pig farmers. However, there were not verified significant involvements of prices received by producers of pork meat from Brazil in the prices received by Brazilian producers of corn and soybean as well as the international price of pork meat. Thus, one can infer that prices received by Brazilian producers of soybeans, corn and pork meat, on the international market, are

relevant to explain the behaviour of the price received by pork meat producers in Brazil. However, this price behaviour is not harmonic, since shocks originated in the prices of Brazilian pork producers have little influence on the price received by producers of corn, soybean and on the international price of pork. The impulse-response functions showed that the prices of pork meat producers in Brazil for a long time have been suffering the interference caused by shocks in the prices of inputs and pork meat on the international market. In this market, composed of leading exporters of pork and major importer of pork from Brazil, it was observed that export prices of pork meat imported from Canada and Argentina are the ones that most influenced the changes in pork meat prices in Brazil, and the price of pork meat in Brazil had a significant influence on the international market prices, and also on the United States and Canada pork meat market prices, besides the prices of the main importers of pork. Therefore, the prices paid by Singapore to Brazilian pork meat were highly significant to the changes in the price of the United States, Canada, and the European Union and in the international market for pork meat. The only exception was found in the price of the European Union, whose prices were more vulnerable to price the United States, Argentina and Singapore, and small compared with the price of pork in Brazil, since it showed strong participation in other pork meat markets in the analysis. Consequently, it can only be said that the Brazilian pork meat market has a strong integration with the international pork meat market prices.

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1. Considerações iniciais

O segmento de carnes, importante gerador de emprego e renda, vem se destacando nos últimos anos no setor agropecuário brasileiro, em especial o setor produtivo de suínos. A suinocultura está cada vez mais representativa, no que concerne aos seus efeitos multiplicadores de renda e emprego, em vários setores da economia. Segundo Gomes (2002), a cadeia produtiva de suínos gera em torno de 1,5 milhão de empregos no país, e a produção de suínos encontra-se presente em quase todos os estados brasileiros.

A carne suína é a terceira mais importante proteína animal em volume de produção. O volume produzido no Brasil era de 1.033 mil toneladas, em 1990, e aumentou para 2.923 mil toneladas em 2009, o que representou um crescimento de 183% no período. Quanto ao consumo deste tipo de carne, é importante salientar que após um longo período de estagnação, houve significativa recuperação dos níveis de consumo, que era, em 1990, de 7,14 kg/*per capita*/ano, e atingiu 13,6 kg/*per capita*/ano, em 2009, um crescimento de quase 100% (ABIPECS, 2010). Fato esse que pode estar relacionado a uma reversão na evolução dos preços relativos de carnes no Brasil e das campanhas de *marketing*, em que essas destacavam a carne suína como produto saudável, com vistas a eliminar e, ou, reduzir qualquer preconceito sobre ela.

No que tange ao mercado internacional, em 2009, verificou-se que os principais mercados importadores da carne suína brasileira foram, em ordem de

importância, Rússia (43,74%), Hong Kong (19,89%), Ucrânia (9,56%), Argentina (4,48%) e Cingapura (4,26%), responsáveis por cerca de 82% do volume exportado. Quanto aos maiores exportadores, países competidores com a carne suína brasileira, podem-se citar os Estados Unidos, a União Europeia e o Canadá. Esses países foram responsáveis por 90% do total transacionado no mercado externo. O Brasil é um dos países que mais aumentou sua participação relativa nas vendas externas, passou de 1,0%, em 1992, para 12%, em 2009 (ANUALPEC, 2010).

Dentre os principais estados produtores de carne suína no Brasil, em 2009, encontravam-se Santa Catarina (27%), Rio Grande do Sul (19%), Paraná (15,5%), Minas Gerais (13%), Mato Grosso (5,22%), São Paulo (5,13%), Goiás (4,73%) e Mato Grosso do Sul (2,64%) (ABIPECS, 2010). Eles responderam por mais de 90% da produção.

A cadeia produtiva de carne suína é formada pelo segmento fornecedor de insumos, de criação de animais, abate e processamento, distribuidores (atacadistas e varejistas) e consumidor final (GOMES *et al.*, 1992). Os elos desta cadeia, tanto a montante quanto a jusante, são interdependentes, ou seja, há uma inter-relação mútua entre eles; assim, alterações nos preços em um ou mais segmento poderá refletir na cadeia como um todo. As alterações, além de estarem relacionadas com as mudanças no segmento de insumos (milho e soja, principais componentes da ração, que são responsáveis por cerca de 65% do custo de produção de suínos), nos segmentos de processamento, distribuição e consumo, podem também estar associadas com os bens substitutos<sup>1</sup> (frango e bovino de corte), por serem carnes correlatas à de suína. Ademais, vale ressaltar que o preço do suíno no mercado interno é também influenciado pelo preço da carne suína no mercado internacional, dado a sua parcela de participação no mercado externo.

O preço real de suínos tem apresentado constantemente períodos de alta e de baixa, mediante as oscilações presentes nos preços dos principais insumos, milho e soja. As irregularidades dos preços desses insumos é elemento que dificulta o planejamento dos suinocultores, visto ser o planejamento uma etapa essencial a essa atividade.

Segundo Bressan (2001), a produção agropecuária está sujeita a irregularidades constantemente no processo de produção, em virtude das sazonalidades e dos

---

<sup>1</sup> Há pesquisas que constataram que a carne de frango é complementar à de suína, pelo fato de serem consumidas em conjunto (SANTANA, 1999, 2008).

choques aleatórios relacionados aos fatores externos, como pragas, variações climáticas, dentre outros. Assim, a produção agropecuária necessita de instrumentos que minimizem o risco e auxiliem na tomada de decisão dos agentes integrantes do agronegócio.

A formação de preços na cadeia produtiva da carne suína, com relação ao valor pago pela indústria para os produtores independentes, gira em torno das forças de mercado, oferta e demanda, de modo que se estabelece forte relação com a renda *per capita*, o preço da própria carne e o preço de seus substitutos (frango e bovino), bem como pelas alterações nas preferências dos consumidores. Em se tratando dos produtores integrados, o preço recebido por eles é definido via contrato estabelecido com a agroindústria, o que possibilita reduzir os riscos de mercados.

Mediante o exposto, pode-se dizer que o entendimento das inter-relações, ou seja, da transmissão dos preços entre os mercados supracitados (insumos, suíno e internacional), pode ser relevante para a melhoria do planejamento dos suinocultores, principalmente no que diz respeito à tomada de decisões que envolvem a produção, gerando, assim, melhor previsibilidade da rentabilidade do referido setor.

Na agropecuária, o processo da transmissão de preços tem sido estudado por vários autores<sup>2</sup> com vistas a proporcionar informações que permitam aos produtores, aos agentes intermediários, ao governo ou aos consumidores estabelecerem procedimentos adaptativos que suavizem o impacto de determinadas variáveis na formação de preço.

## **1.2. Problema e sua importância**

Considerando que mudanças na interação entre os vários mercados promovem uma mudança em cada um, propiciando impactos positivos ou negativos, dependendo da magnitude e da dinâmica de ajustamento das alterações; e que uma avaliação dessas inter-relações econômicas entre os diversos mercados associados à produção e ao seu consumo é relevante para uma análise do desenvolvimento de determinado setor (no caso específico o de suínos), buscou-se aqui responder alguns questionamentos essenciais ao melhor desempenho dessa cadeia. Qual a intensidade das influências dos preços do milho, da soja e do preço internacional de carne suína

---

<sup>2</sup> Bliska (1990); Pino e Rocha (1994); Margarido (1998) e Alves e Bachi (2004).

no preço recebido pelos produtores de suíno no Brasil? Há uma relação de longo prazo entre os preços externo e interno de carne suína de modo a defini-los como mercados integrados?

Quanto ao segmento dos insumos milho e soja, caracterizado como segmento de atividades antes da porteira, esse é de vital importância no processo produtivo de suínos e de frango. Dois terços do milho produzido no Brasil são consumidos na produção de suínos e aves, em que 32% desses são destinados à suinocultura e 45% à avicultura. Ademais, estes insumos são responsáveis por em torno de 65% do custo de produção de suínos (HELFAND; REZENDE, 1999). Ainda, de acordo com Rocha *et al.* (2007), a suinocultura é uma atividade cíclica, cuja duração é determinada pelo trinômio preço do milho e do farelo de soja e do preço pago ao produtor. Assim, os produtores de suínos, segundo a organização administrativa na qual estão inseridos, produção independente ou integrada, sofrem, em proporção diversa, os efeitos das mudanças de mercado que afetam a atividade.

O mercado produtor de suínos também mantém estreita relação com o internacional, apresentando forte participação. A intensidade pela qual uma alteração nos preços internacionais de carne suína impacta o preço pago aos produtores de suínos constitui-se, assim, em informação importante tanto para os suinocultores quanto aos formuladores de políticas setoriais.

Assim, o conhecimento da dimensão dos impactos dos preços do milho, da soja e da carne suína no mercado internacional nos preços dos suínos torna-se relevante, dado o efeito multiplicativo que esse setor pode promover em outras atividades econômicas, contribuindo desta maneira para o crescimento econômico do país, e, ou, das regiões produtoras.

Em se tratando do mercado externo, tem-se observado que o fenômeno da globalização e da integração econômica requereu que reformas fossem implementadas nas políticas macroeconômicas, notadamente a abertura comercial, abarcando reduções de tarifas de importação e extinção de barreiras não tarifárias. Estas medidas têm potencializado o inter-relacionamento entre os preços internos e externos, principalmente quando se analisam aqueles setores cujos preços estiveram dependentes de variáveis externas, como pode ser constatado no de suínos.

As exportações brasileiras de suíno iniciaram-se em 1974, um início tímido, mas promissor, e interrompido, em 1978, em razão da proibição da comunidade europeia de comprar carne suína brasileira, dada a constatação de febre aftosa nos

estados do Sul. Agravando ainda mais a situação, surgiu, em maio do referido ano, a peste suína africana no Brasil, que colocou fim nas aspirações do setor suinícola nacional, que vislumbrava na exportação a grande opção para colocar os seus excedentes. O Brasil levou anos até conseguir a primeira liberação sanitária após esse episódio, e Hong-Kong foi o primeiro país a retornar às importações. Em 1985, o Brasil exportou em torno de 5 mil toneladas de carne suína e atingiu, em 1991, 15 mil toneladas, um crescimento lento e abaixo das expectativas do setor (AVICULTURA, 1995).

O Brasil tem apresentado elevadas taxas de crescimento na produção ao longo dos últimos anos, atingindo em 2008, um aumento de 80% em relação a 1990. Neste ano, o País exportou cerca de 675 mil toneladas de carne, sendo a Rússia o principal país de destino, responsável pela importação de cerca de 46% da produção (ANUÁRIO, 2010). Já em 2009, o volume exportado foi de 705 mil toneladas, o que correspondeu a 12% do total mundial.

Deve-se ressaltar que o acesso ao mercado russo, em 2000, alavancou o setor no comércio brasileiro, e esse tornou-se o maior país importador deste produto. Segundo Talamini e Ferreira (2006), o mercado comprador extremamente concentrado pode ser considerado um dos pontos preocupantes da cadeia produtiva suinícola brasileira, visto que à medida que as cotas de importações são impostas pelos países importadores, estes podem apresentar sérios riscos ao setor. Portanto, com a produção crescente e o consumo praticamente estabilizado, as exportações brasileiras tornam-se cruciais para o equilíbrio entre oferta e demanda da carne.

Outro aspecto que deve ser ressaltado é que embora o Brasil ocupe o quarto lugar de destaque na produção e na exportação da carne suína, sua capacidade na determinação de preço pode estar aumentando, apesar de ainda ser relativamente pequena em comparação com os grandes produtores e exportadores, como Estados Unidos e União Europeia. Isso pode ser verificado por meio das variações percentuais das exportações mundiais de carne suína, entre os anos de 2000 a 2009, em que as variações nas exportações dos Estados Unidos, União Europeia, Canadá e Brasil foram da ordem de 296, 11, 63 e 335%, respectivamente.

Portanto, em um país com volumes significativos de exportação, assume-se que variações no preço externo irão afetar, num primeiro momento, os níveis de produção e preços internos e, posteriormente, o nível de exportação (GOMES; TALAMINI, 1992). Destarte, por ser a carne suína um produto de grande relevância

na economia brasileira, é importante conhecer as relações existentes entre o mercado externo e interno quanto às alterações de preços. Isto é, procurar determinar a direção e a intensidade com que os choques são transmitidos entre esses dois níveis de mercado e, assim, verificar se esses podem ser considerados integrados.

O entendimento das inter-relações entre os preços da carne suína brasileira, e os preços internacionais deste produto propiciará a verificação do efeito de políticas de incentivo e definição de cenários que minimizem o risco da atividade pecuária, podendo também auxiliar os agentes ligados ao setor na tomada de decisões sobre produção e comercialização.

Diferentes estudos têm sido realizados no País analisando a transmissão de preços entre os mercados de suínos. Bacchi (1994) verificou que variações no preço de frango causaram variações nos preços de bovino e suíno; relação causal no sentido preço de bovino para preço de suíno e frango não foi descartada; e, por último, não foi identificada causalidade no sentido de preço de suíno para preço de bovino e frango, no período de 1978 a 1991.

Carvalho *et al.* (2006) analisaram a transmissão de preços dos cortes de suínos (lombo, bife e costela – varejo) e os preços recebidos pelos produtores de suíno no Estado de São Paulo. Os resultados mostram que uma variação no preço da carne no varejo paulista impactou os preços do quilo de suíno vivo recebido pelo produtor; contudo, essas variações não foram transmitidas integralmente.

Weydmann e Seabra (2006), por sua vez, buscaram identificar a liderança do preço na cadeia e os efeitos da instabilidade sobre três níveis de preços da cadeia suínica de São Paulo, no período de 1995 a 2005. Os autores concluíram que o preço no atacado são transmitidos ao preço ao produtor, e que a variância condicional dos preços ao atacado é transmitida ao preço do produtor e varejo.

Rosado (2006), por sua vez, estudou a integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos. Os resultados apontaram que a extensão espacial do mercado era composta pelos estados Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Santa Catarina, São Paulo, Paraná, Rio Grande do Sul e Minas Gerais. Estados esses responsáveis por uma quantidade significativa do comércio e que se encontravam integrados economicamente. Foi verificado que o mercado brasileiro de suínos apresentou grande dinamismo em relação ao comportamento dos preços e que todos os ajustes ocorreram em período de menos de três meses. Assim sendo, variação de preço de suíno em um mercado influenciava os preços dos demais.

Arêdes (2009) analisou a transmissão de preços e da volatilidade da comercialização da carne suína nos mercados produtor, atacadista, varejista e internacional, e considerou em sua análise praças específicas dos estados de Minas Gerais, Santa Catarina e São Paulo. Avaliou, ainda, a transmissão do preço da ração ao preço pago aos produtores de carne suína nos estados supracitados. Os resultados encontrados indicaram que não há uma região dominante na transmissão dos preços, visto que, de modo geral, as regiões analisadas apresentaram-se mutuamente interdependentes na transmissão do preço da carne suína. Foi observado, ainda, que o preço da ração não foi significativo no comportamento dos preços pagos aos produtores nos estados analisados.

Neste trabalho, distintamente dos que já foram elaborados, realizaram-se análises da transmissão de preços da soja e do milho nos preços recebidos pelos produtores de suíno no Brasil, bem como a transmissão dos preços internacionais de carne suína nos preços dos suinocultores brasileiros. Adicionalmente, buscou-se averiguar as relações de longo prazo entre preços nos mercados externos de suínos, mais precisamente, verificar se existe uma integração entre os mercados. Outrossim, pretendeu-se preencher uma lacuna existente na literatura nacional, dado que os trabalhos já realizados não responderam aos questionamentos ora apresentados.

O estudo da transmissão do preço, como elemento controlador do mecanismo de troca, reveste-se de singular importância para o governo na formulação e aplicação de políticas eficientes direcionadas para a atividade. Isto posto, o conhecimento desses elementos revestem-se de relevância para o setor produtivo de suínos, na medida em que as informações coletadas e analisadas possibilitam melhor conhecimento sobre o mesmo e permitem traçar algumas diretrizes para a atividade no Brasil.

Conforme Faminon e Benson (1990), mercados integrados são aqueles nos quais os preços são determinados de maneira interdependentes, no sentido de que alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços em outros mercados. Assim, na presença de integração entre mercados, segundo Goodwin e Shroeder (1991), têm-se informações mais precisas de preços, o que favorece a especialização e a decisão de comercialização dos produtores.

De acordo com González-Rivera e Helfand (2001), a integração de mercado desempenha papel importante no crescimento econômico, pois quando mercados

isolados ou fracamente integrados começam a se integrar, há crescimento da renda dos produtores, ao possibilitar maior especialização e ampliação do comércio local, melhora o bem-estar dos consumidores ao reduzir os movimentos dos preços. Assim, os benefícios acabam permeando a economia de forma mais abrangente, em função dos ajustes e do melhor funcionamento dos mercados, induzindo, portanto, ao crescimento econômico.

### **1.3. Hipóteses**

a) Há interdependência mútua entre os preços recebidos pelos produtores de milho, soja, bem como o preço internacional de carne suína nos preços pagos aos produtores de suíno no Brasil. Assim, alterações em um desses preços têm reflexo no comportamento dos preços dos suínos no Brasil.

b) Há relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços domésticos e internacionais de carne suína, o que permite classificá-lo como mercado integrado.

### **1.4. Objetivos**

#### **1.4.1. Objetivo geral**

O objetivo central deste trabalho foi analisar a transmissão dos preços do milho, da soja e do preço da carne suína no mercado internacional<sup>3</sup> para os preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil, bem como analisar a integração do mercado internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

---

<sup>3</sup> O mercado internacional constitui-se de todos os países exportadores quanto dos importadores da carne suína. Assim, os preços neste mercado são dados pela oferta e demanda mundial de carne suína, cujos preços são calculados por meio de uma média aritmética realizada nos preços de exportação e de importação.

#### **1.4.2. Objetivos específicos**

- Avaliar a direção e a intensidade com que os choques nas variáveis preços de milho, da soja e do preço internacional de carne suína são transmitidos para os preços recebidos pelos produtores brasileiros de suínos;

- Analisar as relações de longo prazo entre os preços nos mercados internacionais de carne suína.

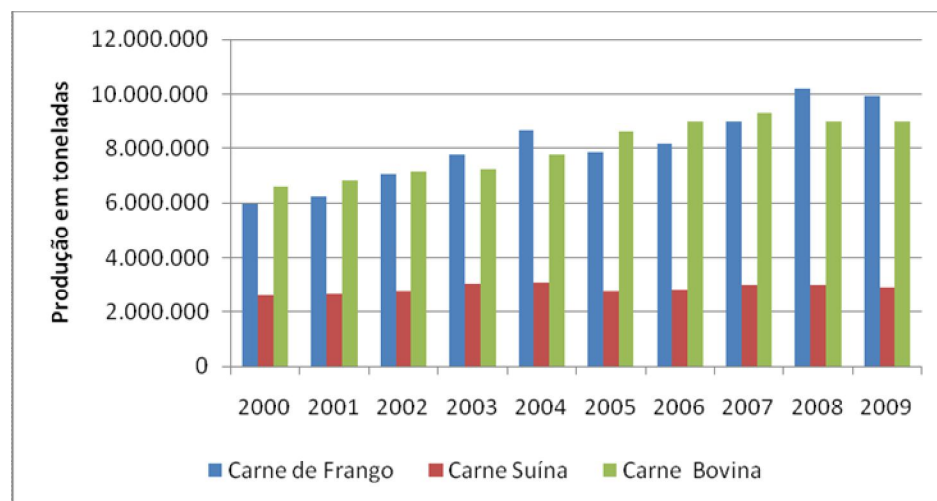
#### **1.5. Estrutura do trabalho**

Além deste capítulo introdutório, composto pelas considerações iniciais, problema e sua importância, hipóteses e objetivos, têm-se outros quatro capítulos. No segundo capítulo é apresentada uma caracterização da suinocultura brasileira nos mercados interno e externo. No terceiro, são apresentados os modelos teórico e analítico, assim, como, a fonte de dados utilizada na análise. Já no quarto capítulo apresentam-se os resultados e discussão; e no quinto, as conclusões.

## 2. PANORAMA DA SUINOCULTURA NACIONAL E MUNDIAL

### 2.1. Suinocultura no contexto nacional

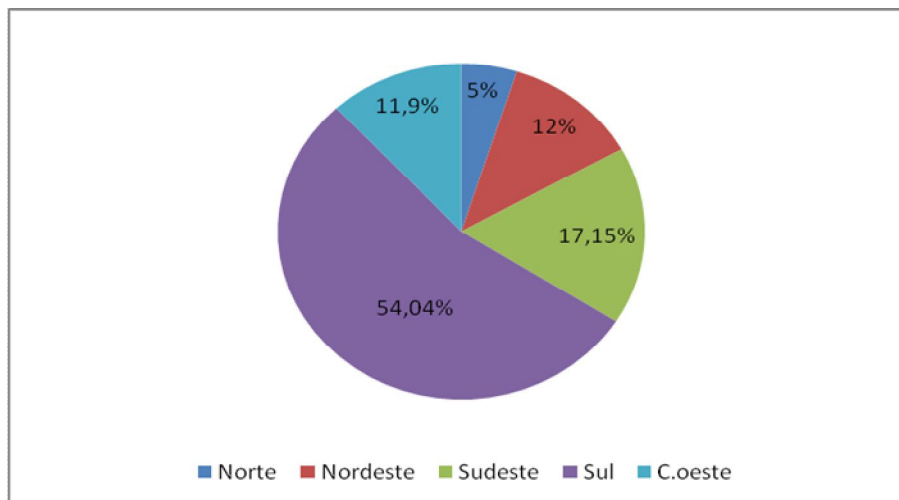
No Brasil, a carne suína é a terceira mais importante proteína animal em volume de produção, ficando atrás das carnes de frango e de bovino, respectivamente. Este comportamento pode ser visualizado na Figura 1, que apresenta a evolução da produção de carnes no Brasil.



Fonte: FAO (2010).

Figura 1 – Evolução da produção das principais proteínas animal no Brasil, 2000 a 2009.

O rebanho de suíno no Brasil vem aumentando gradativamente no decorrer dos últimos anos. Em 2000, o volume produzido era de 30 milhões de cabeças e, em 2009, aumentou para 33,79 milhões, o que representou um crescimento de 12% no período, com participação no mercado mundial de, aproximadamente, 4,38%. O sul e o sudeste aparecem como as principais regiões produtoras do País, responsáveis por, aproximadamente, 54,04 e 17,15%, respectivamente, da produção total em 2009 (Figura 2). Os Estados que mais se destacaram foram Santa Catarina (21,31%), Rio Grande do Sul (18,30%), Paraná (14,44%), Minas Gerais (11,67%), São Paulo (4,40%), Goiás (4,62%), Mato Grosso (4,25%) e Mato Grosso do Sul (2,70%), (ABIPECS, 2010). Eles responderam por mais de 90% da produção.



Fonte: ABIPECS (2010).

Figura 2 – Participação das regiões brasileiras na produção de suínos em 2009.

O sistema produtivo brasileiro de suínos ocorre via produtores dependentes, também denominados integrados, e independentes. Os primeiros concentram-se nos estados da região Sul e são caracterizados pela presença de uma empresa abatedora e processadora, que, sob forma de contrato com os suinocultores, integra, verticalmente, várias fases do processo produtivo, como melhoramento genético, nutrição, abate dos animais e processamento da carne. Os suinocultores são responsáveis pelo fornecimento de terra, mão de obra, instalações e equipamento; portanto, concentram-se na produção dos animais. Para os segundos, denominados independentes, não há um vínculo contratual com empresas abatedoras e processadoras. Nesse sistema produtivo, os próprios suinocultores compram todos os

insumos necessários à produção, desenvolvem o produto e o vendem no mercado. Esse tipo é mais comum na região Sudeste, com destaque para o estado de Minas Gerais, quarto maior produtor e exportador nacional de carne suína, atrás apenas dos estados da região Sul (ROCHA *et al.*, 2007).

Quanto à produtividade da suinocultura, em termos de número de leitões por matrizes, dados do Anualpec (2010) apontam que a suinocultura brasileira é muito competitiva em relação a outros fornecedores do mercado mundial, visto que, de 2001 a 2009, a produtividade passou de 9,7 leitões/matriz para mais de 12 leitões/matriz, ou seja, crescimento de 24%. Enquanto os principais países competidores (Estados Unidos, União Europeia e Canadá) obtiveram crescimento em torno de 17,1, 11,14%, respectivamente.

Análise da produtividade, por meio da taxa geométrica de crescimento anual, revela o destaque da suinocultura brasileira, já que esta ficou em torno de 10,7% ao ano, enquanto os Estados Unidos e o Canadá apresentaram crescimento anual em torno de 7,6 e 0,73% e, a União Europeia um decréscimo em sua produtividade em torno de 1,6%. A Tabela 1 mostra a evolução da produtividade (leitões/matriz) nos principais países competidores.

Tabela 1 – Produtividade dos rebanhos suínos mundiais (leitões/matriz), no período de 2001 a 2009

Anos	Estados Unidos	União Europeia	Canadá	Brasil
2001	16,1	18,0	20,7	9,7
2002	16,4	18,0	20,2	9,9
2003	16,8	17,1	20,6	9,9
2004	17,1	16,4	21,1	10,0
2005	17,4	16,8	20,7	10,7
2006	17,5	16,8	20,5	11,0
2007	18,5	17,0	20,6	11,4
2008	18,5	17,3	20,9	11,7
2009	18,9	18,2	21,0	12,1
TGC*	7,62%	-1,60	0,73	10,71

\* Taxa geométrica de crescimento.

Fonte: ANUALPEC (2010).

Com relação ao consumo de carne suína, pode-se dizer que, apesar de o Brasil ter aumentado o consumo no decorrer dos anos, esse consumo é relativamente baixo em relação aos principais países consumidores. Enquanto a população chinesa

consome cerca de 36 kg/*per capita*/ano, a brasileira consome apenas 13,9 kg/*per capita*/ano. No entanto, quando se verifica a evolução do consumo brasileiro, no período de 2000 a 2009, percebe-se que esse obteve crescimento em torno 28%, enquanto a China, a União Europeia, os Estados Unidos e a Rússia obtiveram variações no consumo em torno de 18, 1, 6 e 22%, respectivamente (Tabela 2).

Tabela 2 – Consumo mundial de carne suína nos principais países consumidores, no período de 2000 a 2009

País	2000	2002	2004	2005	2006	2008	2009
China	41.047	41.015	43.010	45.139	46.051	46.412	48.300
União Europeia	20.592	20.689	20.528	20.632	20.632	21.024	20.800
Estados Unidos	8.424	8.684	8.822	8.660	8.643	8.806	8.925
Rússia	2.416	2.429	2.338	2.486	2.639	3.112	2.954
Brasil	1.943	1.975	1.979	1.949	2.191	2.390	2.478

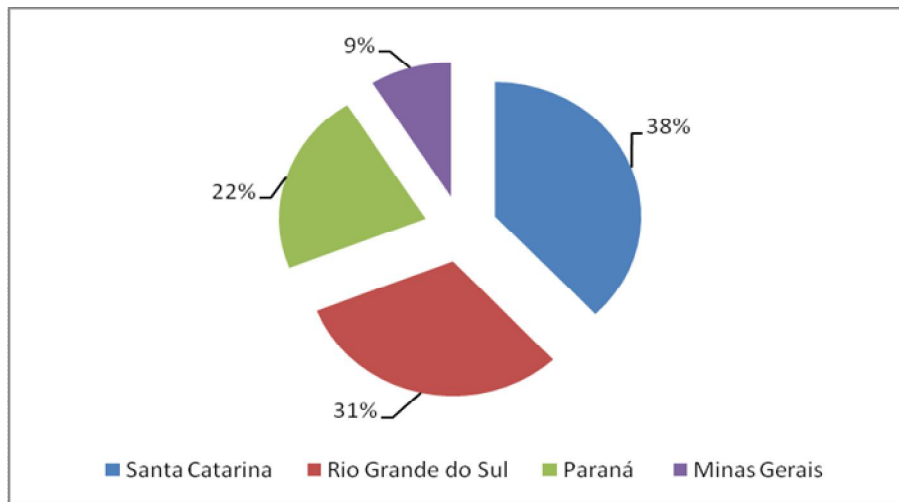
Fonte: FAO (2010).

Assim, pode-se dizer que apesar das campanhas vinculadas para o esclarecimento dos consumidores brasileiros, com o objetivo de aumentar o consumo da carne suína ter obtido algum sucesso, o aumento no consumo ainda enfrenta preconceitos motivados por questões culturais e, em parte, por desinformações; há ainda, pessoas que mantêm restrições à carne suína ou aos seus derivados.

Outra questão que também contribui para a fraca evolução no consumo é a segurança alimentar, tendo em vista a preocupação com a possibilidade de ocorrência em algumas regiões do País de casos de cisticercose, cuja origem possa ter sido da carne suína. Além disso, a preocupação em relação ao colesterol também afeta o consumo, apesar de ser uma carne branca. Assim, estes mitos perduram pelo meio social e precisam ser superados.

Por fim, pode se dizer que o baixo nível de renda de grande parcela da população brasileira impede o acesso a carne suína, uma vez que, segundo Gomes *et al.* (2002), 70% da carne suína consumida no País é industrializada. Comparando com outras carnes e levando em consideração, principalmente, o preço junto com a qualidade do produto ofertado no mercado e a facilidade no seu preparo, importante nos dias de hoje, a carne suína ainda é preterida à carne de frango (ANÚARIO, 2005).

O consumo de carne suína brasileiro concentra-se em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul, onde estão cerca de 39,61% da produção (Figura 3).



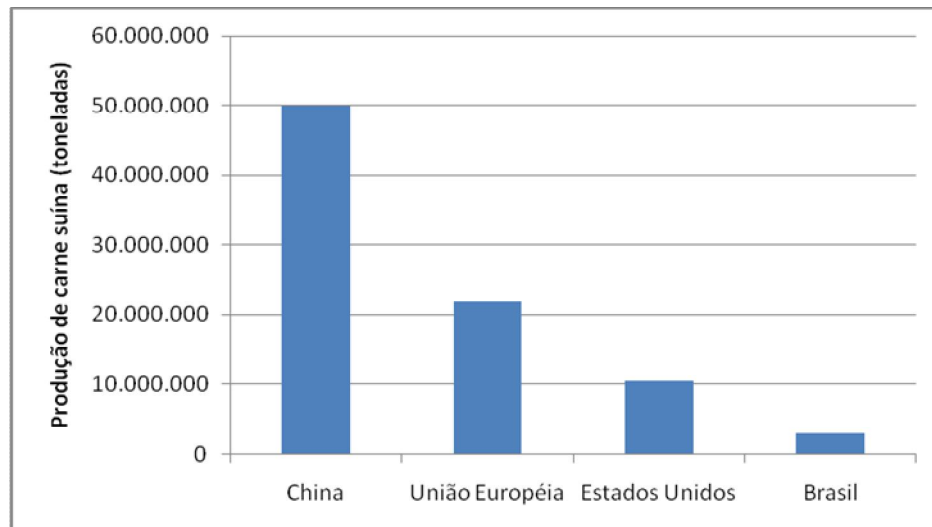
Fonte: Embrapa suínos (2010).

Figura 3 – Participação dos principais Estados brasileiros no consumo de carne suína em 2009.

## 2.2. Suinocultura no contexto internacional

### 2.2.1. Produção

No que tange ao mercado produtor internacional de carne suína, o Brasil é o quarto maior produtor, precedido por China, União Europeia e Estados Unidos (Figura 4). Nas últimas décadas, sua importância tem aumentado, mediante aos investimentos em pesquisa e desenvolvimento por parte do Governo Federal e da iniciativa privada. O nível técnico dos profissionais brasileiros, o empenho dos centros de pesquisa e a crescente introdução de tecnologia nas suinoculturas têm impulsionado a criação de suínos no País, aumentando, assim, a participação do Brasil no mercado mundial.



Fonte: ANUALPEC (2010).

Figura 4 – Principais produtores mundiais de carne suína em 2010.

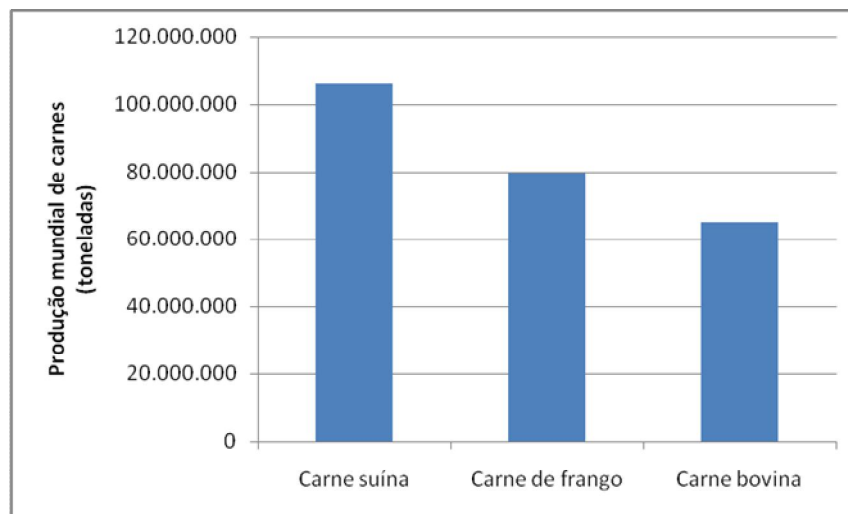
Segundo Roppa (2002), a vantagem comparativa que impulsiona a produção brasileira, em relação aos demais países produtores, é a grande extensão geográfica do País, que possibilita ampliar o rebanho de suínos sem comprometer significativamente elementos ambientais, como contaminação de solos e lençóis freáticos por dejetos oriundos da produção. O Brasil apresenta uma densidade de 4,34 suínos/km<sup>2</sup>, enquanto outros países como Estados Unidos, União Europeia e China, apresentam índices mais elevados de 6,46, 38,4 e 45,5 suínos/km<sup>2</sup>, respectivamente. A concentração excessiva de animais tem obrigado alguns países a manter seus plantéis estáveis ou até mesmo reduzi-los, como é o caso de países europeus, como Áustria, Grécia, Holanda, Alemanha, Suécia.

A outra vantagem comparativa que impulsiona a participação brasileira no mercado internacional de carne suína está na disponibilidade de terras agriculturáveis a serem exploradas e na capacidade de produção de grãos. De uma área total de 845,94 milhões de hectares, o Brasil utiliza atualmente 263,58 milhões de hectares para atividades agrícolas; portanto, menos de 32% da área total, o que possibilita a expansão das fronteiras agrícolas do País e a ampliação da produção de grãos.

O Brasil, além de estar ampliando a área cultivada, tem também ampliado significativamente a produtividade das matérias-primas essenciais para a produção de suínos, principalmente o milho e a soja. Em 2000, a produtividade média do milho foi de 2.718 kg/ha, passando para 3.714 kg/ha, em 2009, ou seja, um crescimento em

torno de 37%. Da mesma forma, a soja, que apresentava uma produtividade média de 2.403 kg/ha, em 2000, ultrapassou os 2.636 kg/ha, em 2009. O aumento na produtividade desses grãos possibilitou maior crescimento na disponibilidade interna dessas matérias-primas. Em 2000, a produção brasileira de soja e milho era de 32,73 e 31,88 milhões de toneladas, respectivamente; todavia, em 2009, essa produção alcançou 56,96 milhões de toneladas de soja e 51,23 milhões de toneladas de milho, o que representou um aumento na produção total dessas duas matérias-primas de mais de 120% no período (FAO, 2010).

A produção mundial de carne suína, conforme pode ser visualizada na Figura 5, concentra-se na China, visto que, em 2009, essa chegou a 50 milhões de toneladas, ou seja, a 47% do total mundial. A União Europeia (25 países) foi responsável por 22 milhões de toneladas, o equivalente a 21% da produção mundial. Nos Estados Unidos e no Brasil o volume chegou a 10,4 e 3 milhões de toneladas, o que equivale a 9,8 e 3,8%, respectivamente, da produção mundial.



Fonte: ANUALPEC (2010).

Figura 5 – Principais carnes produzidas no mundo em 2009.

Segundo a ABIPECS (2010), a produção mundial de carne suína em 2009 cresceu 2% em relação ao ano de 2008, totalizando 106 milhões de toneladas. Este crescimento, segundo essa fonte, deve se repetir em 2010, quando a produção somaria 110 milhões de toneladas.

Quanto à evolução da produção mundial das principais carnes, observa-se, pela Tabela 5, que a carne suína ocupa posição de destaque, ou seja, a mais

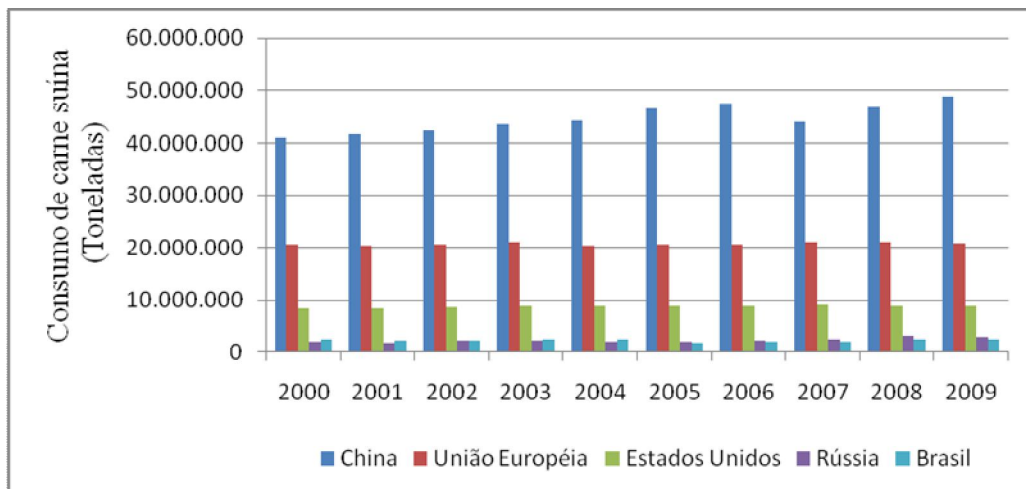
produzida no mundo, seguida pela carne de frango e a carne bovina, no período de 2000 a 2009.

Em 2009, a produção de carne suína mundial foi, em volume, 20% superior à de frango e 39,21% superior à carne bovina (WORLD PORK, 2010).

### 2.2.2. Consumo

Dentre as principais carnes consumidas (bovina, suína e frango) no mundo, a carne suína assume posição de destaque. Ela representou, em 2009, 38% do consumo total, enquanto a carne bovina e a de aves participaram com 23 e 31%, respectivamente.

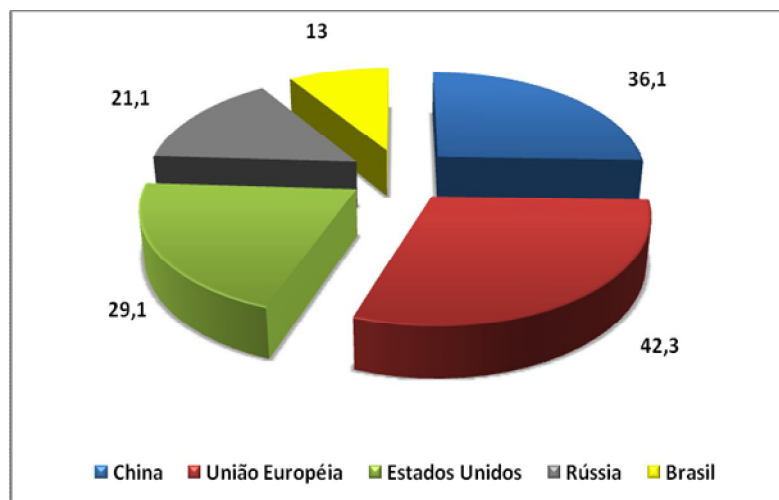
O consumo mundial de carne suína aumentou 22,49% no período de 2000, chegando a 100 milhões de toneladas, de acordo com ABIPECS (2010). Este desempenho pode ser explicado pelo aumento no consumo na China, maior mercado consumidor mundial, que somou 48 milhões de toneladas em 2009, obtendo uma participação neste setor em torno de 48,28% percentagem que se encontra em posição bem superior à União Europeia (20,79%), segundo maior mercado consumidor. Na Figura 6 é apresentada a evolução do consumo de carne suína nos principais países consumidores.



Fonte: ABIPECS (2010).

Figura 6 – Principais consumidores de carne suína mundial, no período de 2000 a 2009.

A China, em virtude da sua grande população, está abrindo lentamente suas fronteiras aos produtos estrangeiros, com finalidade de suprir algumas carências neste setor. Essa abertura econômica pode ser identificada por meio da quantidade importada, visto que as importações de carne suína cresceram 64% entre 2000 a 2009. Já as exportações atingiram um crescimento, neste período, de apenas 18%. O consumo de carne suína, neste país, mostrou um crescimento de 48%, ou seja, bem maior que o ocorrido na produção, que ficou em torno de 0,5%. Assim, é possível inferir que a produção atende basicamente a demanda de sua própria população, visto que o consumo *per capita* é cerca de 42 kg de carne suína, por ano (Figura 7).



Fonte: ANUALPEC (2010).

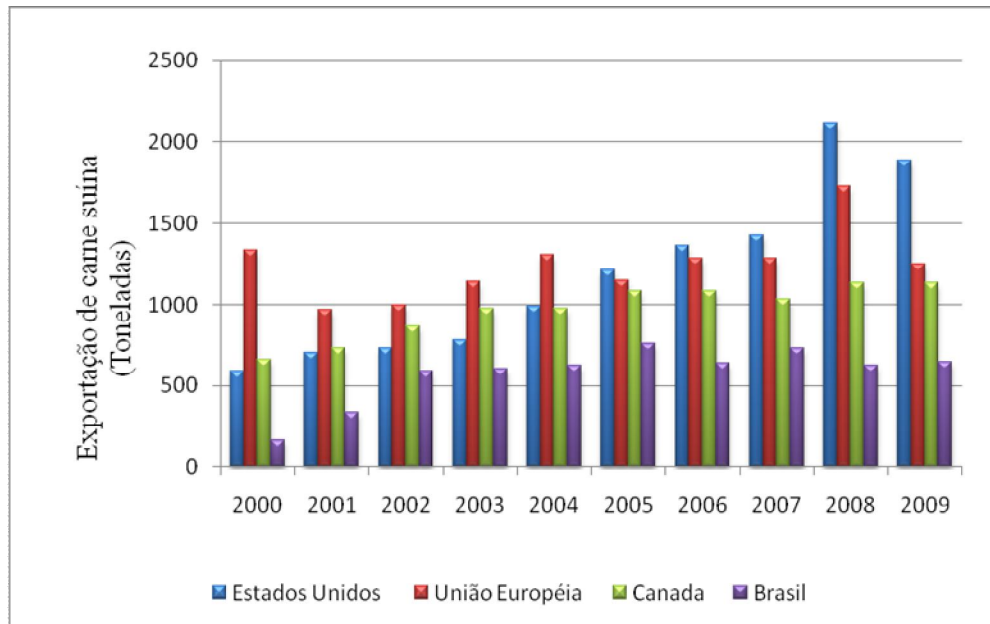
Figura 7 – Consumo *per capita* mundial de carne suína em 2009.

### 2.2.3. Exportação

Em 2009, o setor de carne suína brasileira destinou mais de 5,4 milhões de toneladas para diversos países, o equivalente a 11,8% das exportações mundiais, o que gerou cerca de 1,19 bilhões de dólares em divisas, e o colocou na posição de quarto maior exportador da carne, atrás dos Estados Unidos (34,5%), da União Europeia (22,87%) e do Canadá (20,68%). Esses quatro países foram responsáveis por cerca 90% do total transacionado no mercado externo (ANUALPEC, 2010).

Entre o período de 2000 a 2009, conforme pode ser visualizado na Figura 8, o ano de 2005 foi o mais expressivo na suinocultura brasileira, visto que essa obteve excelente participação no mercado internacional. O Brasil exportou, no referido ano,

625,075 toneladas para cerca de 70 países, assinalando um aumento de 22,62% em comparação aos resultados obtidos em 2004. Já o incremento na receita obtida com a exportação de carne suína foi superior àquele alcançado no volume, indicando um expressivo crescimento de 50,36% em relação ao ano anterior, totalizando 1,167 bilhões de dólares (ANUÁRIO, 2006).



Fonte: USDA (2010).

Figura 8 – Principais exportadores mundiais de carne suína.

Dentre os principais países exportadores, o Brasil foi o segundo que mais aumentou a participação relativa nas vendas externas de carne suína, passando de 5%, em 2000, para 12%, em 2009, antecedido apenas pelos Estados Unidos, que aumentou de 19 para 38% a sua representatividade. Por outro lado, a União Europeia e o Canadá obtiveram redução na participação, visto que naquela variou de 43% para 24% e nesta passou de 21 para 18%. No entanto, quando se verifica a variação nas exportações de carne suína, no período de 2000 a 2009, tem-se que a maior variação ocorreu no Brasil em torno de 335%, enquanto os Estados Unidos, a União Europeia e o Canadá mostraram variações nas exportações em torno de 296, 11 e 63%, respectivamente. O aumento da participação brasileira nas exportações da carne suína torna-se mais nítido quando se verifica a taxa geométrica de crescimento das exportações no período de 2000 a 2009. Percebe-se que, dentre os principais exportadores, o Brasil foi o que atingiu a segunda maior taxa de crescimento anual,

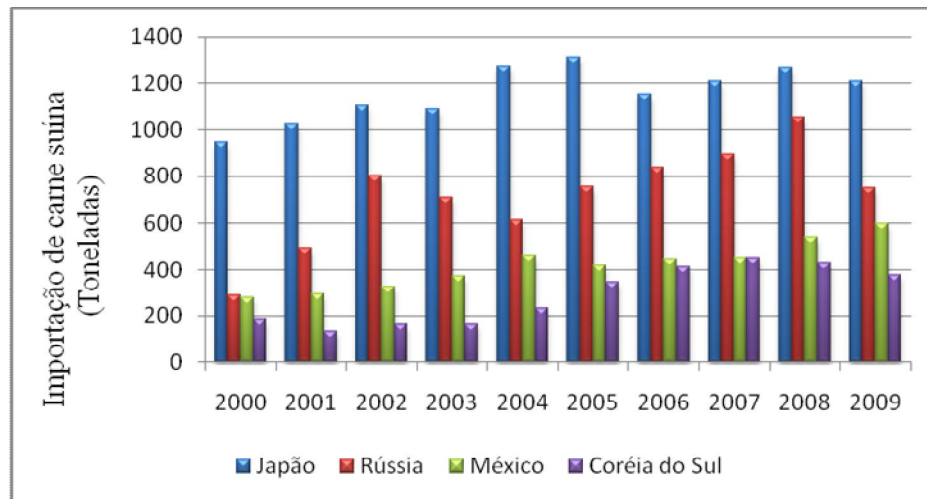
ou seja, cerca de 81% ao ano, perdendo apenas para os Estados Unidos, que apresentaram TGC em torno de 83%. Os demais países, União Europeia e Canadá, apresentaram TGC de 26 e 11%, respectivamente; portanto, bem inferior à brasileira.

Com relação aos principais destinos da carne suína exportada pelos quatro principais exportadores, verifica-se que as exportações brasileira foram destinadas, em ordem de importância, para Rússia (43,74%), Hong Kong (19,89%), Ucrânia (9,56%), Argentina (4,48%) e Cingapura (4,26%), e estes foram responsáveis por cerca de 82% do volume importado (ANUALPEC, 2010). Quanto às exportações canadenses de carne suína essas foram destinadas para Estados Unidos (33,12%), Japão (8,62%), Austrália (8,97%), Rússia (7,80%), Coreia do Sul (7,41%) e Hong Kong (6,64%) (STATCAN, 2010). Em relação aos principais destinos da carne suína dos norte-americanos tem-se Japão (31%), México (21,7%), Canadá (9,94%), Hong Kong (7,35%) e Rússia (6,94%) (USDA, 2010). Vale ressaltar que as exportações de carne suína da União Europeia ocorrem intrablocos, visto que cerca de 60% foram transacionadas entre os países membros. Os restantes de seus clientes foram Japão (9,6%), Estados Unidos (8,7%), China (6,71%) e Rússia (6,2%) (EUROSTAST, 2010).

#### **2.2.4. Importação**

A evolução das importações de carne suína nos principais países importadores pode ser visualizada na Figura 9. Observa-se que o Japão manteve-se, em 2009, como maior importador (1,242 mil toneladas), seguido pela Rússia (960 mil toneladas), México (530 mil toneladas) e Coreia do Sul (360 mil toneladas).

Segundo Fialho (2006), o Brasil não consegue exportar para os principais mercados mundiais em virtude da existência de barreiras comerciais. O Japão, principal importador mundial, cobra tarifa *ad valorem* para a carne suína, em torno de 309%, e dificulta a entrada alegando motivos sanitários. Segundo Nassar *et al.* (2003), as tarifas japonesas chegam a 199,5% para carcaça refrigerada e 270,9% para carcaça congelada. Portanto, tarifas altíssimas que acabam impedindo as exportações brasileiras do produto.



Fonte: USDA (2010).

Figura 9 – Principais importadores mundiais de carne suína, no período de 2000 a 2009.

Ao avaliar o impacto das barreiras sanitárias nas exportações brasileiras de carne *in natura* junto aos principais mercados mundiais, Lima *et al.* (2004) detectaram que os maiores importadores mundiais de carne *in natura* (Japão, EUA, Canadá, China, UE-15 e Rússia) têm adotado políticas sanitárias restritivas às exportações brasileiras, e que a Rússia apresenta-se mais aberta apesar de adotar as exigências sanitárias.

Por sua vez, o caso do México, segundo a Secretaria da OMC, possui um dos mais ativos sistemas de defesa comercial, tendo imposto um grande número de medidas *antidumping* e de direitos compensatórios (antissubsídios) as suas importações de carnes.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1. Referencial teórico

A base teórica deste trabalho fundamenta-se nos conceitos da função de produção de Leontief e da teoria econômica de mercados espacialmente dispersos que se tornam integrados.

##### 3.1.1. Teoria da produção

Para se obter o preço do produto em relação aos preços dos insumos variáveis, utiliza-se a função de produção típica da firma. Assim, para adquirir uma unidade de produto são necessárias quantidades constantes de diferentes insumos fixos e variáveis na produção, ou seja, para cada unidade do produto, necessita-se de insumos em proporções fixas. Para caracterizar essa relação entre produto e insumo tem-se a função de produção de Leontief, especificada da seguinte forma:

$$q = \min \left( \frac{X_1}{a_1}, \frac{X_2}{a_2}, \frac{X_3}{a_3} \right); \quad (1)$$

em que  $q$  é a quantidade de produto;  $X_1$  é quantidade dos insumos fixos;  $X_2$  e  $X_3$  são, respectivamente, as quantidades dos insumos variáveis, milho e soja;  $a_1$ ,  $a_2$  e  $a_3$  são os coeficientes de insumo-produto, conforme Diewert (1971).

Sob condições de retornos constantes à escala, a função de custo total ( $c$ ) correspondente à primeira equação é dado por:

$$c = (a_1 P_1 + a_2 P_2 + a_3 p_3) q ; \quad (2)$$

em que  $p_1$  é o preço do insumo fixo;  $p_2$  e  $p_3$  são, respectivamente, os preços dos insumos variáveis, milho e soja. Ao derivar a função do custo em relação à quantidade do produto, obtém a função de custo marginal ( $cmg$ ), especificada da seguinte forma:

$$Cmg = \frac{\partial c}{\partial q} = a_1 p_1 + a_2 p_2 + a_3 p_3 ; \quad (3)$$

em que sob condições competitivas, é igual ao preço do produto ( $p$ ) :

$$p = a_1 p_1 + a_2 p_2 + a_3 p_3 ; \quad (4)$$

A tecnologia de produção do tipo Leontief implica elasticidade de substituição entre  $X_1$ ,  $X_2$  e  $X_3$  igual a zero. Ao fixar o dispêndio com serviços de fatores fixos ( $k_0 = p_1 x_1$ ) e ao adicionar um termo de erro estocástico ( $\mu$ ) à relação (4), obtém-se a seguinte relação empírica:

$$p = k_0 + a_2 p_2 + a_3 p_3 + \mu ; \quad (5)$$

em que  $p$  expressa o preço do suíno como função dos preços do milho ( $p_2$ ), da soja ( $p_3$ ), de uma constante ( $k_0$ ) e de um termo de erro estocástico ( $\mu$ ).

### 3.1.2. Teoria econômica de mercados espacialmente dispersos

De acordo com Goodwin e Schroeder (1991), existem duas correntes teóricas que subsidiam o entendimento do processo de integração de mercados.

Uma que considera que mercados regionais tornam-se interligados, como resultado de ações competitivas por parte dos arbitradores que buscam lucros. A arbitragem garantiria atingir um único equilíbrio, de tal forma que as diferenças de preço em mercados alternativos não excederão os custos de transação. Nesse caso, os retornos esperados com a especulação tenderão a zero, levando os mercados a se

integrarem. Entretanto, esse tipo de ligação entre mercados requer a pressuposição de que as transações de cada região ocorrerão em um único espaço geográfico, o que anularia o custo de transporte dentro da região (MATTOS, 2008).

Outra corrente, muito embora em menor evidência, argumenta que os mercados são interligados por meio de uma interdependência oligopolística, em que a área de competição entre firmas é limitada pelos custos de movimentação dos produtos. Faminow e Benson (1990) relatam que essa forma de integração dos mercados não depende da pressuposição de que os custos de transporte intra-regionais sejam nulos (MATTOS, 2008).

Neste sentido, o mercado, de acordo com Stigler e Sherwin (1985), corresponde à área na qual o preço é determinado, em que as negociações entre fornecedores e consumidores levarão a atingir determinado patamar de equilíbrio. Se houver um único preço dentro de certos limites geográficos, isso significa que os compradores e, ou, vendedores, considerando os custos de transporte, avaliam as transações em qualquer localidade dessa área, como substitutas, próximas às condições de substituição perfeita.

Nessa definição de mercado, os estudos a respeito de integração de mercados, consideram, também, o preço como a variável-chave na determinação das relações a serem estabelecidas entre mercados. Em geral, nessas análises focam-se nas relações entre preços em diferentes localidades, dentro do país, ou entre países, regiões ou blocos econômicos diferentes, avaliando o grau de inter-relação entre si.

Isto posto, este estudo privilegia a teoria de integração de mercados, conforme os trabalhos de Fackler e Goodwin (2001) e González-Rivera e Helfand (2001), e o modelo de interdependência oligopsônica, proposto por Faminow e Benson (1990).

### **3.1.2.1. Integração de mercados**

Segundo Faminow e Benson (1990), integração de mercado é um processo que depende dos movimentos de preço. Já Goodwin e Piggot (2001), a definem como a extensão no qual choques de preço são transmitidos entre mercados espacialmente separados. Fackler e Goodwin (2001) aperfeiçoarem esse conceito ao propor que a integração do mercado deve ser compreendida como uma medida de grau, em que

choques de demanda e de oferta, originados em uma região, são transmitidos para outras regiões.

Ao considerar um choque  $\varepsilon_A$ , que muda o excesso de demanda de um bem na região A, mas não na região B, a razão de transmissão de preço associada a esse choque é dada por:

$$R_{AB} = \frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A} \div \frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A} \quad (6)$$

em que  $\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}$  é variação infinitesimal do choque econômico decorrente de excesso de demanda de um bem na região A, por exemplo, que provoca variação no preço do bem na região A;  $\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}$ , variação infinitesimal do choque econômico, que provoca variação no preço do bem na região B; e  $R_{AB}$ , razão de transmissão associada ao choque a partir da mudança na demanda de um bem na região A.

$R_{AB}$  representa uma medida da integração dos mercados. Se  $R_{AB} = 1$ , a integração de mercado é perfeita, o que significa que haverá transmissão completa de qualquer variação no preço de uma mercadoria homogênea entre os mercados. Entretanto, essa razão de transmissão de preços pode não ser simétrica, isto é,  $R_{AB} \neq R_{BA}$ , indicando que a região A pode estar mais integrada com a região B do que esta última com a primeira.

Vale ressaltar que, segundo Fackler e Goodwin (2001), a integração perfeita de mercado e a forma forte da LPU são conceitos distintos. É possível que essa lei se mantenha, ainda que regiões possam ter razão de transmissão de preços menor que 1. No entanto, a razão de transmissão de preços unitária implica a forma forte da LPU. A integração perfeita de mercado abrange a forma da LPU, que, por sua vez, abrange sua forma fraca.

### 3.1.2.3. Lei do preço único (LPU)

A Lei do Preço Único (LPU) expressa a integração de mercado e fundamenta-se na tendência de um preço comum para produtos homogêneos entre diferentes mercados, resultante do comércio e da arbitragem. Essa lei expressa uma

relação de equilíbrio de longo prazo de preço dos bens comercializáveis entre mercados distintos (FACKLER; GOODWIN, 2001). Porém, os autores ressaltam que há diferentes versões para a LPU. A primeira ressalta a LPU fraca, que ocorre quando se verifica a condição de arbitragem espacial ( $P_j - P_i \leq r_{ij}$ ); a segunda é a LPU forte, em que se presume que o comércio seja contínuo e a condição de arbitragem é garantida com regularidade, isto é, ( $P_j - P_i = r_{ij}$ ). A terceira é a LPU agregada, enunciada em índices de preço, denominada de Paridade do Poder de Compra (PPC). As condições necessárias para que a PPC se mantenha são mais restritivas do que para a LPU, dado que é aplicada somente a cestas de bens comercializáveis.

A LPU forte é a mais adotada e testada, e é um teste para a integração perfeita. Para essa forma, a integração perfeita ocorre quando a transmissão de preços entre localidades iguala-se a 1, ou seja, toda mudança de preço em uma localidade é transmitida integralmente às demais. Dessa forma, como a LPU assume que o mercado funciona em regime de competição perfeita, arbitragem perfeita e mercados eficientes, a não verificação dessa Lei nem sempre reflete as reais condições dos mercados, pois os produtos podem se diferenciar em função de diversos atributos extrapreço, implicando em ausência de concorrência (monopólio) ou competição imperfeita de mercado (oligopólio, concorrência monopolística, monopsônio e oligopisônio). Sob essas estruturas de mercado, poderá ocorrer discriminação de preço. Assim, é importante definir claramente o mercado e suas pressuposições, a fim de dirimir quaisquer contradições que porventura possa existir.

Segundo a teoria das estruturas de mercado, os preços em mercados monopolistas tendem a ser superiores àqueles submetidos à concorrência perfeita, e o número de negócios é menor comparativamente ao último (ROSADO, 2006). Assim, menos transações levariam à menor integração entre mercados. Porém, considerando-se que uma única firma pode comprar produtos de outras firmas localizadas em várias regiões, aplicando-se a mesma política de preços, essas regiões apresentarão comovimentos de preços, o que definiria a sua integração. Dessa forma, mudanças nos preços em um mercado são transmitidas a outros mercados. Goodwin e Schroeder (1991) encontraram evidência deste fato na indústria de carne bovina nos EUA, ao verificarem que maior concentração resultou maior integração desse mercado. Contudo, se houver discriminação de preços inter-regional por parte da indústria, isso implicará em menor integração de mercado.

Para Fackler e Goodwin (2001), não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para haver alto grau de integração; no entanto, é necessário que façam parte de um sistema de mercado caracterizado por fluxo de mercadoria e de informações, uma vez que choques de preços podem ser transmitidos indiretamente via inter-relações de comércio entre regiões. Assim, se duas regiões *A* e *B* são fornecedoras regulares para a região *C*, as mesmas podem ser altamente integradas como se fossem parceiras diretas de comércio, apesar de não comercializarem diretamente. É justamente a ligação comercial com *C* que pode fazer com que as regiões *A* e *B* sejam integradas. Portanto, choques de preços podem ser transmitidos, indiretamente, por meio da rede de comércio via ligações entre as regiões.

Fackler e Goodwin (2001) argumentam que é importante distinguir entre o termo integração de mercado e outras formas de integração, uma vez que as regiões podem estar economicamente integradas, no sentido de que não há restrição do fluxo de bens, mas podem não estar integradas em termos de um mercado específico. Um exemplo disso pode ocorrer quando determinado produto é altamente perecível e sua produção destina-se apenas para o consumo local. Nesse caso, este mercado não está integrado, dado que os custos de se movimentar o bem entre os mercados são, praticamente, proibitivos. A integração econômica para uma mercadoria específica pode causar comovimentos de preço, mesmo entre regiões de baixo grau de integração de mercado. O mesmo ocorre para regiões que compartilham condições climáticas comuns, que é uma forma não econômica de integração.

Em relação à eficiência espacial de mercado, esta pode ser analisada a partir da dimensão dos custos de transferência ou transações de comércio. Esses custos podem ser excessivamente altos por diversos fatores e ir além do poder dos agentes de influenciá-los. Este fato normalmente é observado em países em desenvolvimento, em função da ineficiência na execução dos contratos, da proteção policial insuficiente, da corrupção, das altas taxas de impostos e da deficitária infraestrutura de transporte e de comunicações. A eficiência de mercado vai além da resposta racional dos agentes aos incentivos financeiros, significando que ao atingi-la está-se em um patamar em que a alocação dos recursos é tal que o bem-estar agregado não pode ser posteriormente melhorado mediante uma realocação de recursos.

Pode-se dizer que, em mercados eficientes, os preços refletem as informações relevantes sobre o ativo, ou seja, o seu valor real. Assim, um mercado é

eficiente quando há grande número de agentes agindo de forma racional, no sentido de maximização de lucro; têm acesso a todas as informações com custo zero; e atuam em igualdade de condições no mercado, de modo que todas as informações relevantes estão expressas no preço do produto.

### 3.2. Modelo analítico

Com vistas a atender aos objetivos propostos foram realizados vários procedimentos econométricos. O primeiro englobou o teste de raiz unitária *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* e o teste KPSS. Logo após foram realizados os testes de cointegração entre as variáveis, com o intuito de determinar relações de longo prazo, segundo Johansen (1988, 1991). Por fim, foi estimado o Modelo de Vetor de Correção de Erro (VEC), que permite a realização da decomposição da variância do erro de previsão e das funções de impulso resposta, que possibilitam a averiguação da transmissão de preços. Esses procedimentos foram realizados utilizando-se os softwares *Jmulti 4.0* e *Eviews 5.0*.

#### 3.2.1. Procedimentos econométricos

Primeiramente, foi realizado o teste de raiz unitária (*Augmented Dickey Fuller – ADF*), no qual foram assumidos os seguintes procedimentos sequenciais, de acordo com Enders (1995):

a) Estima-se uma autorregressão com um intercepto e uma variável tendência, considerando as defasagens determinadas pelos critérios (AIC), de Schwarz (SC), em que essa é definida como:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \gamma x_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{p-1} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (7)$$

b) Testa-se a hipótese que  $\gamma = 0$ , para tanto, utiliza-se a estatística  $\tau_\gamma$ ;

c) Caso a hipótese não for rejeitada, utiliza-se a estatística  $\tau_{\beta\tau}$  para verificar se  $\beta = 0$ . Caso a hipótese for rejeitada, verifica-se  $\gamma = 0$ , e utiliza-se a distribuição normal;

d) Caso a hipótese  $\beta = 0$  não for rejeitada, deve-se estimar o modelo sem a variável tendência, porém com intercepto, assim o novo modelo é definido como:

$$\Delta x_t = \alpha + \gamma x_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{p-1} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (8)$$

e) Mediante a autorregressão, testa-se a hipótese de que  $\gamma = 0$  por meio da estatística  $\tau_\mu$ ;

f) A não rejeição  $\gamma = 0$  implica testar a hipótese de que  $\alpha = 0$ , utilizando-se a estatística  $\tau_{\alpha_\mu}$ . Caso se rejeite essa hipótese, testa-se  $\gamma = 0$ , utilizando a distribuição normal;

g) Se a hipótese não for rejeitada  $\alpha = 0$ , estima-se o modelo sem intercepto e tendência:

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{p-1} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (9)$$

h) Testa-se  $\gamma = 0$ , utilizando a estatística  $\tau$ . Caso a hipótese não seja rejeitada, conclui-se que o processo gerador da série possui raiz unitária. Portanto, deve-se trabalhar com a variável diferenciada e não em nível;

i) Assim, repete-se o processo, considerando uma diferença a mais para verificar se a série é I(1). O processo deve continuar até que o teste seja significativo.

Para definir o número de defasagens (p) das variáveis podem ser utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC), de Schwarz (SC), e de Hannan-Quinn (HQ), com o intuito de obter a ordem de defasagem dos modelos a serem abordados. Assim, os critérios de informação são especificados das seguintes formas:

$$AIC = \ln \hat{\sigma}^2 + \left( \frac{2}{T} \right) (\text{número de parâmetro}); \quad (10)$$

$$SC = \ln \hat{\sigma}^2 + \left( \frac{\ln T}{T} \right) (\text{número de parâmetros}); \quad (11)$$

$$HQ(n) = \ln \hat{\sigma}^2 + \frac{2 \ln^2 T}{T} (\text{número de parâmetros}); \quad (12)$$

em que  $\hat{\sigma}^2$  é a soma dos quadrados dos resíduos de processo autorregressivo de ordem  $p$ ; e  $T$  refere-se ao número de observações da amostra. A escolha da ordem do modelo é feita pelo número de defasagem que minimiza esses critérios de informação.

Segundo Bueno (2008), o teste ADF tende a não rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária em séries econômicas. Assim, segundo o autor, o teste KPSS, desenvolvido por Kwiatkowski *et al.* (1992), difere do teste de ADF, principalmente por estabelecer como hipótese nula a estacionariedade da série, o que permite fazer deste teste uma complementaridade do teste anterior (ADF), cuja análise pode indicar a confirmação dos resultados obtidos pelos ADF.

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

$$y_t = x_t + u_t \quad (13)$$

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

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + x_t + u_t \quad (14)$$

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

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

$$\begin{aligned} H_0 : \sigma^2 &= 0 \\ H_1 : \sigma^2 &> 0 \end{aligned} \quad (15)$$

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:  $H_a : y_t \sim I(1)$ .

Caso as séries sejam não estacionárias, é necessário verificar se elas possuem a mesma ordem de integração, o que permite identificar se as variáveis possuem trajetórias comuns ao longo do tempo, ou seja, se há uma relação de equilíbrio no longo prazo.

O teste para verificar a presença de cointegração é o de Johansen (1988, 1991), pois ele possibilita identificar o maior conjunto de variáveis que

compartilham o mesmo comportamento de longo prazo, dado que a análise é conduzida por uma estrutura multivariada.

Esse teste baseia-se na versão reparametrizada de um modelo VAR(p), representado da seguinte forma:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi_1 X_{t-1} + \xi_t \quad (16)$$

em que  $X_t$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de variáveis estocásticas, denominadas preços da carne suína nos Brasil, nos Estados Unidos, na União Europeia, no Canadá, na Rússia, em Hong-kong, na Ucrânia, em Cingapura, na Argentina e o preço da carne suína no mercado internacional de carne suína;  $\xi_t$ , os erros, que seguem a distribuição normal; e  $\Pi = \alpha\beta'$ , em que  $\alpha$  e  $\beta'$  são matrizes ( $k \times r$ ), e  $r$  o posto da matriz  $\Pi$ , que é igual ao número de vetores linearmente independentes; e  $p$  é o número de defasagens das variáveis.

Assim, para a realização do teste, é necessário determinar a(s) ordem (ns) da(s) defasagem (ns) de  $X_t$ , pois esse teste tem como base a hipótese de que ao introduzir um número suficiente de defasagens é possível obter uma estrutura de resíduos bem comportados, isto é, estacionários. Para a tomada de decisão em relação ao número de defasagens que deveria ser aplicado para obter essa estrutura, podem ser utilizados os critérios *AIC* (*AKAIKE Information Criterion*) ou *SBC* (*SCHWARZ Bayesian Criterion*). Esse número é determinado pelo menor valor do critério usado (MARGARIDO *et al.*, 2002).

O número de vetores de cointegração corresponderá ao número de raízes características ( $\lambda$ ), estatisticamente diferentes de zero. Nesse caso, têm-se as seguintes possibilidades: 1) o vetor  $q_t$  é estacionário, então  $r = k$ ; 2)  $\Delta q_t$  é estacionário e  $r = 0$ ; e 3) as matrizes  $\alpha$  e  $\beta'$  existem tal que  $\Pi = \alpha\beta'$ , ou seja,  $0 < r < k$ .

Portanto, para testar a cointegração das séries temporais utilizadas neste trabalho, foram utilizados os testes traço ( $\lambda_{\text{traço}}$ ) e de máximo autovalor ( $\lambda_{\text{max}}$ ), propostos por Johansen e Juselius (1990). Segundo esses autores, as hipóteses do teste-traço são montadas de forma a verificar a existência do número máximo de ( $r$ ) vetores cointegrados, ou seja,  $H_0 : r_0 \leq r$  e  $H_1 : r_0 > r$ .

Por outro lado, a hipótese nula do teste de máximo autovalor é formulada de

modo a verificar o número exato de vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores:  $H_0 : r_0 = r$  e  $H_1 : r_0 = r + 1$ .

Os testes-traço e máximo autovalor são denotados, respectivamente, por:

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r_0+1}^p \ln(1 - \lambda_i), \text{ com } r = 0, 1, 2, \dots, p-1, \text{ e } \lambda_{\text{max}} = -T \ln(1 - \lambda_{r_0} + 1), \text{ em que } T$$

é o número de observações; e  $\lambda_i$ , os autovetores estimados. Para os valores calculados, tanto na estatística-traço quanto na de máximo autovalor, que forem maiores do que os níveis críticos, estabelecidos por Johansen e Juselius (1990), rejeita-se  $H_0$  ( $H_0$ : ausência de cointegração).

Caso todas as variáveis explicativas contidas no modelo sejam I(1) e que, também, sejam cointegradas, é possível estimar a equação (17), e dessa forma resolver o problema da perda das informações relativas ao longo prazo.

$$\begin{aligned} \Delta \ln PP_t = & \beta_1 + \beta_2 \Delta \ln INTER_t + \beta_3 \Delta \ln EST_t + \beta_4 \Delta \ln UNI_t + \beta_5 \Delta \ln CAN + \beta_6 \Delta \ln BRA \\ & + \beta_7 \Delta \ln RUS + \beta_8 \Delta \ln HON + \beta_9 \Delta \ln UCRA + \beta_{10} \Delta \ln CIN + \beta_{11} \Delta \ln ARG + \beta_{12} \varepsilon_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (18)$$

em que  $\Delta \ln$  indica primeira diferença da variável logaritmizada (logaritmo natural); as variáveis INTER, EST, UNI, CAN, BRA, RUS, HON, UCRA, CIN e ARG são, respectivamente, os preços da carne suína no mercado internacional, nos Estados Unidos, no Canadá, no Brasil, na Rússia, em Hong Kong, na Ucrânia, em Cingapura e na Argentina; e  $\varepsilon_{t-1}$  = erros defasados, obtidos do modelo original, estimado em nível (3); e  $u_t$  = termo de erro aleatório com as propriedades usuais.

A inserção da variável  $\varepsilon_{t-1}$ , no modelo estimado com as primeiras diferenças, constitui o próprio Modelo de Correção de Erro (MCE). Isso porque a série de erros, incluída, é a que faz a ligação entre os valores de curto com os de longo prazo. Portanto, o coeficiente  $\beta_{12}$ , ao contrário dos demais  $\beta_s$ , que captam alterações de curto prazo na variável dependente, permite capturar o equilíbrio para o ajustamento de longo prazo.

Ao utilizar o modelo VEC, um dos principais objetivos é examinar os efeitos de choques individuais sobre a dinâmica do sistema e, segundo Lütkepohl (2004), esses modelos possibilitam a decomposição da variância dos erros de previsão  $k$  períodos à frente, o que permite determinar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do modelo econômico, ao longo do tempo. Assim, torna

possível a separação da variância dos erros de previsão para cada variável em componentes, que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema (MARGARIDO *et al.*, 2002).

De acordo com Margarido *et al.* (2002), ao se analisar o efeito de choques individuais sobre a dinâmica do sistema, torna-se necessário diagonalizar a matriz de variância e covariância dos resíduos para evitar que choques sobre determinada variável refletem em todo o sistema, impedindo a análise de seu efeito individual sobre o comportamento da variável de interesse. O procedimento utilizado nesse estudo para diagonalizar essa matriz foi o da decomposição de Cholesky<sup>4</sup>.

### 3.2.2. Teste de hipótese sobre as relações de cointegração (parâmetro $\beta$ )

A interdependência entre os mercados será verificada pela análise do VEC, representado na equação (16), na qual as estimativas de  $\Gamma_i$  e  $\Pi = \alpha\beta$  contêm informações a respeito dos ajustamentos em  $P_t$ , respectivamente, no curto e no longo prazo.

A matriz  $\beta$  chamada matriz de cointegração, caracteriza as relações que ocorrerão entre as variáveis no equilíbrio de longo prazo. A matriz  $\alpha$  indica a intensidade do ajustamento de curto prazo a um desequilíbrio na relação de longo prazo.

Assim, quando cada mercado responde aos desequilíbrios de todos os outros mercados, tem-se uma interdependência entre os mercados, Nesse caso, todos os coeficientes da matriz  $\alpha$  serão estatisticamente significativos.

A significância individual dos coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$  é testada por meio da estatística razão verossimilhança ( $LR$ ):

$$LR = 2[\ln(L)] - \ln(L^*) \sim \chi_m^2, \quad (19)$$

em que  $\ln(L)$  é o logaritmo natural do valor da função de verossimilhança irrestrita;  $\ln(L^*)$ , o logaritmo natural da função de verossimilhança restrita resultante da

---

<sup>4</sup> Maiores detalhes sobre o processo de diagonalização da matriz de variância-covariância ver Lutkepohl (2004).

estimação do modelo apenas com o intercepto (considerando as demais variáveis iguais a zero);  $\chi_m^2$ , refere-se aos valores críticos da distribuição de qui-quadrado, com  $m$  graus de liberdade ( $m$  é o número de restrição imposta pela hipótese nula), aos quais o valor de LR deve ser estimado. Se LR for menor que  $\chi_m^2$ , a hipótese nula de que os parâmetros estimados são estatisticamente iguais a zero não será rejeitada.

### 3.3. Fonte de dados

Com a finalidade de analisar o comportamento dos preços do mercado de suíno brasileiro utilizaram-se dez séries econômicas com dados mensais, no período de outubro de 2003 a abril de 2010, constituídas pelas variáveis preços pagos aos produtores brasileiros de milho (MIL), soja (SOJ) e suíno (SUI); preço internacional da carne suína (INTER); preços dos principais importadores da carne suína, brasileira, congelada<sup>5</sup> (Rússia – RUS, Hong Kong – HON, Cingapura – CIN e Argentina – ARG); e dos principais exportadores (Estados Unidos – EST, União Europeia – UNI, Canadá – CAN e Brasil – BRA). As informações sobre os preços dos produtores de milho, soja e suíno foram obtidas pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). As informações dos preços da carne suína foram obtidas por meio da relação entre o valor das exportações e as quantidades exportadas pelos países considerados. Assim, utilizou-se a Alice-web, para obter os preços do Brasil e dos importadores; da Eurostat, para a União Europeia; da Statcan, para o do Canadá; da USDA, para os preços dos Estados Unidos; e do *International Monetary Fund* (FMI), para o preço internacional da carne suína.

As quantidades exportadas pelos Estados Unidos foram convertidas de toneladas para quilo e da União Europeia foi convertida de 100 kg para quilo. As demais séries não sofreram transformações, visto que todas se encontravam em quilo. De posse dos valores das exportações e das quantidades, realizou-se a divisão entre ambas, obtendo os preços em quilo por moeda doméstica. Em seguida, os preços do Canadá, do Brasil e dos Estados Unidos foram convertidos de dólar para o Real, utilizando, para tanto, a taxa de câmbio nominal dólar/real concedido pelo Banco Central. Os preços da União Europeia foram transformados de euro para real

---

<sup>5</sup> Principal tipo de carne suína comercializada mundialmente.

mediante a taxa de câmbio nominal euro/real fornecido também pelo Banco Central. Em seguida, essas séries foram deflacionadas por meio do Índice Geral de Preço ao Consumidor – disponibilidade interna (IGP-DI), calculado e divulgado pela FGV, com o mês-base em abril de 2010. Por fim, o preço internacional da carne suína foi transformado de centavos de dólar por libra-peso em dólar para real, utilizando a taxa nominal de dólar para real, e deflacionados da mesma forma que os preços supracitados.

Ressalta-se que para obtenção do preço internacional de carne suína não foi necessária a transformação da relação entre valor e quantidade exportada, visto que o FMI disponibilizou os preços internacionais do produto. Ressalta-se, também, que para os importadores foi feita a relação entre o valor da exportação e a quantidade exportada pelo Brasil.

#### **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Inicialmente, neste capítulo foi feita a análise dos resultados das estatísticas descritivas; posteriormente os testes de raiz unitária e o Modelo Autorregressivo Vetorial com Termos de Correção de Erro (VEC), aplicados tanto nas séries mensais dos preços recebidos pelos produtores de suíno, milho e soja, quanto nas séries de preços da carne suína (congelada) no mercado internacional (principais importadores de carne suína brasileira e principais exportadores da mesma), no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

Assim, dividiu-se este capítulo em duas partes; a primeira, consta da análise do comportamento, a estacionariedade e a ordem de integração das variáveis, a direção e a intensidade com que os choques nas variáveis preços do milho, da soja e do preço da carne suína no mercado internacional são transmitidos para os preços dos produtores brasileiros de suíno. Tem-se como hipótese que há interdependência mútua entre essas séries de preços. Destarte, alterações nos preços do milho, da soja e da carne suína têm reflexo no comportamento dos preços recebidos pelos produtores de suíno.

A segunda parte tem o intuito de diagnosticar o comportamento, a estacionariedade e a ordem de integração das variáveis; a direção e a intensidade com que os choques aplicados nas séries de preços da carne suína no mercado internacional são transmitidos e, por fim, verificar se há integração nestes mercados. A análise é construída sob a hipótese de que há uma integração de mercado entre os principais países importadores de carne suína brasileira (Rússia, Hong-kong, Ucrânia, Cingapura e Argentina), os principais exportadores de carne suína (União Europeia, Estados Unidos, Canadá e Brasil) e o mercado internacional.

#### **4.1. Análise da transmissão dos preços de milho e soja e do preço de carne suína no mercado internacional no preço recebido pelos produtores de suínos no Brasil**

##### **4.1.1. Comportamentos dos preços em nível de produtor**

Inicialmente, os resultados obtidos referem-se aos diferentes procedimentos estatísticos e econométricos nas séries mensais de preços recebidos pelos produtores de suíno, milho e soja no Brasil e o preço internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010. Assim sendo, na Tabela 3 são apontadas estatísticas descritivas referentes às séries acima supracitadas.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas dos preços recebidos pelos produtores de suíno, milho e soja, no Brasil, e o preço internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

<b>Variáveis</b>	<b>Média</b>	<b>Máximo</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>CV(%)*</b>
Suíno	2,73	3,37	2,30	0,27	10,00
Milho	0,37	0,51	0,27	0,05	14,20
Soja	0,69	1,09	0,49	0,15	21,59
Carne suína**	3,78	7,23	2,02	0,33	34,01

\*CV = coeficiente de variação; e \*\* Preço da carne suína no mercado internacional.

Fonte: Elaborada pela autora, com base nos dados da FGV (2010).

Com relação ao preço pago aos suinocultores brasileiros, percebe-se que o maior preço recebido pelo produtor foi de R\$3,37/kg, estabelecido em dezembro de 2004. Este desempenho pode estar associado à valorização do suíno vivo, em razão da menor oferta interna e do crescimento das exportações. Segundo o Anuário da Suinocultura Industrial (2005), em 2004, a oferta de suíno vivo aos frigoríficos ficou equilibrada, a disponibilidade de milho, juntamente com o consumo interno, permaneceram altos, os quais possibilitaram bom momento para os suinocultores. O menor preço foi de R\$2,30/kg, computado em julho de 2006, que pode ser decorrente da crise que começou em janeiro de 2006, em virtude do embargo russo, imposto no final de 2005, em razão da presença da febre aftosa em algumas regiões do País, como Santa Catarina e Paraná. Este acontecimento acarretou redução de 34% nas exportações enviadas para a Rússia.

Na tentativa de minimizar o prejuízo advindo com o embargo russo, o Brasil tentou diversificar os destinos das exportações, enviando a carne suína brasileira para outros países, alguns dos quais compraram do Brasil pela primeira vez. No entanto, os volumes exportados foram pequenos em relação aos volumes exportados para a Rússia, não sendo esses capazes de contrabalançar a perda dessas exportações (ANUALPEC, 2007).

Dentre outros fatores que contribuíram para a obtenção do menor preço recebido pelos suinocultores cita-se a valorização da moeda nacional, cujas importações pagas em moeda doméstica tornaram-se mais caras e, por conseguinte, influenciaram na redução das exportações do produto. Paralelamente, ocorreu elevação nas cotações do milho, em virtude da maior produção de etanol nos Estados Unidos, principal país exportador. Assim, a redução nas exportações de milho por este mercado, juntamente com a quebra na safra mundial de trigo e aumento na demanda de milho para rações em todo o hemisfério Norte, alavancaram o preço do milho e, conseqüentemente, elevaram o custo de produção dos animais. Diante dessa situação, muitos dos produtores independentes viram-se obrigados a fechar as suas granjas, aumentando, dessa forma, a oferta do produto no mercado e, conseqüentemente, a redução nos preços dos suínos (ANUALPEC, 2007).

Segundo Rocha (2006), os suinocultores independentes enfrentam as crises do setor sozinhos, compraram insumos mais caros e venderam a produção ao preço de mercado, preço esse que em grande parte não cobre os custos totais de produção. Diferentemente dos produtores independentes, segundo o autor, os produtores integrados obtêm resultados econômicos mais estáveis, devido a atuação das agroindústrias que suavizam as oscilações dos preços dos suinocultores mediante contratos preestabelecidos entre ambas as partes.

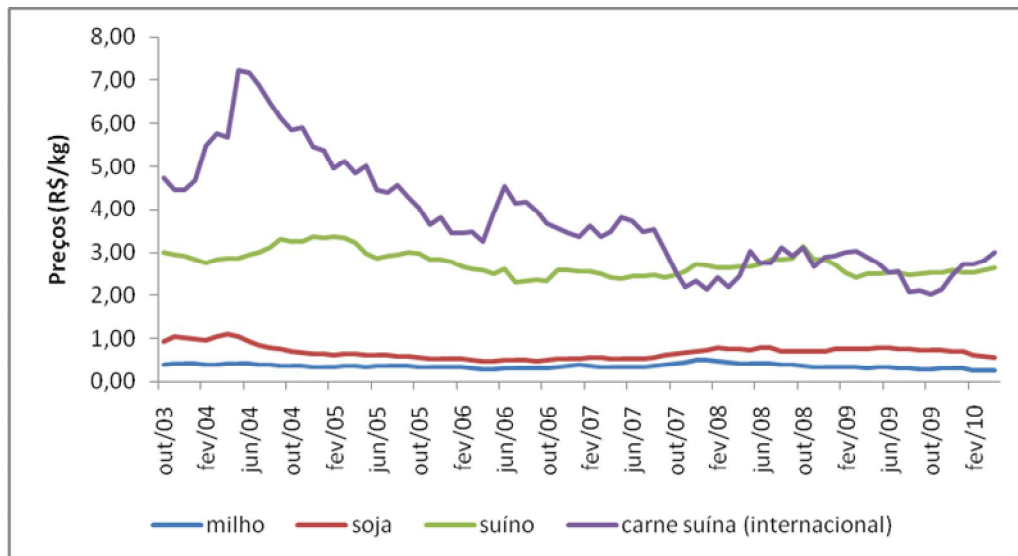
Dada a instabilidade observada nos preços recebidos pelos suinocultores, buscou-se calcular o coeficiente de variação<sup>6</sup>, e esse indicou uma variabilidade de 10% em relação à média obtida na série de preços dos suinocultores, cujo valor foi de R\$2,73/kg. Assim, pode-se dizer que dentre as séries de preços, o do suinocultor foi a que apresentou menor oscilação em torno da média, visto que o valor do coeficiente de variação, destes, foi menor que os valores dos demais.

---

<sup>6</sup> Coeficiente de variação é a relação entre desvio-padrão e a média, cuja relação reflete a dispersão dos dados em termos relativos a seu valor médio (BATALHA, 2001). Portanto, quanto menor o valor deste coeficiente mais homogêneo são os preços estabelecidos no mercado.

Os preços recebidos pelos produtores de milho e soja apresentaram valor máximo de R\$0,51/kg e R\$1,09/kg, e mínimo de R\$0,27/kg e R\$0,49/kg, respectivamente. A variabilidade do preço das duas *commodities* ficou em torno, respectivamente, de 14 e 21%. O preço internacional da carne suína foi o que apresentou maior variabilidade, e essa ficou em torno de 34%, dado que os preços oscilaram entre R\$7,23/kg e R\$2,02/kg, respectivamente. Segundo Bender Filho *et al.* (2008), os mercados agropecuários caracterizam-se por apresentar elevado grau de instabilidade e variações dos preços dos produtos, em virtude da existência de barreiras comerciais, subsídios e outros mecanismos que distorcem os preços internacionais.

Na presença de trajetórias semelhantes entre variáveis pode-se ter indicação de integração entre as variáveis. No caso das variáveis em análise, verificou-se que, apesar de o preço da soja apresentar maior oscilação que o do milho, ambas as séries apresentaram trajetória semelhante, o que pode indicar uma integração nas duas séries, enquanto as séries do preço do suíno e da carne suína apresentaram comportamento diferente das demais (Figura 10).



Fonte: Elaborado pela autora, com base nos dados da FGV (2010).

Figura 10 – Evolução do preço mensal do suíno, do milho, da soja e da carne suína (R\$/kg), no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

Para verificar essa assertiva foram, então, adotados procedimentos adicionais, como a identificação da ordem de integração das séries de preços e a realização de testes de cointegração. As séries de preços foram logaritmizadas, dado que a conversão das variáveis na forma de logaritmo, no caso neperiano (ln), fornece

valores que são as próprias elasticidades. A Tabela 4 apresenta as descrições das variáveis preços do suíno, milho, soja e o preço internacional de carne suína.

Tabela 4 – Descrições das variáveis utilizadas na análise da transmissão dos preços dos produtores de milho, soja e preço internacional de carne suína no preço recebido pelos produtores de suínos

Definição	
SUI	Logaritmo neperiano do preço recebido pelos produtores de suíno
MIL	Logaritmo neperiano do preço recebido pelos produtores de milho
SOJ	Logaritmo neperiano do preço recebido pelos produtores de soja
INTER	Logaritmo neperiano do preço da carne suína no mercado internacional

Fonte: Elaborada pela autora.

#### 4.1.1.1. Análise do comportamento dos preços

A análise do comportamento dos preços é utilizada para verificar se as séries são estacionárias, ou seja, se sua média e variância são constantes ao longo do tempo. Segundo Gujarati (2006), a utilização de séries temporais não estacionárias em uma regressão pode acarretar um problema conhecido na literatura como regressão espúria, cuja principal característica é um elevado valor de  $R^2$  (coeficiente de determinação), e baixos valores no “t” estatístico e na estatística Durbin-Watson, que apesar de parecerem significativos não terão nenhum significado econômico.

Realizou-se o teste de *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*, cujos resultados apontaram que as variáveis não são estacionárias em nível. A não estacionariedade em nível foi confirmada também pelo teste do KPSS, fazendo-se, deste modo, uma análise mais crítica da estacionariedade em nível (ANEXO).

Em razão da não estacionariedade das séries em nível, repetiu-se a análise para verificar se as séries tornam-se estacionárias quando analisadas nas primeiras diferenças. Assim, constatou-se que todos os coeficientes das estatísticas do teste são significativos, evidenciando que as variáveis sejam integradas de ordem um [I(1)].

A Tabela 5 demonstra os resultados dos testes de Dickey-Fuller (ADF) e KPSS, em primeira diferença, nas séries de preços mensais recebidos pelos produtores brasileiros de suíno, milho, soja e o preço da carne suína no mercado internacional, no período de março de 2003 a abril de 2010.

Tabela 5 – Resultados dos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e KPSS em primeira diferença para séries de preços mensais recebidos pelos produtores brasileiros de suíno, milho, soja e o preço internacional da carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

Variável	Estatística	Valor Calculado	Teste ADF			N.d.
			1%	5%	10%	
SUI	$\tau$	-8,35	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
MIL	$\tau$	-5,33	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
SOJ	$\tau$	-6,23	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
INTER	$\tau$	-8,56	-4,08	-3,47	-3,16	(0)

Variável	Estatística	Valor Calculado	Teste KPSS			N.d.
			1%	5%	10%	
SUI	$\eta$	0,05	0,216	0,146	0,119	(0)
MIL	$\eta$	0,11	0,216	0,146	0,119	(0)
SOJ	$\eta$	0,05	0,216	0,146	0,119	(0)
INTER	$\eta$	0,06	0,216	0,146	0,119	(0)

$\tau$  = equação sem intercepto e sem tendência;  $\eta$  = equação sem intercepto e tendência; e N.d. = número de defasagens.

Posto a estacionariedade das séries, em primeira diferença, observou-se a necessidade de verificar se houve cointegração entre as variáveis, já que variáveis não estacionárias em nível podem caminhar juntas, por meio de uma trajetória temporal interligada, estabelecendo uma relação de equilíbrio no longo prazo.

Assim sendo, a etapa seguinte foi definir a ordem do Vetor Autorregressivo Vetorial (VAR). Para isso, primeiramente, estimou-se um VAR com as variáveis em nível e com três variáveis *dummies* do tipo *pulse*<sup>7</sup> (nos meses de setembro 2004, janeiro 2006 e setembro 2008), caracterizando momentos de valorização do preço de suíno vivo em 2004; o embargo russo em 2006; e o colapso financeiro que refletiu no agronegócio brasileiro, em setembro de 2008. No entanto, essas *dummies* não foram significativas, sendo, então, retiradas do processo. Posteriormente, definiu-se a ordem de defasagens.

O número ótimo de defasagens no modelo foi definido a partir dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quin (HQ). O critério AIC e HQ apontaram para três defasagens na modelagem das séries, enquanto o critério SC indicou apenas uma. Em função dessa divergência entre os critérios de defasagens baseou-se em Enders (1995), que aponta que o critério SC é comparativamente mais parcimonioso, que os outros dois testes (Tabela 6).

<sup>7</sup> Assume valor igual à unidade no momento da ocorrência e zero nos demais períodos.

Tabela 6 – Seleção da ordem de defasagem do modelo para os preços recebidos pelos produtores de suíno, milho e soja, e o preço internacional da carne suína no Brasil, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

Defasagens	Critério de Defasagens		
	AIC	SC	HQ
0	-3,81	-3,68	-3,76
1	-13,43	-12,79*	-13,18
2	-13,62	-12,48	-13,17
3	-13,92*	-12,28	-13,26*
4	-13,88	-11,73	-13,02
5	-13,78	-11,12	-12,72
6	-13,72	-10,56	-12,46

\* Ordem de defasagem selecionada.

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao estimar o VAR(1) e realizar o teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM), verificou-se, entretanto, que as séries em estudo possuem autocorrelação serial. Assim, foi necessário aumentar o número de defasagens até que as séries não apresentassem mais autocorrelação. Constatou-se que seis defasagens foram suficientes para eliminá-la. A Tabela 7 mostra o teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM).

Tabela 7 – Teste multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos do modelo VAR (6), para os preços dos produtores de suíno, milho, soja e do preço da carne suína internacional, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

Defasagens	Estatística LM	Probabilidade
1	15,20	0,51
2	19,32	0,25
3	10,86	0,82
4	15,03	0,52
5	13,35	0,65
6	15,81	0,47
7	18,82	0,28
8	18,59	0,29

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Hipótese nula:  $H_0$  = ausência de autocorrelação serial; e Hipótese alternativa:  $H_a$  = presença de autocorrelação serial.

Após estimar o VAR(6) realizou-se o teste de cointegração com uma defasagem a menos, visto que a equação estava em diferença, sem tendência determinística nos dados, ou seja, sem tendência e com intercepto na equação de cointegração (forma funcional estabelecida em razão dos resultados do sumário do teste de cointegração de Johansen), no *software Eviews*. O teste utilizado foi o proposto por Johansen (1988), o qual indicou a existência de uma relação de cointegração entre as séries, já que a hipótese  $r = 0$  foi rejeitada, pois, as estatísticas calculadas ( $\lambda_{\max}$  e  $\lambda_{\text{traço}}$ ) foram maiores que os valores críticos. O resultado do teste de cointegração pode ser visualizado na Tabela 8.

Tabela 8 – Testes de cointegração para séries SUI, MIL, SOJ e INTER, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

Hipótese Nula	$\lambda_{\max}$	Valor Crítico (5%)	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico (5%)
$r = 0$	34,42*	28,59	63,62*	54,08*
$r \leq 1$	15,87	22,30	29,19	35,19
$r \leq 2$	8,97	15,89	13,31	20,26
$r \leq 3$	4,34	9,16	4,34	9,16

Fonte: Dados da pesquisa.

Considerando que as variáveis são integradas de mesma ordem, em primeira diferença, e cointegradas, o modelo a ser ajustado é o de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC), que incorpora informações tanto de curto quanto de longo prazo.

O padrão de resposta de uma variável em relação à outra depende do seu poder de explicação na variância das respectivas variáveis. Assim, nas Tabelas 9 a 12 são apresentadas a Decomposição Histórica do Erro de Previsão, que foram ordenadas segundo Cholesky, INTER, SOJ, MIL E SUI, das variáveis consideradas mais exógenas para as mais endógenas. A decomposição da variância permite obter a representação de cada tipo de choque exógeno ocorrido no passado, na explicação dos valores observados das variáveis em relação à sua previsão, realizada no início do período considerado. Nas Tabelas 19 a 28 constam as referidas decomposições ordenadas segundo Cholesky.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão dos preços recebidos pelos suinocultores (Tabela 9), no período de outubro de 2003 a abril de

2010, mostram que no primeiro mês 89,3% das variações de preços do suíno são decorrentes dos fatores do próprio setor e, aproximadamente, 11% são decorrentes dos outros setores, INTER (0,13%), SOJ (0,08%) e MIL (10,46%). Contudo, após seis meses, a participação da variável SUI se reduz para 23,25% e dos demais setores INTER, SOJ e MIL aumentam para 10,17, 5,43 e 61,15%, respectivamente. Um ano após o choque, as variáveis MIL e SOJ aumentam a participação na variação do preço recebido pelos produtores de suínos no Brasil em torno de 71,87 e 9,16%, enquanto as variáveis SUI e INTER diminuem a participação para 12,93 e 6,04%.

Tabela 9 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços recebidos pelos suinocultores brasileiros, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	SUI	MIL	SOJ	INTER
1	89,33	10,46	0,08	0,13
2	62,92	27,99	0,11	8,99
3	43,31	37,30	8,28	11,12
4	35,88	43,54	8,53	12,05
5	28,06	53,26	6,68	11,99
6	23,25	61,15	5,43	10,17
7	20,24	65,33	5,73	8,69
8	18,10	67,87	6,36	7,66
9	16,59	69,55	6,98	6,88
10	15,33	70,75	7,61	6,31
11	14,10	71,75	8,17	5,97
12	12,93	71,87	9,16	6,04
18	7,93	61,46	21,71	8,90
24	5,92	50,77	32,50	10,82

Fonte: Dados da pesquisa.

Decorridos 24 meses após um choque não antecipado, aproximadamente, 94,09% das variações dos preços dos suínos são atribuídas a mudanças de preços dos setores INTER (10,82%), SOJ (32,50%) e MIL (50,77%), restando apenas 5,92% de participação do SUI em sua própria variação. Assim, percebe-se que o comportamento dos preços recebidos pelos suinocultores é determinado fortemente pelas mudanças dos preços do setor alimentar (MIL e SOJ), visto que este tem participação em média de quase 68% (9% de SOJ e 58,8% de MIL), na variação do preço recebido pelos produtores de suínos. Já a variável INTER, preço internacional de carne suína, contribui em média com 8% na alteração do preço dos suínos no País.

Deve-se ressaltar que, apesar da participação do preço do milho (MIL) ter diminuído no decorrer dos últimos meses, ele ainda manteve elevada participação nos preços recebidos pelos suinocultores (SUI), visto que cerca de 51% na variação do SUI no 24<sup>o</sup> mês é devido, fortemente, às variações neste setor. Por fim, quando se analisa a participação conjunta das variáveis SOL e MIL (principais insumos da ração), percebe-se que mais de 83% da variação em SUI é devido a elas no final do período, restando ao preço da carne suína no mercado internacional (INTER) uma participação em torno de 11% (Tabela 9). Vale lembrar que a ração representa cerca de 65% do custo de produção, sendo o custo deste insumo determinado principalmente pelo preço do milho e da soja, o que sinaliza que mudanças nestas variáveis afetam o custo de produção e, em consequência, o preço do suíno (SANTOS FILHO, 2008).

Para a variável MIL, 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 21,59% da sua decomposição da variância dos erros de previsão decorrem dela mesma, e os 78,4% restantes, das outras variáveis. Verifica-se, no entanto, que dos 78,4%, a variável SOJ responde por cerca de 71,36% (Tabela 10). Diante desses valores nota-se que o preço recebido pelos produtores de milho no Brasil é pouco influenciado pelo preço recebido pelos suinocultores brasileiros, visto que estes são responsáveis, em média por cerca de 0,25% na variância da decomposição dos erro de previsão em MIL.

Segundo Helfand (1999), ao analisar os diferenciais de preços dos grãos (milho e soja) entre os Estados e o fluxo do comércio de milho, carne de frango e carne suína, no período de 1980/95, os animais são responsáveis pela maior parte do consumo de milho, visto que as aves e os suínos consomem, aproximadamente, dois terços do milho no Brasil. Entre os anos de 1985 a 1995 eles foram responsáveis por, em média, 62% do consumo nacional, e o consumo de aves foi duas vezes maior que o de suínos.

O preço estabelecido internacionalmente de carne suína obteve participação significativa na variável MIL, já que a variável INTER obteve participação média na variação do preço recebido pelos produtores de milho em torno de 8%, retratando maior participação em comparação com o preço pago aos produtores de suíno (Tabela 10).

Tabela 10 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços do milho, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	SUI	MIL	SOJ	INTER
1	0,00	50,33	47,29	2,37
2	0,28	45,06	49,85	4,82
3	0,14	38,64	52,73	8,49
4	0,25	32,25	55,79	11,70
5	0,31	28,44	59,50	11,75
6	0,27	25,99	62,50	11,24
7	0,28	24,44	64,92	10,36
8	0,29	22,54	67,60	9,56
9	0,27	21,06	69,77	8,91
10	0,25	20,18	71,09	8,48
11	0,24	19,68	71,91	8,18
12	0,24	19,26	72,50	8,00
18	0,33	19,03	73,15	7,49
24	0,41	21,59	71,36	6,65

Fonte: Dados da pesquisa.

Em relação aos preços recebidos pelos sojicultores (Tabela 11), grande parte de seu próprio erro de previsão no mês um é explicada por ele mesmo (99,76%), visto que as variáveis SUI e MIL mostraram participação nula e a variável INTER participação apenas de 0,24% na variação desse preço. Decorridos 24 meses do choque inicial não antecipado, a variância dos preços recebidos pelos produtores de soja (SOJ) permanece em maior intensidade devido a ela própria (70,07%), seguidos por MIL (17,38%) e INTER (12,39%). Assim, percebe-se que o preço recebido pelos produtores de suíno responde por parcela pequena na alteração do preço desse setor, visto que a variável SUI obteve participação média em SOJ em torno de 0,71%, em todo o período de análise. As variáveis MIL, INTER e SOJ foram responsáveis, em média, por cerca de 5,12, 8,72 e 85,45, respectivamente, na alteração do preço recebido pelos sojicultores brasileiros.

Tabela 11 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da soja, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	SUI	MIL	SOJ	INTER
1	0,00	0,00	99,76	0,24
2	1,19	0,04	97,73	1,03
3	1,79	0,07	95,18	2,96
4	1,36	0,52	90,98	7,15
5	1,08	1,66	88,44	8,82
6	0,99	2,95	86,15	9,91
7	0,78	3,40	85,46	10,36
8	0,62	4,01	84,40	10,98
9	0,52	5,00	83,09	11,39
10	0,45	6,39	81,59	11,57
11	0,41	7,57	80,49	11,53
12	0,37	8,63	79,43	11,57
18	0,21	14,14	73,56	12,08
24	0,16	17,38	70,07	12,39

Fonte: Dados da pesquisa.

Pino *et al.* (1994) estudaram a transmissão das cotações na *Chicago Board of Trade (CBOT)* para os preços do grão de soja em nível de produtor e indústria no Brasil, e constataram que os preços domésticos do grão de soja foram fortemente influenciados pelas variações na *CBOT*, determinando a quantidade ofertada dessa *commodity* no Brasil e, além disso, observaram que as cotações no *CBOT* afetaram também os preços internos do subproduto farelo, produto esse responsável pela produção da ração animal.

Neves (1993) calculou a elasticidade de transmissão de preços indústria-produtor, no período de 1982 a 1991, pressupondo que os preços da soja em grão no mercado externo determinariam os preços na indústria brasileira de esmagamento e estes os preços pagos aos produtores rurais. Os resultados demonstraram que as variações nos preços da soja em grão influenciavam o preço na indústria de esmagamento e, conseqüentemente, este determinava os preços recebidos pelos produtores rurais.

Quanto à variável INTER, observou-se que o preço das outras variáveis tem inicialmente pequena participação nas variações nesta variável, dado que após 12 meses do choque o preço internacional de carne suína ainda é responsável por cerca de 83% da variação em seu próprio preço (Tabela 12). No entanto, os preços recebidos pelos produtores de suíno, milho e soja têm participação crescente na

modificação do preço internacional da carne suína, apesar de a participação dos preços de suíno contribuir de forma menos significativa que as demais variáveis. As variáveis SOJ, SUI e MIL, como observado na Tabela 12, contribuem, em média, com cerca de 2, 3 e 5%, respectivamente, na alteração de INTER. Assim, percebe-se que as variáveis SOJ, SUI e MIL têm pouca participação na variação do preço internacional da carne suína e, em contrapartida, 89% das variações em INTER deve-se a ela mesma.

Tabela 12 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

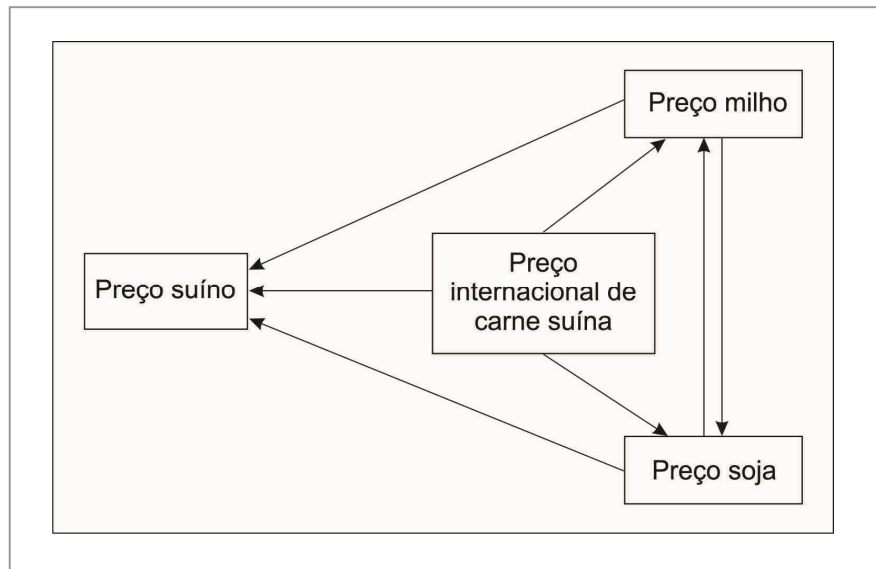
Meses	SUI	MIL	SOJ	INTER
1	0,00	0,00	0,00	100,00
2	0,27	2,76	0,00	96,97
3	0,23	4,21	0,05	95,51
4	1,05	2,92	0,03	96,00
5	3,08	2,41	0,05	94,45
6	3,29	2,93	0,44	93,33
7	3,49	3,75	0,39	92,37
8	3,70	4,73	0,36	91,21
9	3,80	5,88	0,68	89,64
10	4,06	7,28	1,19	87,47
11	4,12	9,08	1,72	85,07
12	4,16	10,25	2,61	82,98
18	4,96	10,35	9,86	74,83
24	5,43	9,40	15,95	69,22

Fonte: Dados da pesquisa.

Pode-se verificar, portanto, que dos setores analisados o preço recebido pelos suinocultores se mostrou o mais sensível a variações de preços de outros setores. Isto pode estar relacionado com o fato de a soja e o milho serem os principais componentes alimentares e também pela participação crescente do Brasil no mercado internacional de carne suína.

Para melhor visualização sobre os resultados da decomposição histórica da variância dos erros de previsão das séries (DVEP), cujo objetivo dessa técnica é comprovar a participação de cada variável do modelo na variável em análise, são apresentados em forma de fluxograma, na Figura 11, as transmissões de preços que se estabelecem entre as variáveis SUI, SOJ, MIL e INTER, em que as setas indicam

os sentidos dessas transmissões. Assim, analisando primeiro os resultados para os preços de suínos, observa-se que todos os setores foram determinantes do preço recebido pelo suinocultor brasileiro, já que alterações nos preços do setor de insumo (milho e soja) e da carne suína são transmitidas aos preços dos suínos.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 11 – Transmissão dos preços recebidos pelos produtores brasileiros de suíno, milho e soja e o preço internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

Quanto aos preços recebidos pelos produtores de milho no Brasil, a DVEP mostrou que os preços de suínos não influenciam de forma significativa essa variável. No entanto, foi confirmada a participação das variáveis preços recebidos pelos produtores de soja, preço internacional da carne suína e do próprio setor na oscilação dos preços recebidos pelos produtores de milho.

O preço recebido pelos produtores de soja no Brasil sofre influência dos preços recebidos pelos produtores brasileiros de milho e dos preços estabelecidos no mercado internacional de carne suína, e não são influenciados pelos preços recebidos pelos suinocultores brasileiros.

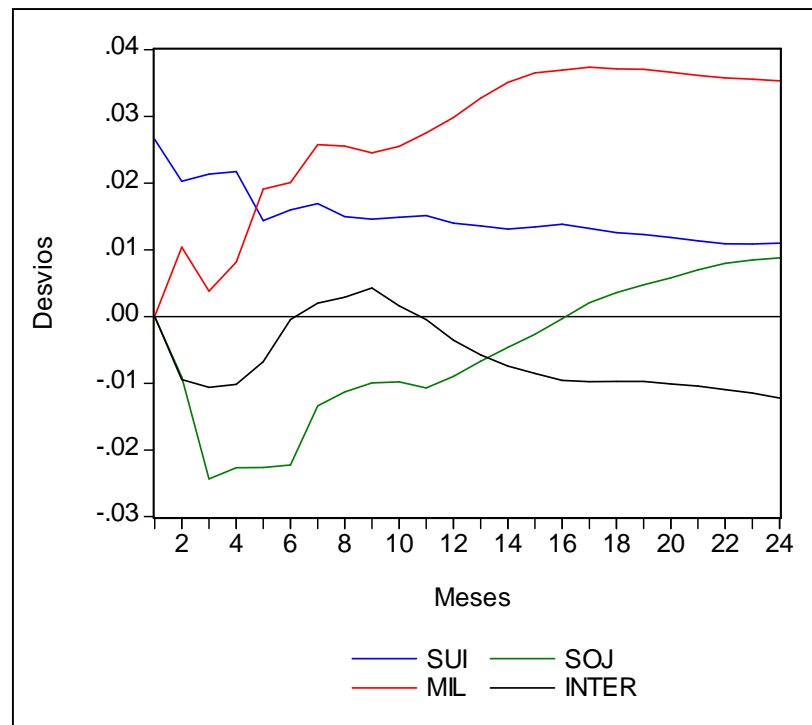
O preço da carne suína no mercado internacional não sofre influência dos preços recebidos pelos produtores de suínos, de soja e de milho.

Por fim, pode-se dizer que os resultados obtidos por meio da DVEP estão de acordo com a hipótese estabelecida neste trabalho, pois, comprovou-se que

alterações nos preços dos insumos (milho e soja), bem como no preço internacional de carne suína, têm reflexo no comportamento dos preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil.

Após a análise da decomposição histórica da variância dos erros de previsão das variáveis, partiu-se para a averiguação dos desvios de impulso-resposta. Considera-se que a análise conjunta das funções de impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão torna possível avaliar o impacto de um choque em cada uma das variáveis sobre ela mesma e sobre o restante das variáveis incluídas no modelo, e que essas possam explicar os comportamentos observados.

Na Figura 12, pode-se verificar o efeito de um choque em cada variável sobre a variável SUI nos períodos seguintes ao que ocorreu o choque de um desvio. Deste modo, o eixo vertical mede o impacto sobre a variável de interesse (SUI) mediante choques individuais das variáveis MIL, SOJ e INTER. Os valores são lidos como desvios e o eixo horizontal mede os períodos (meses) seguintes aos choques.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 12 – Resposta ao choque no preço recebido pelos produtores de suíno no Brasil, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

Dado que a variável de interesse é o preço da carne suína, observou-se o efeito de um choque sobre a mesma considerando os efeitos simultâneos de todas as outras variáveis incluídas no modelo. A análise gráfica sugere que a variável SOJ apresenta impacto negativo no preço recebido pelos suinocultores até aproximadamente o terceiro mês após o choque, visto que a partir deste mês a influência em SUI tornou-se positiva até atingir o 24<sup>o</sup> mês, no qual começou a atingir o equilíbrio. Assim, pode-se dizer que uma variação 10% no preço recebido pelos sojicultores (SOJ) provocou, imediatamente, uma variação negativa de, aproximadamente, 0,25% em SUI, chegando a zero no 16<sup>o</sup> mês. A partir deste, a variação tornou-se positiva e começou a ir em direção ao equilíbrio no 24<sup>o</sup> mês.

O efeito de uma variação de 10% em MIL provocou uma variação positiva em SUI de 0,1% até o segundo mês, sendo instável até o 16<sup>o</sup>, no qual obteve participação em torno de 0,4% na variação da variável SUI. A partir desse mês as variações tornaram-se decrescentes em direção ao equilíbrio.

A explicação para esta influência supracitada pode estar relacionada, conforme Arêdes (2009), às condições adversas que podem elevar os preços dos insumos, que no presente caso o preço do milho, resultante de geadas, secas, doenças e excesso de demanda. Assim, ao elevarem os preços desse insumo, aumentam o custo de produção, o qual implica em redução na produção de suínos e, por conseguinte, elevação nos preços pagos aos produtores de suínos no Brasil.

Resultado semelhante foi encontrado por Lima (1997), ao analisar a interdependência do mercado de frango e de bovino no Brasil, tendo como uma das variáveis o preço do milho. O autor constatou que dado um choque na variável preço do milho esse acarreta aumento no preço do frango e de bovinos.

Quanto ao efeito de um choque da variável INTER, este foi de 0,1% negativo até o quarto mês, logo após tornou-se instável até o 16<sup>o</sup> mês, vindo, a partir deste, apresentar menores oscilações até o 19<sup>o</sup> mês, e daí para frente tornaram-se decrescente em direção ao equilíbrio. Segundo Santos (2001), quando os preços da carne suína estão atrativos, eles encorajam a entrada de novos produtores, aumentando, deste modo, a produção. Já quando os preços estão baixos há uma redução dos números de matrizes o que acarreta, posteriormente, redução na oferta e aumento no preço do produto.

Em resumo, a análise do impulso-resposta das variáveis INTER, SOJ e MIL na variável SUI indicou, inicialmente, que os preços recebidos pelos produtores de

suínos diminuem com o aumento nos preços da carne suína no mercado internacional e com o aumento nos preços recebidos pelos sojicultores. Decorrido alguns meses após o choque, a situação se inverte, já que há um aumento nos preços dos suinocultores advindo pelo aumento dos preços daqueles setores. No entanto, a partir de certo período de tempo, os preços aos suinocultores voltam a diminuir quando os choques iniciais aplicados nas variáveis INTER e SOJ começam a se equilibrar.

A variável MIL apresentou inicialmente efeito positivo na variável SUI, ou seja, elevação nos preços recebidos pelos produtores de milho causou um impacto inicial de aumento nos preços pagos aos suinocultores. Entretanto, a partir de alguns meses após o choque, os preços dos produtores de suínos começaram a diminuir à medida que o choque dado em MIL começou a atingir o equilíbrio.

#### **4.2. Análise da integração do mercado internacional da carne suína**

Nesta segunda parte da pesquisa, buscou-se verificar a presença de mercados integrados na comercialização da carne suína, no período compreendido entre outubro de 2003 a abril de 2010. Para isso, foram aplicados procedimentos que contemplam os mesmos abordados na análise anterior, ou seja, estatísticas descritivas, testes de raiz unitária e o Modelo Autorregressivo Vetorial com Termos de Correção de Erro (VEC), em que as variáveis de análise são os preços dos principais países exportadores e importadores de carne suína do Brasil.

Assim, a análise descritiva dos preços mensais da carne suína congelada dos principais países importadores (Rússia, Hong Kong, Ucrânia, Cingapura e Argentina) da carne suína brasileira e dos principais países exportadores (União Europeia, Estados Unidos, Canadá, Brasil) e do preço da carne suína no mercado internacional foi realizada em valores não logaritmizados. Na Tabela 13 são apresentadas estatísticas descritivas referentes às séries analisadas.

Tabela 13 – Análise estatística das séries de preços pagos ao Brasil pelos principais importadores de carne suína brasileira (Rússia, Hong Kong, Ucrânia, Argentina e Cingapura), e os principais exportadores de carne suína (União Europeia, Estados Unidos, Canadá, Brasil) e do preço Internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

Países	Máximo	Mínimo	Média	Desvio-Padrão	CV(%)*
União Europeia	7,74	4,18	5,96	0,89	14,95
Estados Unidos	9,70	3,71	5,61	1,49	26,59
Canadá	11,85	3,83	7,12	2,50	35,18
Brasil	7,42	4,16	5,73	0,80	13,98
Rússia	8,27	4,33	6,34	0,89	14,04
Hong kong	5,98	3,66	4,61	0,72	15,57
Ucrânia	8,82	3,89	5,47	1,00	18,31
Argentina	8,53	4,16	5,89	1,11	18,88
Cingapura	7,97	4,27	5,68	0,79	13,83
Internacional	7,23	2,02	3,78	1,29	34,01

Fonte: Elaborada com base nos dados da FGV (2010).

\* coeficiente de variação.

O maior preço pago pelos importadores da carne suína brasileira foi de R\$8,82/kg (Ucrânia) e o menor R\$3,66/kg (Hong Kong). Com relação aos exportadores, verificou-se que o maior preço foi estabelecido pelo Canadá (R\$11,85/kg) e o menor foi pelos Estados Unidos (R\$3,71/kg).

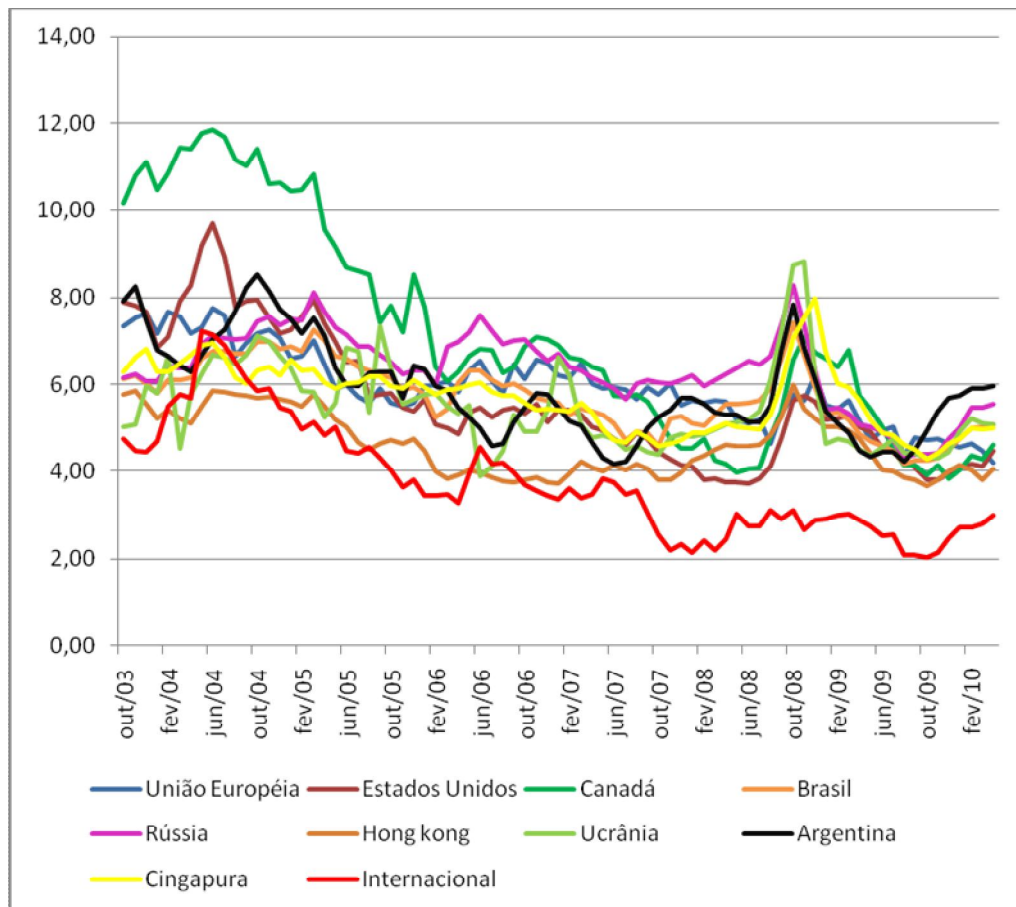
Dentre todos os importadores, a Rússia foi o país que apresentou maior preço médio, para o período de outubro de 2003 a abril de 2010, que ficou em torno de R\$6,00/kg. Enquanto em Hong Kong o preço médio pago pelo quilo de carne suína aproximou-se de R\$4,60/kg, nos demais países importadores a média ficou em torno de R\$5,00/kg. Nesse mesmo período, o maior preço médio dos países exportadores ocorreu no Canadá (R\$7,12/kg) e o menor nos Estados Unidos (R\$5,61/kg).

Em se tratando do coeficiente de variação (CV), última coluna da Tabela 13, pode-se denotar que para o Canadá as variações de preço em nível de exportador foram maiores (35,18%), comparativamente aos outros mercados, indicando maior dispersão de preço. Já dentre os importadores, o país que apresentou maior variabilidade nos preços pagos foi a Argentina, que mostrou coeficiente de variação em torno de 19%. Coeficiente de variação elevado indica maior variabilidade dos preços em relação ao preço médio; assim, pode-se dizer que dentre as séries de

preços analisadas o preço do Canadá foi a que apresentou maior oscilação no decorrer do período.

A evolução dos preços mensais de carne suína pode ser observada na Figura 13, o que demonstra que os preços apresentaram comportamentos semelhantes, alternando períodos com tendência de alta e de queda.

Conforme Santos (2001), as oscilações dos preços da carne suína estão relacionadas à oferta e à demanda do produto, à interligação com o mercado de grãos e às barreiras sanitárias frequentemente impostas ao setor. Além desses fatores tem-se a taxa de câmbio, visto que a valorização do real pode fazer com que ocorra redução na quantidade de carnes enviadas ao exterior.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 13 – Evolução do preço mensal de carne suína congelada (R\$/kg), em nível de importador e exportador, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

As variáveis utilizadas na análise da transmissão dos preços entre os principais exportadores de carne suína e os principais importadores de carne suína brasileira estão apresentadas na Tabela 14.

Tabela 14 – Descrição das variáveis utilizadas na análise de transmissão de preços da carne suína

Variáveis	Definição
RUS	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína da Rússia
HON	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína de Hong kong
UCRA	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína da Ucrânia
CIN	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína de Cingapura
ARG	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína da Argentina
UNI	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína da União Europeia
EST	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína dos Estados Unidos
CAN	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína do Canadá
BRA	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína do Brasil
INTER	Logaritmo neperiano dos preços da carne suína internacional

Fonte: Elaborada pela autora.

Com a finalidade de determinar a estacionariedade das variáveis realizou-se o teste de *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*, cujos resultados apontaram que as variáveis não são estacionárias em nível. A não estacionariedade das séries, em nível, foi confirmada pelo teste do KPSS, o que pode ser visualizado no ANEXO 1.

Em razão da não estacionariedade das séries em nível, repetiu-se a análise para verificar se as séries tornam-se estacionárias quando analisadas nas primeiras diferenças. Assim, constatou-se que todos os coeficientes das estatísticas do teste, foram significativos, evidenciando que as variáveis são integradas de ordem um  $I(1)$ . Esses resultados são apresentados na Tabela 15, que aponta que as variáveis são integradas de ordem um  $I(1)$ .

Tabela 15 – Resultados dos testes de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e KPSS, em primeira diferença, para séries de preços mensais de carne suína no mercado internacional, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

Variável	Estatística	Valor Calculado	Teste ADF			N.d.
			1%	5%	10%	
RUS	$\tau$	-6,65	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
HON	$\tau$	-6,66	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
UCRA	$\tau$	-7,14	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
CIN	$\tau$	-5,69	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
ARG	$\tau$	-5,28	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
INTER	$\tau$	-8,56	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
EST	$\tau$	-6,50	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
CAN	$\tau$	-7,24	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
BRA	$\tau$	-6,61	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
UNI	$\tau$	-9,51	-4,08	-3,47	-3,16	(0)

Variável	Estatística	Valor Calculado	Teste KPSS			N.d.
			1%	5%	10%	
RUS	$\eta$	0,05	0,216	0,146	0,119	(0)
HON	$\eta$	0,07	0,216	0,146	0,119	(0)
UCRA	$\eta$	0,08	0,216	0,146	0,119	(0)
CIN	$\eta$	0,04	0,216	0,146	0,119	(0)
ARG	$\eta$	0,03	0,216	0,146	0,119	(0)
INTER	$\eta$	0,06	0,216	0,146	0,119	(0)
EST	$\eta$	0,04	0,216	0,146	0,119	(0)
CAN	$\eta$	0,06	0,216	0,146	0,119	(0)
BRA	$\eta$	0,05	0,216	0,146	0,119	(0)
UNI	$\eta$	0,05	0,216	0,146	0,119	(0)

$\tau$  = equação sem intercepto e sem tendência;  $\eta$  = equação sem intercepto e tendência; e N.d. = Número de defasagens.

A escolha do número de defasagem baseou-se na observação dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannam-Quin (HQ), descritos na Tabela 16. Observa-se que, segundo os critérios de AIC e HQ, devem ser selecionadas seis defasagens; em contrapartida, o critério de SC aponta para uma defasagem como a mais indicada. Optou-se por escolher uma defasagem identificada pelo critério de SC, porque, como já descrito, este é o mais parcimonioso quando comparado com os demais.

Tabela 16 – Seleção da ordem de defasagem do modelo para os preços da carne suína no mercado internacional, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Defasagens	Critério de Defasagens		
	AIC	SC	HQ
0	-20,06	-19,74	-19,93
1	-32,54	-29,09*	-31,17
2	-32,53	-25,94	-29,90
3	-33,39	-23,66	-29,51
4	-33,61	-20,75	-28,49
5	-36,07	-20,07	-29,69
6	-45,83*	-26,69	-38,20*

Fonte: Dados da pesquisa.

Considerando o número de defasagens identificado pelo critério SC, estimou-se o modelo VAR (1) e realizou-se o teste de autocorrelação pelo Multiplicador de Lagrange (LM), para verificação da presença de autocorrelação entre os resíduos do modelo estimado. A partir da realização desse procedimento, constatou-se que a inclusão de três defasagens foi suficiente para eliminar a autocorrelação, o que valida esta defasagem como melhor escolha para o modelo, conforme pode ser observado na Tabela 17.

Tabela 17 – Teste multiplicador de Lagrange (LM) para autocorrelação nos resíduos do modelo VAR (3) para os preços da carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Defasagens	Estatística LM	Probabilidade
1	100,36	0,47
2	103,15	0,39
3	102,97	0,40
4	101,51	0,44
5	94,80	0,63
6	93,20	0,67

Fonte: Dados da pesquisa.

Ressalta-se que foram incluídas duas variáveis *dummies* do tipo *pulse* (janeiro 2006 e setembro 2008), caracterizando os seguintes fatos ocorridos no comércio internacional de carne suína brasileira: o embargo russo imposto à carne suína do Brasil, em 2006; e o colapso financeiro, que refletiu no agronegócio brasileiro em

setembro de 2008. Essas *dummies*, no entanto, não foram significativas, e então retiradas do processo.

Após averiguar que todas as séries eram integradas de ordem I(1), realizou-se o teste de cointegração de Johansen (1988), com a finalidade de investigar as relações de longo prazo entre as variáveis.

Os resultados dos testes de cointegração são apresentados na Tabela 18, e indicam a existência de dois vetores pela estatística  $\lambda$  máximo e seis pela do traço. No entanto, segundo Cheung e Lai (1993), citados por Chiodi (2006) e Harris (1995), entre as duas estatísticas utilizadas por Johansen (1988) nos testes de cointegração, o teste do traço foi o mais eficaz, tanto em relação à simetria quanto à curtose nos resíduos. Assim sendo, optou-se pela existência de seis vetores de cointegração.

Tabela 18 – Testes de cointegração para as séries de preços da carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Hipótese Nula	$\lambda_{máx.}$	Valor Crítico (5%)	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (5%)
$r = 0$	77,69	61,03	313,98	219,40
$r \leq 1$	59,51*	54,96	236,28	179,51
$r \leq 2$	43,83	48,88	176,77	143,67
$r \leq 3$	38,05	42,77	132,94	111,78
$r \leq 4$	33,95	36,63	94,89	83,94
$r \leq 5$	23,27	30,44	60,94*	60,06
$r \leq 6$	17,82	24,16	37,66	40,17

Fonte: Dados da pesquisa.

O método analítico (VEC) empreendido permite verificar o poder explanatório de cada variável sobre as demais, por meio da decomposição da variância dos erros de previsão. Nas Tabelas 19 a 28 constam as referidas decomposições, ordenadas segundo Cholesky. Assim, esta ordenação foi feita da seguinte forma ARG, CIN, UCRA, HON, RUS, BRA, CAN, UNI, EST e INTER, ou seja, das variáveis consideradas mais exógenas para as mais endógenas.

A decomposição da variância do erro de previsão do preço de exportação da carne suína do Brasil (Tabela 19) demonstra que a quase totalidade das variações foi explicada pela própria variável e pelos países Argentina (ARG) e Canadá (CAN) durante todo o período de análise, cujas médias são, aproximadamente, de 23, 37 e 20%, respectivamente.

Tabela 19 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços do Brasil de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	0,00	0,00	0,00	0,00	21,41	9,51	10,71	3,22	15,94	39,20
2	0,23	0,03	1,50	0,66	17,41	7,32	7,82	3,51	11,18	50,34
3	1,78	0,10	2,16	6,03	16,95	5,72	5,96	2,55	7,93	50,80
4	4,36	0,18	1,71	11,69	17,60	4,36	4,41	1,88	5,93	47,88
5	5,91	1,07	1,87	15,71	19,37	3,35	3,17	1,40	4,55	43,60
6	6,14	2,12	1,73	18,75	21,58	2,49	2,41	1,12	3,58	40,07
7	5,74	2,71	1,75	22,23	23,23	1,91	2,02	0,86	2,92	36,63
8	5,45	2,96	1,85	25,05	24,14	1,66	1,75	0,69	2,55	33,90
9	5,21	2,93	1,88	27,12	24,93	1,49	1,54	0,58	2,31	32,00
10	4,93	2,71	1,84	28,67	25,76	1,37	1,39	0,51	2,07	30,78
11	4,67	2,43	1,75	29,93	26,38	1,28	1,27	0,45	1,84	29,99
12	4,48	2,20	1,66	30,88	26,85	1,22	1,17	0,41	1,67	29,45
18	3,84	2,40	1,25	31,11	28,63	0,92	0,91	0,30	1,48	29,18
24	3,40	2,80	1,01	29,62	29,39	0,84	1,02	0,32	1,58	30,02

Fonte: Dados da pesquisa.

Verificou-se ainda que o preço de exportação do Canadá aumentou o poder de explicação na variável BRA até o 18<sup>o</sup> mês, visto que a partir daí tornou-se decrescente. A Argentina, por sua vez, mostrou oscilações na representatividade da variação da variável BRA, e foi responsável, em média, pela maior parte da variância do erro de previsão do preço da carne suína brasileira. Ao fazer uma analogia com a Rússia, principal importadora de carne suína do Brasil, percebe-se que esta possui participação ínfima no preço brasileiro, já que apresentou em média 3,1% de participação na alteração na variável BRA em todo o período. Portanto, pode-se dizer que mesmo sendo a Rússia a principal cliente da carne suína brasileira, ela não possui a mesma relevância na formação de preços brasileiros, comparativamente com a Argentina (quinto maior importador de carne suína brasileira), integrante do bloco Mercosul.

Os Estados Unidos, principal exportador de carne suína, embora apresente pequena participação, média, em torno de 1,76% da variação dos preços brasileiros de carne suína em todo período de análise, ainda não pode ser considerado um agente participativo na variável BRA, visto que no primeiro mês após o choque a participação de EST em BRA foi de 0%. Todavia, no 24<sup>o</sup> mês obteve participação em torno de 1%, participação bem inferior que a das variáveis ARG (30%) e CAN

(30%), principais responsáveis na dinâmica de BRA, mas que, no entanto, permitiu classificá-lo como significativo em BRA.

A participação do preço internacional de carne suína (INTER) no preço brasileiro de exportação foi crescente nos seis primeiros meses, alcançando 6,14%, e a partir deste mês sua participação reduziu, caindo para 3,4% no 24<sup>o</sup> mês. Os demais países, principais importadores da carne suína brasileira, HON, UCRA e CIN, mostraram capacidade de influenciar o preço brasileiro de carne suína, em média, de 3,25, 1,27 e 4,68%, respectivamente.

Os resultados da Tabela 20 mostram que uma parcela significativa da explicação dos erros de previsão da variável INTER deve-se, até o sexto mês à sua própria variação, e após este período aos preços de exportação do Brasil e de importação de Cingapura, considerando que a parcela explicada pela própria variável diminui com o tempo. Assim, tem-se que 28,15 e 20% das alterações no preço internacional de carne suína, em média, estão associadas aos preços do Brasil e Cingapura, respectivamente. No entanto, verifica-se que no primeiro mês após o choque, Hong Kong foi responsável por 11,47% na variação do preço internacional da carne suína. Essa participação pode estar relacionada ao fato de que esse país é o sexto maior importador mundial de carne suína, ficando atrás apenas do Japão, Rússia, México, Coreia do Sul e Estados Unidos, e o segundo maior importador da carne suína brasileira. Além disso, Hong Kong está entre os principais importadores da carne suína do Canadá e dos Estados Unidos, portanto, pode-se dizer que esse país tem grande participação no mercado internacional de carne suína. Percebe-se, ainda, que o Brasil obteve participação acima da média a partir do quinto mês, após o choque, indicando uma representatividade na alteração do preço estabelecido no mercado internacional de carne suína, aproximadamente, de 29,09%. Cingapura obteve participação acima da média, a partir do 18<sup>o</sup> mês, respectivamente.

Tabela 20 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços internacional de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	73,37	0,04	0,37	0,39	1,62	3,06	11,47	0,11	5,23	4,35
2	55,32	0,02	0,49	0,31	19,36	1,95	9,21	1,97	7,73	3,64
3	40,85	0,04	0,35	2,07	26,17	1,50	7,17	1,22	16,89	3,74
4	37,61	0,41	1,88	1,90	27,18	1,06	5,42	2,09	18,65	3,81
5	35,44	1,49	2,17	1,96	29,09	0,83	4,25	3,23	17,76	3,78
6	32,53	2,01	2,02	2,12	29,49	0,86	3,53	4,74	17,72	4,98
7	29,14	2,31	2,12	1,88	29,99	1,56	3,12	5,64	17,49	6,75
8	26,81	2,20	1,99	1,81	30,33	2,46	2,90	6,23	17,14	8,13
9	24,68	1,95	1,86	1,64	31,24	3,22	2,65	7,07	16,70	8,99
10	22,89	1,78	1,79	1,46	32,80	3,69	2,38	7,44	16,49	9,27
11	21,75	1,93	1,70	1,33	34,13	3,88	2,14	7,53	16,54	9,06
12	20,90	2,39	1,60	1,23	35,27	3,83	1,93	7,50	16,75	8,59
18	17,02	6,82	1,06	1,15	34,91	2,98	1,76	6,77	20,55	6,99
24	13,80	9,77	0,75	1,38	32,63	3,17	2,50	6,90	22,23	6,87

Fonte: Dados da pesquisa.

Quanto ao preço de exportação dos Estados Unidos (EST) (Tabela 21), tem-se que 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, apenas 4,09% da sua decomposição da variância dos erros de previsão decorreu dela mesma, e os 95,92% restantes das outras variáveis. Mediante esses valores pode-se inferir que os preços estabelecidos pelos seus concorrentes têm elevado poder de explicação nas alterações dos preços dos norte-americanos. Dentre os competidores (Brasil, União Europeia e Canadá), o Brasil é o que mostrou maior capacidade de influenciar os preços de exportação dos Estados Unidos, visto que a participação do preço brasileiro ficou, em média, em torno de 14%, no período de análise. A participação dos demais competidores ficou na ordem de 10% (Canadá) e de 3,27% (União Europeia), menor que o estabelecido pelo preço brasileiro; no entanto, configuraram-se também capazes de influenciar os preços deste país.

Caso o Brasil altere o preço de exportação da carne suína para os seus principais clientes, Rússia, Hong Kong, Ucrânia, Cingapura e Argentina, essa alteração pode refletir, em média, na modificação dos preços da carne suína dos Estados Unidos na ordem de 1,61, 1,60, 7,12, 25,55 e 11,80%, respectivamente. Assim, conclui-se que o Brasil e Cingapura, quinto maior importador do Brasil de

carne suína, têm maior poder de explicação na decomposição do erro de previsão dos Estados Unidos.

Tabela 21 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços dos Estados Unidos de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	0,00	55,97	0,16	6,54	0,15	1,51	2,81	0,05	26,73	6,07
2	0,13	34,56	3,62	12,72	0,12	1,19	2,78	3,08	27,23	14,56
3	1,21	29,51	2,91	17,26	2,08	0,77	1,68	2,79	27,21	14,59
4	3,26	24,78	2,52	18,18	4,00	0,62	2,42	3,26	27,61	13,36
5	6,41	19,91	2,99	16,34	7,09	0,50	2,37	4,52	27,71	12,16
6	9,20	15,78	3,18	13,66	10,76	0,47	1,96	6,42	26,99	11,58
7	10,32	12,77	3,49	11,09	14,86	0,71	1,59	7,78	25,69	11,71
8	10,63	10,82	3,71	9,31	17,97	1,22	1,34	8,42	24,48	12,11
9	10,51	9,45	3,95	8,02	20,30	1,79	1,19	9,06	23,41	12,33
10	10,17	8,39	4,16	7,04	22,27	2,29	1,07	9,64	22,64	12,34
11	9,86	7,50	4,23	6,28	23,84	2,69	0,96	10,14	22,29	12,21
12	9,60	6,77	4,21	5,67	25,10	2,98	0,87	10,54	22,28	11,99
18	8,70	5,09	3,54	4,29	27,26	2,93	0,62	11,53	25,75	10,29
24	7,91	4,09	3,14	4,40	26,64	2,97	0,75	12,51	27,62	9,98

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 22, observa-se a quase total independência do preço de exportação da carne suína da União Europeia, em relação aos preços dos outros países no primeiro mês, com exceção da Argentina, que foi responsável por uma participação inicial de 15,32% na variação dos preços da UNI. No entanto, essa participação aumenta apenas até o terceiro mês, passando para em torno de 31,24%, e a partir daí sua representatividade em UNI começa a decrescer, chegando a 14,14% no final do 24<sup>o</sup> mês. Com relação às outras variáveis, percebe-se que a parcela explicada pelo preço dos Estados Unidos ganha destaque a partir do 22<sup>o</sup> mês, visto que, em média, este obteve uma participação em UNI em torno de 9,37%. As demais variáveis INTER, CAN, BRA, RUS, HON, UCRA, CIN e ARG foram responsáveis, em média, respectivamente por 0,64, 7,34, 3,94, 0,80, 4,66, 8,10, 11,3 e 23,05% na variação do preço de exportação da União Europeia. Assim, os principais responsáveis pela alteração nos preços da carne suína da União Europeia foram os preços da Argentina e de Cingapura.

Tabela 22 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da União Europeia de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	0,00	0,00	75,35	0,23	1,91	1,36	0,98	0,34	4,52	15,32
2	0,11	1,16	51,71	9,27	2,21	1,03	3,37	1,48	4,62	25,06
3	0,44	0,96	36,21	10,91	1,55	0,78	4,39	5,11	8,42	31,24
4	0,46	1,72	32,44	9,22	1,42	1,38	6,95	4,48	10,62	31,21
5	0,62	3,03	30,12	9,99	1,20	1,27	8,51	4,99	10,74	29,52
6	0,72	5,05	26,91	9,35	2,31	1,04	7,69	8,26	11,11	27,58
7	0,69	7,29	25,48	7,98	4,34	0,89	6,48	9,09	12,08	25,67
8	0,88	9,16	24,84	7,11	5,12	0,87	5,70	9,44	12,80	24,07
9	1,01	11,04	24,07	6,45	5,82	0,80	5,00	10,24	13,15	22,41
10	1,00	12,75	23,20	6,12	6,35	0,71	4,42	10,82	13,57	21,06
11	0,95	14,19	22,46	5,96	6,47	0,64	4,00	11,24	14,01	20,08
12	0,88	15,52	21,75	5,98	6,38	0,60	3,66	11,59	14,36	19,28
18	0,61	21,67	18,56	7,19	5,29	0,39	2,39	13,05	14,76	16,09
24	0,60	27,63	17,20	7,00	4,78	0,27	1,66	13,22	13,50	14,14

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 23 é apresentada a decomposição da variância do erro de previsão da série de preços da carne suína do Canadá. Ao longo do tempo, as variações em CAN foram atribuídas principalmente às variações na própria série, embora a proporção explicada por CAN diminua no decorrer do período; já as séries de preços de BRA, CIN e UCRA na explicação da dinâmica de CAN mostraram-se crescentes em importância.

Após 24 meses, constatou-se que 29,62% da variância do erro de CAN deveram-se às variações na própria série. No entanto, a maior explicação na variância de CAN está associada aos preços estabelecidos pelo Brasil (BRA), visto que este foi responsável, em média, por cerca de 17%, levando em consideração o preço de exportação. Percebe-se ainda que os preços de importação da Ucrânia e de Cingapura foram responsáveis, em média, respectivamente por 8,88 e 22,2% na dinâmica dos preços de exportação do Canadá.

Tabela 23 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços do Canadá de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	0,00	0,00	0,00	67,61	0,20	0,10	0,02	0,00	18,48	13,58
2	0,16	0,93	0,02	59,30	0,12	0,05	1,63	1,74	22,06	13,99
3	0,84	0,73	0,16	53,44	1,10	0,81	1,67	3,47	25,97	11,82
4	4,00	0,68	0,38	45,62	3,23	0,91	1,21	5,79	28,07	10,12
5	7,70	0,60	0,80	37,81	6,07	0,82	0,94	8,20	27,63	9,43
6	10,42	0,66	1,09	30,81	9,69	0,74	0,73	10,07	26,48	9,32
7	11,71	0,86	1,53	24,92	13,80	0,97	0,65	11,08	25,00	9,48
8	12,41	1,13	2,04	20,64	17,59	1,35	0,66	11,33	23,40	9,46
9	12,72	1,36	2,50	17,56	20,70	1,71	0,65	11,54	22,00	9,27
10	12,68	1,46	2,88	15,24	23,27	2,03	0,64	11,72	21,07	9,00
11	12,57	1,41	3,09	13,53	25,12	2,33	0,63	11,85	20,69	8,78
12	12,42	1,29	3,14	12,21	26,43	2,59	0,61	12,01	20,70	8,59
18	11,07	1,55	2,67	8,51	28,51	2,95	0,43	12,51	24,15	7,66
24	10,01	1,99	2,29	7,36	27,95	3,08	0,45	12,99	26,57	7,31

Fonte: Dados da pesquisa.

Quanto à variância dos erros de previsão das séries de preços de carne suína da Rússia, decorridos 24 meses após o choque, o modelo mostrou que 41,2% dessa variância foram atribuídas aos choques nos preços da Argentina, e 19,42 e 10,17% dos preços de exportação do Canadá e do Brasil, respectivamente. A série de preço da União Europeia contribuiu apenas com 3,17% no final do período. A participação na modificação dos preços pagos pela Rússia e as importações da carne suína brasileira foram, são, em média, atribuída aos preços pagos pela Argentina (41%), e aos preços de exportação do Canadá (19,41%) e do Brasil (10,17%). Já os preços das demais séries na variância da série RUS, são de magnitudes ínfimas (Tabela 24).

Tabela 24 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Rússia de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	46,36	1,19	0,86	6,52	45,07
2	0,56	0,01	0,84	2,00	1,24	31,34	0,76	2,39	2,97	57,88
3	1,27	0,01	0,82	9,35	4,61	22,08	0,63	1,53	2,32	57,39
4	2,56	1,60	1,42	13,29	5,79	15,65	1,18	1,82	2,79	53,89
5	3,33	4,65	3,44	16,48	7,88	11,52	1,24	1,59	4,13	45,74
6	3,43	7,38	4,07	18,93	1,07	8,71	0,97	1,18	4,25	40,36
7	3,15	8,91	4,40	22,10	12,68	6,63	0,74	0,92	3,88	36,60
8	2,93	9,55	4,51	24,51	13,45	5,40	0,62	0,83	3,73	34,47
9	2,71	9,54	4,47	26,14	14,07	4,65	0,58	0,74	3,62	33,48
10	2,46	9,24	4,40	27,15	14,78	4,12	0,59	0,66	3,41	33,19
11	2,28	8,76	4,32	27,96	15,34	3,75	0,63	0,62	3,18	33,17
12	2,14	8,25	4,24	28,63	15,81	3,48	0,67	0,60	2,98	33,20
18	1,73	6,21	3,83	28,42	17,45	2,70	1,68	0,48	2,33	35,17
24	1,44	5,04	3,59	26,91	18,17	2,17	2,89	0,39	1,94	37,46

Fonte: Dados da pesquisa.

Em se tratando da variável Hong Kong (HON), percebe-se que, 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 32,89% da sua decomposição da variância dos erros de previsão decorrem dela mesma; os 67% restantes, das outras variáveis. Verificou-se, no entanto, que dos 67%, BRA responde por cerca de 22,36% (Tabela 25). Diante desses valores nota-se que o preço de importação de Hong Kong é muito influenciado pelo preço de exportação do Brasil, visto que este obteve uma participação em média de 11,78% na variação do preço de HON, seguido por Canadá e Ucrânia, que mostraram participação média em torno de 6,25 e 8,7%, respectivamente (Tabela 25).

Tabela 25 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Hong Kong de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	70,25	2,24	9,16	18,35
2	0,01	0,57	1,03	0,02	0,50	1,79	71,20	4,79	5,11	14,98
3	0,68	0,62	1,16	0,07	4,10	3,83	65,44	6,71	4,61	12,78
4	2,19	1,52	1,12	0,65	7,45	5,02	56,70	8,54	4,69	12,12
5	4,32	3,21	1,19	2,01	9,40	4,85	49,86	9,83	4,06	11,27
6	5,58	4,02	1,03	4,23	11,59	4,46	44,47	11,08	3,31	10,24
7	5,71	4,36	0,98	6,65	14,39	4,40	40,52	10,87	2,73	9,39
8	5,80	4,58	1,01	8,30	16,43	4,53	38,21	10,14	2,31	8,69
9	5,86	4,71	1,10	9,53	17,93	4,57	36,67	9,69	1,99	7,96
10	5,83	4,74	1,17	10,47	19,10	4,51	35,63	9,40	1,82	7,33
11	5,79	4,63	1,18	11,21	19,81	4,49	35,06	9,21	1,76	6,88
12	5,74	4,43	1,14	11,70	20,24	4,50	34,76	9,13	1,77	6,58
18	5,38	3,39	0,91	11,58	21,52	4,82	33,88	9,76	2,54	6,23
24	5,30	2,81	0,80	11,19	22,36	5,01	32,89	10,42	3,07	6,14

Fonte: Dados da pesquisa.

Quando analisada a série de preços pagos pela Ucrânia (UCRA) pela importação da carne suína brasileira, constatou-se que, após 24 meses, o preço de exportação do Brasil explicou em 28,32% das variações em UCRA, sendo o restante atribuído à dinâmica das demais variáveis, em especial à série de preço de exportação do Canadá, a quem foram atribuídos 11,25% da variância do erro e pela Argentina, que ficou em torno de 13,42% (Tabela 26).

Tabela 26 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Ucrânia de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	84,72	13,88	1,40
2	0,13	3,32	5,61	0,00	3,15	0,10	0,14	67,51	11,06	8,98
3	1,00	2,80	5,32	0,82	4,77	0,73	0,12	57,02	9,34	18,09
4	0,83	2,70	4,65	3,35	9,18	1,94	1,67	47,30	7,71	20,67
5	1,45	2,95	4,05	4,38	13,49	1,69	5,40	40,54	6,62	18,97
6	2,79	2,85	4,03	8,54	18,56	1,33	8,61	32,74	5,23	15,31
7	4,29	2,93	3,74	12,62	21,20	1,08	10,61	26,65	4,24	12,64
8	5,61	2,79	3,34	15,32	21,70	0,95	11,45	23,49	3,74	11,61
9	5,89	2,68	3,08	17,08	22,27	0,87	11,68	21,46	3,42	11,57
10	5,87	2,60	2,90	17,70	22,79	0,87	11,61	20,20	3,23	12,24
11	5,74	2,54	2,77	18,04	23,12	0,98	11,37	19,30	3,08	13,07
12	5,58	2,49	2,67	18,27	23,49	1,16	11,10	18,53	2,95	13,76
18	5,30	2,04	2,06	20,42	26,32	1,70	10,05	14,68	2,53	14,90
24	5,24	1,99	1,70	21,05	28,32	1,84	9,07	12,50	2,71	15,58

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados para a série de preços pagos por Cingapura mostram que ela se comportou de forma semelhante às séries de preço da Rússia e da Ucrânia, visto que as principais séries responsáveis pela variação em CIN foram os preços do Brasil, Canadá e Argentina, que contribuíram, em média, em 16,08, 10,39 e 33,87%, respectivamente, na dinâmica da série de preços de Cingapura. Verifica-se, ainda, que a participação dos preços brasileiros e do Canadá na variação dos preços de Cingapura foi maior que a média a partir do sétimo mês (17,82%) e nono mês (13,50), respectivamente. Já a percentagem da variação dos preços da Argentina foram maiores que a média apenas entre o terceiro e o sétimo mês após o choque, o que pode inferir que a variação dos preços da variável CIN seja mais vulnerável às modificações dos preços brasileiros (Tabela 27).

Tabela 27 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Cingapura de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	69,92	30,08
2	0,04	0,55	2,30	1,90	0,30	0,45	0,89	4,92	57,52	31,13
3	0,08	0,89	3,69	2,62	2,26	0,25	0,66	9,76	44,86	34,93
4	0,17	0,70	2,81	2,12	5,32	0,22	0,85	11,34	36,69	39,78
5	0,58	1,19	2,43	2,11	9,21	0,31	0,80	11,09	31,34	40,95
6	1,44	2,30	2,38	3,74	13,51	0,46	0,76	10,69	25,88	38,83
7	2,28	3,48	2,40	6,87	17,82	0,48	1,33	9,77	20,49	35,07
8	2,87	4,05	2,25	10,19	20,88	0,50	1,99	8,68	16,53	32,06
9	3,16	4,13	2,11	13,50	22,87	0,56	2,51	7,64	13,74	29,78
10	3,31	4,02	2,03	16,13	24,20	0,60	2,86	6,80	11,83	28,23
11	3,39	3,81	1,95	18,13	25,16	0,61	3,09	6,18	10,49	27,20
12	3,41	3,56	1,87	19,66	25,94	0,62	3,24	5,70	9,48	26,54
18	3,31	2,47	1,47	23,57	28,19	0,69	3,07	4,26	6,67	26,30
24	3,23	1,97	1,24	24,82	29,59	0,80	2,58	3,65	5,41	26,69

Fonte: Dados da pesquisa.

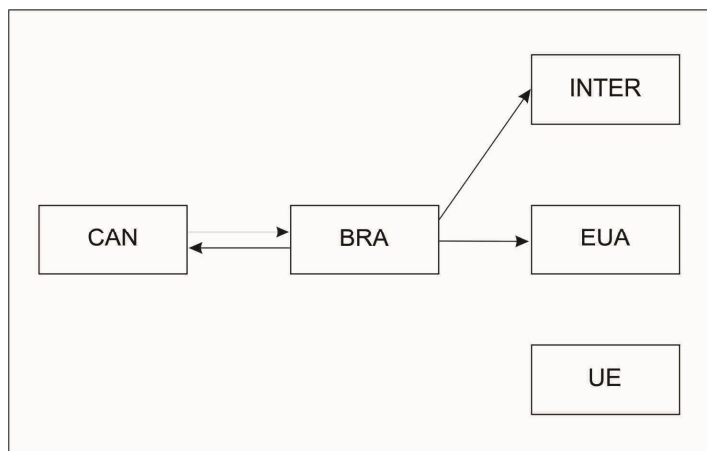
Na Tabela 28 verifica-se que, a partir do quarto mês, o preço de exportação tanto do Brasil (6,61%) como do Canadá (12,69%) passa a ter maior influência sobre a variável ARG. No decorrer dos 24 meses o Canadá diminui sua participação em ARG para 24,79% e, em contrapartida, o Brasil elevou a sua participação para 31,41%. Os preços de exportação do Canadá e do Brasil foram responsáveis pela explicação das variações dos preços pagos pela Argentina ao mercado de carne suína brasileiro, em média, de 21,48 e 19%, respectivamente. A maior parcela explicativa coube à Argentina, que correspondeu, em média, a 35% da variação em seu próprio preço. As parcelas explicadas pelos preços dos demais países foram de pequena magnitude.

Tabela 28 – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da série de preços da Argentina de carne suína, no período outubro de 2003 a abril de 2010

Meses	INTER	EST	UNI	CAN	BRA	RUS	HON	UCRA	CIN	ARG
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	100,00
2	0,87	0,18	1,80	1,54	0,65	2,09	0,08	0,57	1,62	90,61
3	0,81	0,95	3,05	4,54	2,39	4,92	0,28	0,41	2,13	80,51
4	1,18	1,34	2,42	12,69	6,61	5,90	0,24	0,30	2,34	66,99
5	3,34	1,16	2,45	20,05	13,27	4,69	0,41	0,29	2,39	51,94
6	5,13	1,05	2,05	25,07	19,70	3,42	1,40	0,36	1,83	39,98
7	5,85	0,99	1,94	28,86	23,93	2,60	2,38	0,28	1,38	31,78
8	6,46	1,05	1,91	30,93	25,98	2,18	2,80	0,24	1,16	27,29
9	6,76	1,14	1,86	31,70	27,35	1,94	2,83	0,22	1,10	25,12
10	6,66	1,23	1,80	31,69	28,40	1,80	2,67	0,22	1,18	24,36
11	6,44	1,36	1,73	31,33	28,83	1,78	2,50	0,23	1,35	24,45
12	6,18	1,53	1,65	30,73	28,90	1,88	2,40	0,28	1,55	24,91
18	5,09	3,21	1,26	26,75	29,84	2,27	1,94	0,99	2,79	25,86
24	4,85	3,87	1,06	24,79	31,41	2,09	1,56	1,35	3,67	25,35

Fonte: Dados da pesquisa.

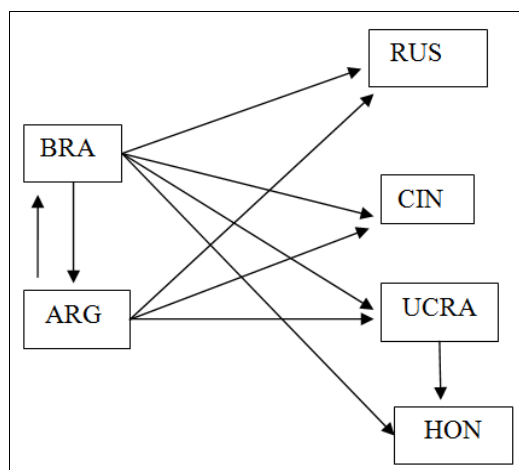
Assim como na primeira parte do trabalho apresenta-se o fluxograma das transmissões de preços no mercado de carne suína, conforme as variáveis analisadas, com o intuito de obter melhor visualização dos resultados da decomposição histórica da variância dos erros de previsão das séries (DVEP). Analisa-se primeiro os resultados da transmissão de preços entre os principais países exportadores de carne suína (Figura 14) e, posteriormente, verifica-se se os preços da carne suína do Brasil é um agente determinante nos preços de todos os seus concorrentes, com exceção da União Europeia. Percebe-se, entretanto, que dentre todos os países competidores, apenas o preço da carne suína do Canadá foi determinante no preço do Brasil, e isso pode ser identificado por meio da relação bilateral entre esses dois países. Diferentemente, as demais relações, com exceção da União Europeia, estabelecidas entre o Brasil e os demais países competidores foram unilaterais.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 14 – Transmissão dos preços entre os principais países exportadores de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

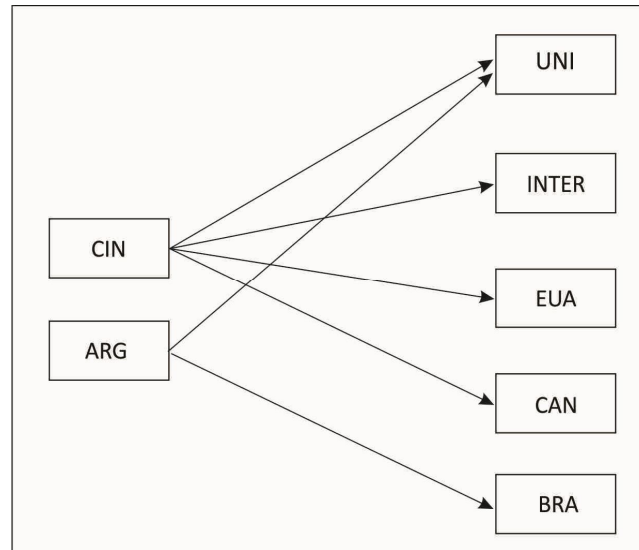
Para os principais importadores de carne suína brasileira, os resultados da DVEP mostraram que os preços pagos pela Argentina e Ucrânia influenciaram de forma significativa os preços dos demais países importadores de carne suína do Brasil, visto que foi apontada transmissão de preços da Argentina para os preços da Rússia, Cingapura e Ucrânia e transmissão de preços da Ucrânia para os preços de Hong Kong. A única relação bilateral ocorreu entre os preços da Argentina e o Brasil (Figura 15).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 15 – Transmissão dos preços entre os principais importadores de carne suína brasileira, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

Em relação à transmissão de preços entre os principais importadores e exportadores de carne suína do Brasil, verificou que os preços pagos por Cingapura e Argentina ao Brasil influenciaram os preços de exportação dos Estados Unidos e do Canadá, assim, como, o preço estabelecido no mercado internacional de carne suína (Figura 16).



Fonte: Resultados da pesquisa.

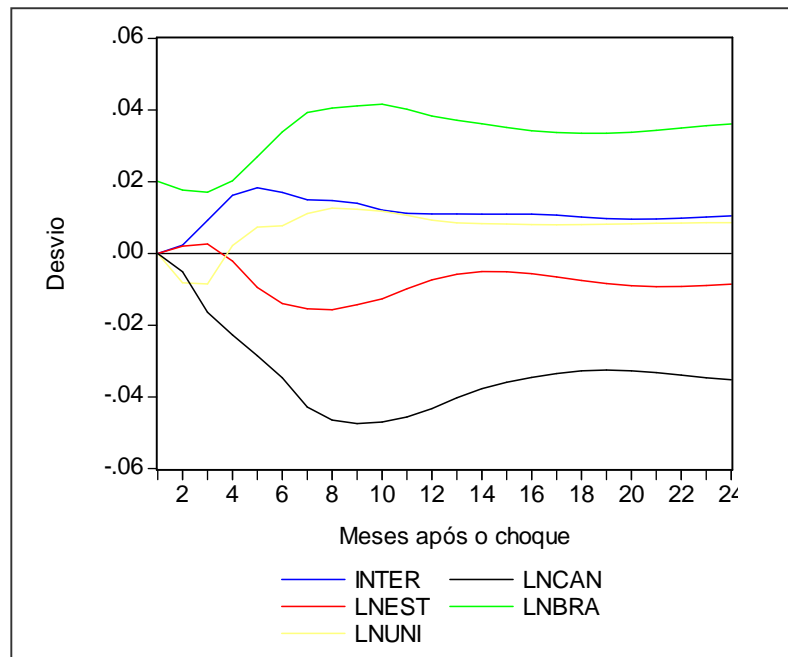
Figura 16 – Transmissão dos preços entre os principais países importadores e exportadores de carne suína do Brasil, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

Mediante esses resultados, pode-se inferir que há um mercado integrado de carne suína composto pelo Brasil e seus principais concorrentes (Estados Unidos, Canadá e União Europeia), dado que os preços de importação da carne suína brasileira por Cingapura foram agentes significantes na formação dos preços dos Estados Unidos, do Canadá e da União Europeia, assim, como, o preço do mercado internacional de carne suína e os preços da Argentina mostraram forte participação nos preços da União Europeia. A Argentina, dentre os importadores da carne suína brasileira, foi o país que se apresentou capaz de influenciar, de forma altamente significativa, os preços do Brasil. Portanto, a hipótese de que há um mercado integrado entre os preços domésticos e internacionais foi confirmada pelos resultados apurados.

Após a decomposição da variância do erro de previsão passou-se para a etapa de identificação do grau de integração dos mercados de carne suína, a partir da função de impulso-resposta para cada período à frente.

Nas Figuras 17 e 18 são apresentados os efeitos de choques de um desvio-padrão<sup>8</sup> aplicados nos preços dos principais exportadores de carne suína – preços de exportação dos Estados Unidos (EST), Canadá (CAN), União Europeia (UNI), e dos principais importadores de carne suína brasileira – Rússia (RUS), Hong Kong (HON), Ucrânia (UCRA), Cingapura (CIN) e Argentina (ARG), e do preço internacional da carne suína (INTER) sobre os preços de carne suína do Brasil. Esses efeitos são medidos em termos de desvios.

Pela Figura 17, é possível verificar que os efeitos de um choque no preço internacional de carne suína e nos preços dos Estados Unidos apresentaram impacto positivo sobre o preço de carne suína no Brasil, e que os preços da União Europeia e do Canadá afetaram negativamente o preço de carne suína brasileira.



Fonte: Resultados da pesquisa.

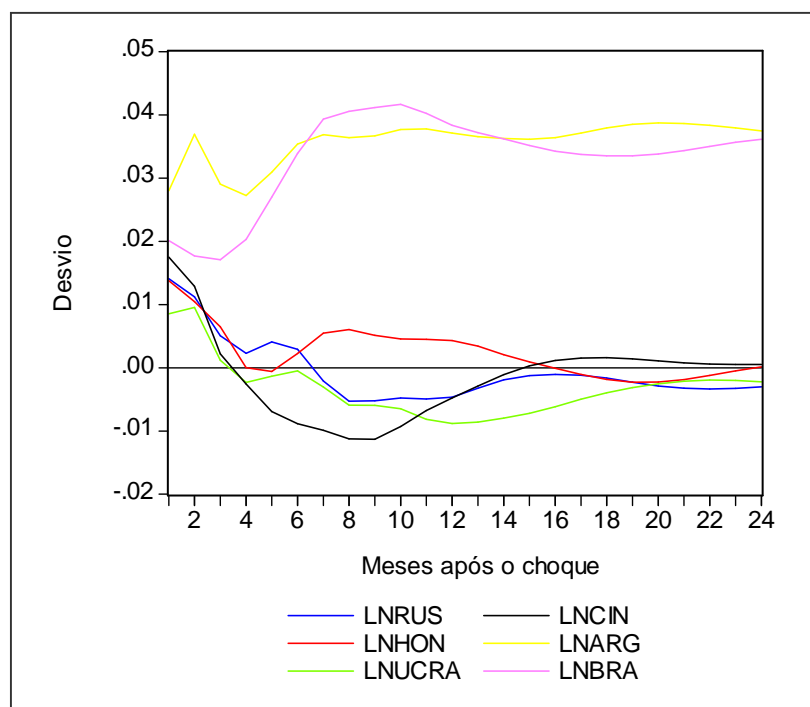
Figura 17 – Resposta a choque dos preços dos principais países exportadores de carne suína e do preço do mercado internacional, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

<sup>8</sup> Os choques podem ser decorrentes de diversos eventos, porém, desde que eles sejam transitórios, como climáticos, sanitários ou promovidos por ações de políticas comerciais e econômicas.

Decorridos cinco meses, observou-se que o preço da carne suína do Brasil aumentou seu desvio em virtude do choque no preço internacional de carne suína, tendo sua oscilação reduzida a partir desse período. Análise similar pode ser feita para as demais séries. Verifica-se, porém, que entre as séries analisadas a que apresentou maior influência sobre o preço da carne suína nacional foi a série de preços do Canadá, que foi responsável pelos maiores desvios do preço da carne suína nacional.

Após o 20<sup>o</sup> mês, o choque dado ao preço da carne suína do Brasil começou a se estabilizar. Nota-se que a formação de preço em nível de exportação do Brasil depende mais dos preços da carne suína no mercado do Canadá do que dos demais países em análises, visto que dentre os choques aplicados no preço de carne suína do Brasil o preço do Canadá foi o que mais perdurou em todo o período de análise. Esse resultado ratificou o encontrado pelo método da decomposição da variância, visto que por este método constatou-se que o preço do Canadá tem poder de explicação na variância dos preços brasileiros, em média, em torno de 20%, enquanto os preços dos Estados Unidos, da União Europeia e do mercado internacional da carne suína explicam, em média, 1,76, 1,56 e 4,01%, respectivamente, da variância dos preços de exportação da carne suína brasileira.

Na Figura 18, observa-se que um choque não antecipado nos preços dos importadores de carne suína brasileira (Rússia, Hong Kong, Ucrânia, Cingapura e Argentina) induz uma rápida queda nos desvios dos preços da carne suína do Brasil nos primeiros três meses, com exceção do preço da Argentina.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 18 – Resposta a choque dos preços dos principais países importadores de carne suína do Brasil, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

Do quarto ao décimo mês, o preço brasileiro obteve um aumento de 0,04%, mediante choques das variáveis ARG, HON e CIN, que sofreram aumento de 0,33% e 0,04%, respectivamente. As variações no preço brasileiro de carne suína em virtude dos choques nas variáveis ARG e HON começaram a se equilibrar a partir do 21<sup>o</sup> e do 24<sup>o</sup> mês, respectivamente.

Com relação aos choques aplicados nas variáveis UCRA, CIN e RUS, pode-se dizer que estas não causam impactos muito diferentes das variáveis analisadas anteriormente. Vale destacar que o impacto sobre o preço do Brasil é, aproximadamente, nulo a partir do 23<sup>o</sup> mês.

Em resumo, a análise do impulso-resposta das variáveis INTER, EST, CAN e UNI sobre o preço da carne suína no Brasil corroborou o resultado da decomposição da variância do erro de previsão, visto que constatou que entre essas três variáveis o preço do Canadá tem maior poder de explicação na variância dos preços na carne suína brasileira. Visto que os choques nos preços de exportação da União Europeia, dos Estados Unidos no mercado internacional de carne suína começaram a se equilibrar, aproximadamente a partir do 11<sup>o</sup> mês e, em contrapartida, os choques dos

preços do Canadá começaram a se equilibrar a partir do 21<sup>o</sup> mês. Portanto, os resultados obtidos estão em conformidade com a DVEP, que constatou o preço do Canadá como o segundo principal agente responsável pelas alterações em BRA, antecedido apenas pela variável ARG.

Ao analisar os efeitos dos choques dos preços dos importadores de carne suína brasileira sobre o preço do Brasil foi possível constatar que as variáveis ARG e HON foram as principais contribuintes nas variações em BRA, visto que os choques aplicados nestas variáveis começaram a se equilibrar somente após o 21<sup>o</sup> mês para a variável ARG e 24<sup>o</sup> mês para a variável HON. Estas informações não deixam de corroborar os resultados da DVEP, dado que, nesta, os preços da Argentina foram os principais responsáveis pelas alterações nos preços da carne suína brasileira.

No entanto, a análise da decomposição histórica da variância dos erros de previsão e da função de impulso-resposta não pode ser considerada condição suficiente para verificar a Lei do Preço Único e nem para garantir a participação dos países no mercado internacional de carne suína, de modo a classificá-los como um mercado integrado. Assim, foi necessário realizar testes de razão de verossimilhança para restrições relacionadas aos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , estimados por máxima verossimilhança. Na Tabela 29 são apresentados os testes de significância dos parâmetros  $\alpha$ 's, que sinalizam quais dos países participaram do equilíbrio de curto prazo; e na Tabela 30, os testes de significância dos parâmetros  $\beta$ 's, a fim de determinar quais as variáveis participaram efetivamente do equilíbrio de longo prazo. Para tanto, foram impostas hipóteses nulas para todos os mercados de carne suína analisados.

A Tabela 29 apresenta os resultados do teste de verossimilhança utilizado para análise da significância dos coeficientes de ajustamentos  $\alpha$ 's de curto prazo. De acordo com os resultados, é possível verificar que praticamente todos os parâmetros  $\alpha$ 's foram significativos em 1% de probabilidade, com exceção de Hong Kong e Ucrânia, cujos parâmetros foram significativos em 5%. Assim, pode-se inferir que todos os países se ajustaram aos desequilíbrios transitórios.

Tabela 29 – Teste de verossimilhança para restrições dos parâmetros de cointegração ( $\alpha$ 's), relacionados a cada um dos países que fazem parte do espaço de cointegração, no período de outubro de 2003 a abril de 2010

$H_0 : \alpha's = 0$	$\chi^2$	Nível de Significância
INTER = 0	31,8931	0,0000
EST = 0	20,0937	0,0026
UNI = 0	24,2007	0,0004
CAN = 0	18,5554	0,0049
BRA = 0	16,2309	0,0012
RUS = 0	33,3527	0,0000
HON = 0	14,8829	0,0211
UCRA = 0	14,6909	0,0228
CIN = 0	26,6198	0,0001
ARG = 0	24,0831	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

Quanto ao equilíbrio de longo prazo, os resultados presentes na Tabela 30 indicam que todas as restrições foram rejeitadas em 1% de significância, inferindo, deste modo, que todos os dez países participaram efetivamente do equilíbrio de longo prazo, sendo, portanto, importantes no espaço de integração. Portanto, todos os países analisados foram relevantes no estabelecimento do equilíbrio de longo prazo; assim, choques ocorridos em um país são transmitidos aos outros no longo prazo.

Tabela 30 – Teste de verossimilhança para restrições dos parâmetros de cointegração ( $\beta$ 's), relacionados a cada um dos países que fazem parte do espaço de cointegração, outubro de 2003 a abril de 2010

$H_0 : \beta's = 0$	$\chi^2$	Nível de Significância
INTER = 0	28,6544	0,0000
EST = 0	44,4104	0,0000
UNI = 0	35,8046	0,0000
CAN = 0	55,5109	0,0000
BRA = 0	30,7729	0,0000
RUS = 0	34,8642	0,0000
HON = 0	29,5882	0,0000
UCRA = 0	38,1849	0,0000
CIN = 0	16,9614	0,0094
ARG = 0	28,8982	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

Em resumo, os resultados obtidos pelo teste de razão de verossimilhança para restrição dos parâmetros de cointegração,  $\alpha$ 's e  $\beta$ 's, indicaram que os preços dos países em análises, principais países importadores de carne suína brasileira e os principais exportadores de carne suína e os preços do mercado internacional, estão cointegrados.

## 5. RESUMO E CONCLUSÃO

A cadeia de carne suína vem se destacando nos últimos anos no setor agropecuário brasileiro, no que concerne aos efeitos multiplicadores de renda e emprego implementados nesse setor.

No entanto, pelo fato de a cadeia produtiva de carne suína ser formada pelos segmentos fornecedores de insumos, de criação de animais, abate, processamento, distribuidores e consumidor final e, sendo estes segmentos interdependentes, a cadeia suinícola brasileira sofre vários entraves ligados à instabilidade de preços, o que caracteriza o mercado da carne suína como dos mais incertos em relação aos preços. Assim, mediante esse cenário, e com a finalidade de melhor entender a transmissão dos preços brasileiros da carne suína, o presente trabalho objetivou analisar a transmissão dos preços do milho, da soja e da carne suína internacional, para os preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil, bem como, analisar a integração do mercado internacional de carne suína, no período de outubro de 2003 a abril de 2010.

Para isso, o trabalho baseou-se em um modelo teórico que abordou a teoria da produção e da integração de preços entre mercados, tendo utilizado como método analítico o Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erro (VEC), que possibilita analisar a transmissão de preços por meio da decomposição da variância do erro de previsão e da função de impulso-resposta e, ainda, a integração de mercados. Assim, o trabalho dividiu-se em duas partes. A primeira parte foi composta pela análise da transmissão dos preços dos produtores brasileiros de milho e soja e o preço internacional de carne suína para os preços dos produtores de suínos

no Brasil; e a segunda foi composta pela análise da integração do mercado de carne suína entre os principais exportadores e importadores de carne suína do Brasil.

Na decomposição das variâncias do erro de previsão do preço recebido pelo produtor de suíno no Brasil, verificou-se que este se mostrou dependente das demais variáveis preços do milho, da soja, do próprio setor, e da carne suína no mercado internacional.

Na análise do preço recebido pelos produtores de milho, verificou-se a dependência desse em relação ao próprio setor, às variáveis preço de soja e preço da carne suína no mercado internacional. Entretanto, observou-se que os preços dos suinocultores não influenciaram de forma significativa essa variável.

No caso do preço recebido pelos sojicultores brasileiros, destaca-se que na decomposição da variância do erro de previsão foi possível observar o seu relacionamento com os preços recebidos pelos produtores de milho com o do próprio setor e com os preços estabelecidos no mercado internacional de carne suína.

Já o preço da carne suína no mercado internacional não apresentou forte dependência com os preços recebidos pelos produtores brasileiros de suíno, de soja e de milho, visto que grande parte da variação no preço internacional de carne suína deveu-se às alterações do próprio setor.

Quanto aos impactos de choques de uma variável sobre as demais, os resultados mostram que choque no preço dos sojicultores causou impacto negativo, inicialmente, sobre os preços dos suinocultores e no preço da carne suína no mercado internacional. No entanto, decorridos alguns meses, a situação se inverte e começa a se estabilizar.

Inicialmente, o choque no preço de milho apresentou influência positiva sobre os preços dos produtores de suínos. Entretanto, a partir de alguns meses os preços dos suínos começaram a diminuir à medida que o choque começou a se estabilizar.

Em termos gerais, os resultados apontam para relações entre os preços recebidos pelos produtores de insumos e pelo preço internacional de carne suína com os preços recebidos pelos produtores de suínos do Brasil, visto que choque em uma daquelas variáveis tem impacto imediato em seus preços.

No tocante à relação dinâmica entre as séries de preços dos principais exportadores de carne suína e dos principais importadores de carne suína do Brasil, por meio da Decomposição da Variância do Erro de Previsão (DVEP), constatou-se a predominância explicativa dos preços do Canadá e da Argentina no preço do Brasil.

Para o preço internacional de carne suína, a DVEP mostrou que há maior influência dos preços de exportação do Brasil, Estados Unidos e de importação de Cingapura.

Em relação às séries de preços dos Estados Unidos e do Canadá, verificou-se maior influência das séries de preços do Brasil e de Cingapura. Já com relação aos preços da União Européia, constatou-se que o maior responsável pela dinâmica em seus preços foram os preços dos Estados Unidos, Argentina e Cingapura.

No que tange as séries de preços dos importadores de carne suína no Brasil, constatou-se que a variância dos erros de previsão das séries de preços de carne suína da Rússia, Ucrânia e Cingapura são atribuídas à Inicialmente, às variações nos preços da Argentina, do Canadá e do Brasil. No entanto, na série de preços de Hong Kong não foi confirmada a presença da influência da série de preços da Argentina; por outro lado, verificou-se a influência significativa dos preços da Ucrânia na variação dos preços de Hong Kong.

Por fim, a série de preços da Argentina demonstrou fortemente vulnerável às séries de preços do Brasil e do Canadá. Pela Função de Impulso-Resposta (FIR), verificou-se que as respostas dos preços internacionais da carne suína dos Estados Unidos e da Rússia, sobre o preço da carne suína no Brasil, corroboraram com os resultados da decomposição da variância do erro de previsão, visto que o preço internacional da carne suína, entre essas três variáveis, foi o que apresentou maior poder de explicação na variância dos preços na carne suína brasileira.

Já pela Função Impulso-Resposta, considerando choques aplicados pelo Canadá e a União Européia sobre o preço da carne suína no Brasil, verificou-se que os choques nos preços de exportação da União Européia começaram a se equilibrar a partir do décimo primeiro mês e, em contrapartida, os choques dos preços do Canadá começaram a equilibrar a partir do vigésimo mês. Estes resultados demonstram a prevalência dos choques advindos do Canadá, o que implica que os resultados obtidos estão em conformidade com a DVEP, que constatou o preço do Canadá como o segundo principal agente responsável pelas alterações nos preços do Brasil, antecedido apenas pelos preços da Argentina.

Ao analisar os efeitos dos choques dos preços dos importadores de carne suína brasileira sobre o preço do Brasil, foi possível constatar que as variáveis preços da Argentina e de Hong Kong foram as principais contribuintes na variação do preço brasileiro, visto que os choques aplicados nestas variáveis começaram a se equilibrar

somente após o vigésimo primeiro mês para a variável Argentina e após o vigésimo quarto mês para a variável Hong Kong. Essas informações não deixam de corroborar os resultados da DVEP, porque, nesta, os preços da Argentina foram os principais responsáveis pelas alterações nos preços da carne suína brasileira.

Portanto, conclui-se que há relação entre os preços recebidos pelos produtores de milho, soja e do preço internacional de carne suína nos preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil. Portanto, há transmissão de preços entre os principais países exportadores de carne suína e os principais importadores de carne suína brasileira, de tal modo que se possa classificá-los como um mercado integrado.

O preço do suíno no Brasil mostrou intensa variabilidade decorrente das flutuações dos preços dos insumos milho e soja. A instabilidade dos preços desses grãos, que são os principais contribuintes da ração animal, dificulta o planejamento dos suinocultores brasileiros. Assim, pode-se dizer que caso a carne suína seja incluída na Política de Garantia de Preços Mínimos do governo federal, contribuiria muito para o desenvolvimento da cadeia produtiva de suínos, visto que de acordo com essa política, o governo assegura os preços mínimos para os produtos agropecuários. O que implicaria em uma redução da descapitalização e da instabilidade dos preços do produto, frequentemente enfrentada pelos produtores de suínos no Brasil em épocas de crises advindas tanto pelo fator sanitário como das oscilações comumente dos preços do setor alimentar composto pelos grãos milho e soja.

Com relação ao comércio externo, pode-se dizer que a conquista de novos mercados, como Japão, dentre outros, pode fortalecer a competitividade da carne suína no mercado internacional, assim como a integração de mercados, visto ser o Japão o principal importador mundial de carne suína. No entanto, para isso há necessidade de que o fator de sanidade animal seja rigorosamente imposto, visto que muitas nações ainda não confiam no tratamento sanitário dado à produção nacional. O aperfeiçoamento da infraestrutura nacional, especialmente, no acesso aos portos e no transporte interno das cargas deixaria de ser um obstáculo para os produtores suinícolas ampliando, deste modo, a participação no comércio internacional.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABIPECS. Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br>>. Acesso em: 05 jan 2010.

ALICEWEB/MDIC. Estatística. Disponível em: <<http://www.aliceweb.desenvolvimento.org.br>>. Aceso em 14 out. 2010.

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 42, n. 01, 2004.

**ANUALPEC**. Anuário da Pecuária Brasileira. São Paulo: FNP, 2010. 380 p.

ARÊDES, F.A. **Transmissão dos preços e da volatilidade da comercialização da carne suína**. 156 f. Teses (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2009.

BACCHI, M.R.P. **Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais**. Piracicaba. 1994. 172p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

BLISKA, Flávia M, de Mello. Formação de preços de carne bovina: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial. **Agricultura em São Paulo**, v. 37, n, 3, p. 41-59, 1990.

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.

CARVALHO, T. B.; MELO, G. B.; ZEN, S.; Análise da transmissão da transmissão entre os preços dos cortes de Suínos no varejo e os preços recebidos pelos produtores

no Estado de São. **Congresso Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. Fortaleza. 2006.

CHEUNG, Y. W.; LAI, K. S. A fractional cointegração analysis of Purchasing Power Parity. *Journal of Business & Economics Statistics*, Washington, v. 11, n.1, p. 103-112, Jan. 1993.

CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. Piracicaba. 2006. 89p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

DIERWET, W.E. An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function. *Journal of Political Economy*, Vol. 79, n. 3, p. 481-507, may - jun. 1971.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433 p.

FACKLER, P.L.; GOODWIN, B.K. Spatial price analysis. In Gardner, B.I and Rausser, G. C. (Eds.), **Handbook of Agricultural Economics**. Marketing, distribution and consumption, Elsevier North-Holland, V. 1B, p. 971-1024. 2001.

FAMINON, M.D.; BENSON, B. L. Spatial market integration. **American Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.72, n.1, p.49-62, fev.1990.

FAO – Food and Agricultural Organization. FAOSTAT. Disponível em: <http://apps.fao.org/cgi-bin/nph-db.pl>>. Acesso em 03 nov. 2010.

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.

FILHO, R. B.; ALVIM, A. M. Análise da transmissão de preços da carne bovina entre os países do MERCOSUL e Estados Unidos. **XLVI Congresso Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. Rio branco. 2008.

FGV. Fundação Getúlio Vargas. **Banco de dados**. Disponível em: <<http://www.fgvdados.fgv.br/>>. Acesso em 03 set. 2010.

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-CNPASA, 1992. 108 p. (Documentos, 26).

GOMES, M. F. M. As cadeias agroindustriais de carne: In: **Minas Gerais do século XXI**. Banco de desenvolvimento de Minas gerais (BDMG). Belo Horizonte: Rona Editora, v.4, Transformando o desenvolvimento na agropecuária, p.59 a 86. 2002.

GONZÁLES-RIVERA, G.; HELFAND, S.M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agriculture Economics**, V. 83, N. 3, p. 576-592. Aug. 2001.

GOODWIN, B.K.; T.C. SCHROEDER. "Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets." **American Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.73, p.452-464, May.1991.

GOODWIN, B.K.; PIGGOTT, N.E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, V. 83, N. 2, p. 302-307. May. 2001.

HAMILTON, J. D. **Time series Analysis**. Princenton, N.J.: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R. I. D. using cointegration analysis in econometric modeling. Lodon: Prentice Hall/Harvest Wheatsheat, 1995. 176 p.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3ª ed. São Paulo: MAKRON Books, 2006. 846 p.

HELFAND, M. S.; REZENDE, G. C. Mudança na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: O papel do Centro – Oeste. **Planejamento e Políticas Públicas - PPP**. N<sup>o</sup> 19. P. 220-273. Junho de 1999.

IMF. International Monetary Fund. **Data and Statistics**. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/index.htm>>. Acesso em 22 out. 2010.

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.

LIMA, R.C.A.; CUNHA FILHO, J.H.; GALLI, F. **O Impacto das Barreiras Sanitárias nas Exportações Brasileiras de carne *in natura***. ICONE. São Paulo, 2004. Disponível em: <http://www.iconebrasil.org.br>>. Acesso em 23 out.2010.

LIMA, E. C. R. **A interdependência entre os mercados de frangos e bovinos: uma Aplicação da metodologia - var estrutural.** texto para discussão. Instituto de pesquisa econômica aplicada. 1997.

LÜTKEPOHL, H. KRÄTZIG, M. (Ed). **Applied time series econometrics.** Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323p.

MADDALA, G. S. **Introduction to Econometric.** 2 ed. New Jersey, Prentice Hall. 1992.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v.47, n.2, p.71-85. 2002.

MARGARIDO, M. A.; SOUSA, LIRIO E. L. Formação de preços da soja no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, v.45, n. 2, p. 52-61, 1998.

MATTOS, L. B. **Efeito de custo de transação sobre a integração espacial de mercados: Um estudo para os mercados regionais de carne de frango no Brasil.** 173 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2008.

NASSAR, A. **Acesso a Mercados: Uma Radiografia da Proteção nos Mercados Agroindustriais.** São Paulo: ÍCONE, 2003. Disponível em: <<http://www.iconebrasil.org.br>>

NEVES, L. C. **Margens de comercialização e elasticidade de transmissão de preços na indústria de esmagamento de soja.** Dissertação de Mestrado. Piracicaba: USP/ESALQ, 1993.

PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural.** Brasília, 32(4):345-61, out./dez. 1994.

ROCHA, D. T.; MOURA A. D.; GIROTTO, A. F. Análise de risco de sistemas de produção de suínos, integrado e independente, em períodos de alta e baixa rentabilidade. **Revista de Economia e Agronegócio**, Vol 5, n. 3, p. 401-424, 2007.

ROPPA, L. **Tendências da suinocultura mundial e as oportunidades brasileiras.** ANUALPEC, 2002. p. 281-284.

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.

SANTANA, A. C. Mudanças recentes nas relações de demanda de carne no Brasil. **Revista Economia e Sociologia Rural**, vol.37, n.2, abr/jun, 1999.

SANTANA, A. C.; RIBEIRO, T. D. **Sistema de demanda de carnes no Brasil: Modelo de equação aparentemente não-relacionada.** In: XLVI CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, Rio Branco. 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.

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.

STIGLER, J.G.; SHERWIN, R. *The extent of the market.* **Journal of Law and Economics**, V.28, N. 3, p. 555-585, Oct. 1985.

TALAMINI, E.; FERREIRA, G. M.V. **Mercado internacional da carne suína: variáveis que influenciam no número de países importadores.** Texto para discussão 03/2006, Centro de pesquisa e Extensão da Faculdade de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade de Passos Fundos (UPF), Passos Fundos, RS, 2006.

USDA – United State Department of Agriculture. Production, supply and distribution online. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdquery.aspx>>. Acesso em: 03 nov. 2010.

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.

WILKINSON, J.; ROCHA, R. Uma análise dos setores de carne bovina, suína e de Frango. **Roteiro dos Estudos Econômicos Setoriais.** Projeto SENAI / UFRJ. 2005.

## ANEXO 1

Teste de estacionariedade, em nível, para as séries de preços recebidos pelos produtores de suíno, milho e soja e do preço internacional da carne suína.

Tabela A.1 - Resultados dos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e KPSS em nível para séries de preços mensais recebidos pelos produtores brasileiros de suíno, milho, soja e internacional, no período de 10/2003 a 04/2010

Variável	Estatística	Valor calculado	Teste ADF			N.d.
			1%	5%	10%	
SUI	$\tau_{\mu}$	-1,87	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
MIL	$\tau_{\mu}$	-2,18	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
SOJ	$\tau_{\mu}$	-2,20	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
INTER	$\tau_{\mu}$	-2,32	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
Variável	Estatística	Valor calculado	Teste KPSS			N.d.
			1%	5%	10%	
SUI	$\eta_t$	0,26	0,216	0,146	0,119	(0)
MIL	$\eta_t$	0,25	0,216	0,146	0,119	(0)
SOJ	$\eta_t$	0,50	0,216	0,146	0,119	(0)
INTER	$\eta_t$	0,25	0,216	0,146	0,119	(0)

$\tau_{\mu}$  : Equação com intercepto e sem tendência.  $\eta_t$  : Equação com intercepto e tendência. N.d.: Número de defasagens.

Teste de estacionariedade, em nível, para as séries de preços de carne suína.

Tabela A.2 – Resultados dos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e KPSS em nível para séries de preços mensais de carne suína no mercado internacional, no período de 10/2003 a 04/2010

Variável	Estatística	Valor calculado	Teste ADF			N.d.
			1%	5%	10%	
RUS	$\tau_{\mu}$	-2,87	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
HON	$\tau_{\mu}$	-1,57	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
UCRA	$\tau_{\mu}$	-3,09	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
CIN	$\tau_{\mu}$	-2,77	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
ARG	$\tau_{\mu}$	-1,59	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
INTER	$\tau_{\mu}$	-2,32	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
EST	$\tau_{\mu}$	-2,12	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
CAN	$\tau_{\mu}$	-2,44	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
BRA	$\tau_{\mu}$	-2,56	-4,08	-3,47	-3,16	(0)
UNI	$\tau_{\mu}$	-2,56	-4,08	-3,47	-3,16	(0)

Variável	Estatística	Valor calculado	Teste KPSS			N.d.
			1%	5%	10%	
RUS	$\eta_{\tau}$	0,22	0,216	0,146	0,119	(0)
HON	$\eta_{\tau}$	0,35	0,216	0,146	0,119	(0)
UCRA	$\eta_{\tau}$	0,35	0,216	0,146	0,119	(0)
CIN	$\eta_{\tau}$	0,22	0,216	0,146	0,119	(0)
ARG	$\eta_{\tau}$	0,25	0,216	0,146	0,119	(0)
INTER	$\eta_{\tau}$	0,25	0,216	0,146	0,119	(0)
EST	$\eta_{\tau}$	0,28	0,216	0,146	0,119	(0)
CAN	$\eta_{\tau}$	0,28	0,216	0,146	0,119	(0)
BRA	$\eta_{\tau}$	0,25	0,216	0,146	0,119	(0)
UNI	$\eta_{\tau}$	0,22	0,216	0,146	0,119	(0)

$\tau_{\mu}$ : Equação com intercepto e sem tendência.  $\eta_{\tau}$ : Equação com intercepto e tendência. N.d.: Número de defasagens.