

PATRÍCIA LOPES ROSADO

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL ENTRE OS MERCADOS BRASILEIROS
DE SUÍNOS**

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

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2006

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

T

R788i
2006

Rosado, Patrícia Lopes, 1965-
Integração espacial entre os mercados brasileiros de
suínos / Patrícia Lopes Rosado. – Viçosa : UFV, 2006.
xvi, 117f. : il. ; 29cm.

Orientador: Marília Fernandes Maciel Gomes.
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.
Referências bibliográficas: f. 112-117.

1. Suíno - Comércio. 2. Preços agrícolas. 3. Produtos
agrícolas - Comercialização. I. Universidade Federal de
Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 338.1764

PATRÍCIA LOPES ROSADO

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL ENTRE OS MERCADOS BRASILEIROS
DE SUÍNOS**

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

APROVADA: 7 de abril de 2006.

Paulo Marcelo de Souza

Luciane Reis Raposo Pereira

Marcelo José Braga

Fátima Marília Andrade de Carvalho

Marília Fernandes Maciel Gomes
(Orientadora)

A Deus, que esteve presente em todos os momentos firmes e trêmulos
e pelo seu amor infinito.

Aos meus pais, Antônio e Nazaré (*in memoriam*),
com muito amor e admiração.

Ao meu marido Antônio, com muito amor e carinho.

Aos meus filhos Matheus e Nazaré, presentes que recebi de Deus
e que encheram de sentido e alegria minha vida.

Aos meus irmãos Marília, Graça, Sebastião, Dalva, José Reinaldo, Maurício,
Conceição, Lúdia, Sueli, Luzia, Rita e Ritinha,
por estarem sempre presentes em minha vida.

AGRADECIMENTO

A Deus, por estar sempre ao meu lado, em todos os momentos.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Economia Rural, pela oportunidade oferecida para a realização do curso.

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

À professora Marília Fernandes Maciel Gomes, pela amizade e orientação, pelo apoio e pelos ensinamentos tão importantes na minha vida.

Aos professores Marcelo José Braga e João Eustáquio de Lima, pelos esclarecimentos e pelo acompanhamento na condução deste trabalho.

Ao professor Danilo Rolim Dias de Aguiar, pelas críticas e pelas sugestões.

Aos professores Paulo Marcelo de Souza, Luciane Reis Raposo Pereira e Fátima Marília Andrade de Carvalho, pelas críticas e pelos valiosos esclarecimentos.

A todos os professores do Departamento de Economia Rural com quem tive a felicidade de conviver, pela contribuição em minha formação, e a todas aquelas pessoas e instituições que, embora não mencionadas, contribuíram direta ou indiretamente para a realização deste trabalho.

Uma palavra de carinho e admiração ao meu pai, Antônio, e à minha saudosa mãe, Nazaré, por nunca terem deixado de me incentivar em todos os momentos de minha vida, por não terem me deixado desistir, quando

desanimava. E por não serem apenas pais, mas também amigos e companheiros em todos os momentos. E aos meus irmãos, Marília, Graça, Sebastião, Dalva, José Reinaldo, Maurício, Conceição, Lídia, Sueli, Luzia, Rita e Ritinha, pelo carinho e pela dedicação.

Ao meu marido, Antônio, que tanto carinho e alegria me oferece apesar do pouco tempo que lhe tenho reservado. E aos meus filhos, Matheus e Nazaré, que me têm cobrado insistentemente mais atenção com sua famosa pergunta “mamãe, já terminou sua tese?”.

Aos meus amigos Mônica, Jaênes, Dione, Maria do Carmo, Janete, Elaine, Marielce, Aparecida e Adelson, com os quais tive a felicidade de conviver intensamente e que foram tão importantes nesta caminhada.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial Cida, Carminha, Adelaide, Helena, Graça, Tedinha, Luiza, Brilhante e Ruço, pela paciência e pela atenção.

A todos que, de alguma forma, contribuíram para a minha formação.

BIOGRAFIA

PATRÍCIA LOPES ROSADO, nascida em 28 de março de 1965, é filha de Antônio Lopes Rosado e de Nazaré de Jesus Alves Vieira.

Em janeiro de 1993, graduou-se no Curso de Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), em Viçosa, MG.

Em 1993, ingressou no Departamento de Economia Rural (DER) da UFV, como estudante do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, em nível de mestrado, defendendo a dissertação em 1997.

Em março de 2003, iniciou o curso de doutorado em Economia Aplicada no DER/UFV, defendendo tese em abril de 2006.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS	ix
LISTA DE FIGURAS	xi
RESUMO	xii
ABSTRACT	xv
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais	1
1.2. O problema e sua importância	5
1.3. Hipótese	9
1.4. Objetivos	9
2. REFERENCIAL TEÓRICO	10
2.1. Conceitos básicos relacionados à integração de mercado	10
2.1.1. Arbitragem espacial	10
2.1.2. Lei do preço único	11
2.1.3. Integração de mercados	13

	Página
2.1.4. Eficiência espacial do mercado	14
2.2. Fatores que afetam a integração de mercados	15
3. METODOLOGIA	18
3.1. Modelos econômicos de integração de mercado	18
3.2. Modelo analítico	31
3.2.1. Características de um mercado integrado	31
3.2.1.1. Extensão do mercado	31
3.2.1.2. Padrão de integração de mercado	32
3.2.1.3. Grau de integração de mercado	33
3.3. Operacionalização do modelo	34
3.3.1. Determinando a extensão do mercado	34
3.3.1.1. Padrão espacial de produção, do consumo e do comércio	35
3.3.2. Análise do componente de tendência e sazonalidade	36
3.3.2.1. Tendência única comum	44
3.3.2.2. O padrão de interdependência	49
3.3.2.3. O grau de integração de mercado	51
3.4. Análise dos determinantes do grau de integração	54
3.5. Fonte dos dados	59
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	62
4.1. Extensão do mercado	62
4.1.1. Identificando as localidades interligadas por meio do comércio	63
4.1.2. Comportamento dos preços nos mercados brasileiros de suínos	68

	Página
4.1.2.1. Análise gráfica	69
4.1.2.2. Testes de raízes unitárias	71
4.1.2.3. Modelagem da tendência determinística nos preços recebidos pelos produtores de suínos	74
4.1.2.4. Modelagem da sazonalidade determinística nos preços recebidos pelos produtores de suínos	75
4.1.3. Busca da tendência única nos preços	78
4.2. Padrão de relacionamento entre os mercados	86
4.3. Grau de integração do mercado brasileiro de suínos	94
4.3.1. Determinantes do grau de integração no mercado brasileiro de suínos	99
4.3.2. Análise dos componentes principais e grau de integração no mercado brasileiro de suínos	102
5. RESUMO E CONCLUSÕES	107
REFERÊNCIAS	112

LISTA DE TABELAS

	Página
1 Estimativas do índice de auto-suficiência (IAS) e comércio interestadual de carne suína para estados selecionados, nos anos de 1985, 1996 e 2003	64
2 Resultados dos testes de raízes unitárias sazonal com tendência para os logaritmos dos preços do suíno de acordo com a defasagem ótima, pelo critério de Schwarz para cada estado, estatística “F”	73
3 Modelo de crescimento exponencial nos diversos estados analisados para o preço do suíno, janeiro de 1980 a março de 2005	75
4 Testes de sazonalidade determinística mensal para os preços recebidos pelos produtores de suínos nos diversos mercados brasileiros	76
5 Resultado dos testes de seleção do número de defasagens (lags) a serem incluídos nos modelos VEC para as séries de preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil, janeiro de 1980 a março de 2005	79
6 Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração entre os estados considerados na análise ...	81
7 Resultados dos testes de Johansen para identificação do número de vetores de co-integração entre os estados analisados, janeiro de 1980 a março de 2005	81

8	Teste razão de verossimilhança para restrições dos parâmetros de co-integração (β 's) relacionados a cada um dos estados que fazem parte do espaço de co-integração, janeiro de 1980 a março de 2005	83
9	Teste razão de verossimilhança de restrições aos parâmetros de ajustamento (α 's) relacionados a cada um dos estados que fazem parte do espaço de co-integração, janeiro de 1985 a março de 2005	84
10	Vetores de co-integração normalizados pelo método de Johansen, para os logaritmos dos preços médios recebidos pelos produtores de suínos em São Paulo, janeiro de 1985 a março de 2005	87
11	Coefficientes de ajustamento (α) do Modelo Vetor de Correção de Erros Irrestrito, janeiro de 1985 a março de 2005	92
12	Elasticidades de ajustamento no curto prazo, janeiro de 1980 a agosto de 2003	93
13	Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração, janeiro de 1980 a março de 2005 .	95
14	Estimativas dos perfis de persistência medianos, janeiro de 1985 a março de 2005	98
15	Coefficiente de correlação simples entre variáveis selecionadas e o perfil de persistência mediano, janeiro de 1980 a março de 2005	100
16	Componentes obtidos na análise dos componentes principais dos determinantes do grau de integração do mercado brasileiro de suínos, 1985 a 2003	103
17	Ajustamento dos parâmetros da regressão dos perfis de persistência medianos em relação aos componentes principais ..	105

LISTA DE FIGURAS

	Página
1	Logaritmo dos preços recebidos pelos produtores de suínos (R\$/15 kg) nos diversos mercados brasileiros, janeiro de 1980 a março de 2005 70
2	Mapa da extensão do mercado brasileiro de suínos 85
3	Ajustamento das relações de co-integração frente a um choque em todo o sistema, tomando-se como base o Estado de São Paulo, janeiro de 1985 a março de 2005 97

RESUMO

ROSADO, Patrícia Lopes, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, abril de 2006. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos.** Orientadora: Marília Fernandes Maciel Gomes. Conselheiros: Danilo Rolim Dias de Aguiar e João Eustáquio de Lima.

A análise da integração de mercados assume papel de grande relevância no desenvolvimento econômico de um país, em razão de a presença de mercados integrados favorecer a redução de deficiências estruturais em resposta a maior fluxo de informação entre as regiões. Assim, a integração facilita a tomada de decisão dos agentes envolvidos e contribui para maior eficiência no mercado. Ademais, há a possibilidade de aumento na especialização e no comércio e, em conseqüência, de melhoria no bem-estar dos produtores e consumidores. Em mercados integrados, as medidas de políticas públicas e privadas são mais eficazes, dado que essas apresentam ajustamento mais rápido e são mais abrangentes. Assim, pela relevância desse tema e importância do setor produtivo suinícola no agronegócio e pelo fato de nenhum estudo dessa natureza ter sido realizado no País com o produto supracitado, objetivou-se, neste trabalho, analisar a integração dos mercados de suínos nos diferentes estados brasileiros, no período de janeiro de 1980 a março de 2005. Foram analisados aspectos relacionados à delimitação

espacial dos mercados, à forma de relacionamento entre eles e à determinação dos mercados mais ou menos integrados. Além do mais, analisaram-se os fatores que determinam o grau de integração entre esses mercados. O método utilizado neste estudo baseia-se no enfoque de integração de mercado sob três aspectos: extensão, padrão e grau. O referencial analítico utilizado foi o de séries temporais, mais especificamente a análise de co-integração multivariada. Quanto à extensão espacial do mercado, os resultados indicam que esta é composta pelos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, já que esses se apresentaram engajados numa quantidade significativa de comércio, ao mesmo tempo em que compartilharam uma única tendência de comportamento dos preços. No que se refere ao padrão de relacionamento estabelecido entre os nove estados integrados, observou-se que, embora não existisse localidade dominante quanto ao comportamento de mercado, não havia interação perfeita entre eles. Verificou-se que a maior velocidade de ajustamento ocorreu entre Rio Grande do Sul e Santa Catarina e que Mato Grosso e Mato Grosso do Sul foram os estados que reagiram a maior número de desequilíbrios transitórios nas relações de longo prazo. No curto prazo, observou-se que São Paulo foi o principal estado que liderou, significativamente, as variações nos preços da carne suína. Quanto à análise do grau de integração, ou seja, localidades que são mais e menos integradas, constatou-se que os estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e Santa Catarina foram os que se ajustaram mais rapidamente a desequilíbrios no sistema, possuindo, portanto, maior grau de integração com o mercado. Já os estados do Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Rio Grande do Sul e Paraná apresentaram ajustamento mais lento, indicando que foram menos integrados ao mercado. De modo geral, observou-se que o mercado brasileiro de suínos apresentou grande dinamismo em relação ao comportamento dos preços nas diferentes localidades que compõem o mercado, considerando que todos os ajustes ocorreram relativamente rápido, ou seja, num período de menos de três meses. Em relação à análise dos determinantes do grau de integração no mercado brasileiro de suínos, pode-se dizer que há uma relação direta entre as localidades que possuem maior acesso à infra-estrutura de comunicação, melhores níveis educacionais e melhor infra-estrutura de transporte com o grau

de integração, o que permite inferir que há um relacionamento entre o nível de desenvolvimento econômico e social dos estados e o grau de integração. Portanto, medidas direcionadas à melhoria da infra-estrutura de transporte e comunicação, além do aumento do nível educacional da população, podem contribuir para o aumento do grau de relacionamento entre as localidades do mercado e, dessa forma, aumentar sua eficiência e competitividade.

ABSTRACT

ROSADO, Patrícia Lopes, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, April 2006.
Spatial integration among Brazilian swine markets. Adviser: Marília Fernandes Maciel Gomes. Committee Members: Danilo Rolim Dias de Aguiar and João Eustáquio de Lima.

Market integration analysis plays a relevant role in the economic development of a country, since the presence of integrated markets favors the reduction of structural deficiencies in response to a higher flow of information among the regions. Thus, integration facilitates decision-making by the involved agents and contributes to greater market efficiency. Moreover, it enhances the possibility of increased specialization and trade, and, consequently, improved producer and consumer well-being. In integrated markets, public and private policy measures are more efficacious, since they adjust faster and are more comprehensive. Thus, given the relevance of this topic and the importance of the swine productive sector for agribusiness and given the fact that no similar study has been carried out in the country on this matter, this work aimed to analyze swine market integration in different Brazilian states from January 1980 through March 2005. Aspects related to market spatial delimitation, market interrelationship, and determination of more or less integrated markets were analyzed, as well as the factors determining the degree of integration among

these markets. The method used in this study focused on integration under three aspects: extension, standard and degree. The analytical referential used was that of temporal series, more specifically, multivariate co-integration analysis. The results obtained from the analysis of market spatial extension indicate that it is composed by the states of Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina and São Paulo, since these states are involved in a significant amount of trade, also sharing a single price behavior tendency. As for the relationship standard established among the 9 integrated states, it was observed that, although no locality stood out in terms of market behavior, there was no perfect interaction among them. A faster adjustment was observed between Rio Grande do Sul and Santa Catarina with Mato Grosso and Mato Grosso do Sul being the states that reacted to a larger number of transitory imbalances in long-term relations. It was observed that Sao Paulo was the major state in short-term relations, significantly leading swine meat price variations. As for the analysis of integration, i.e., localities more or less integrated, it was confirmed that the states of Minas Gerais, Rio de Janeiro and Santa Catarina adjusted more rapidly to the system's imbalances, thus possessing a higher degree of integration with the market. On the other hand, the states of Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Rio Grande do Sul and Paraná presented a slower adjustment, indicating to be less market-integrated. Overall, it was observed that the Brazilian swine market showed great vitality regarding price behavior in the different localities studied, considering that all the adjustments occurred relatively fast, i.e., within a period shorter than three months. With regard to the analysis of the determinants of the degree of integration in the Brazilian swine market, one can state that there is a direct relationship between the localities possessing greater access to communication infrastructure, better educational levels and better transport infrastructure and degree of integration, allowing to infer that there is a relationship between the level of economic and social development and degree of integration of the states. Therefore, measures directed to improving transport and communication infrastructure, as well as increasing the educational level of the population may contribute to increased degree of relationship among the market localities, leading to enhanced efficiency and competitiveness.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

O sistema agroindustrial brasileiro (SAI)¹ é um dos propulsores do crescimento econômico do País. Em 2003, participou com aproximadamente 30% do produto interno bruto (PIB), 41% da pauta de exportação e empregou cerca de 24% da população economicamente ativa (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA, 2004). Entre os anos de 2000 e 2003, esse sistema apresentou crescimento de 13,3%. Entre as diferentes cadeias agroindustriais brasileiras que constituem o SAI, encontra-se a cadeia agroindustrial (CAI)² de suínos, que apresentou expressivo crescimento na última década.

A cadeia agroindustrial de suínos tem relevante papel na geração de emprego e renda, em especial nas pequenas e médias propriedades. De acordo com Anualpec (2004), a suinocultura foi responsável, em 2003, pela geração de 2,5 milhões de empregos somente na Região Sul e nos estados de São Paulo e Minas Gerais.

¹ SAI pode ser entendido como o conjunto de atividades que contribuem para a produção de produtos agroindustriais, desde a produção de insumos até o produto final, que chega ao consumidor. Ele não está associado a nenhuma matéria-prima ou produto específico.

² A CAI envolve o conjunto de todas as cadeias de produção agroindustriais, dentro de um determinado sistema econômico, e cada uma encontra-se associada a um produto ou família de produtos.

O mercado brasileiro de suínos é de grande importância nacional. É um mercado de grande dimensão tanto em termos geográficos quanto em termos de produção, estendendo-se, praticamente, em todo o País. Aproxima-se de um mercado de concorrência perfeita, pois detém um número muito grande de agentes tomadores de preços.

Há grande heterogeneidade no setor produtivo, em que convivem produtores modernos com alto padrão tecnológico e pequenos produtores com técnicas rudimentares de produção, baixas produção e produtividade e elevados custos de produção. Esses produtores apresentam, muitas vezes, baixo nível educacional e, em conseqüência, possuem reduzido acesso aos canais de informações, o que tem contribuído para o fortalecimento da assimetria de informação no setor. Apesar de haver grande número de agentes nesse mercado, esses produtores não têm acesso à informação com custo próximo de zero e em igualdade de condições. Essas desvantagens configuram-se como variáveis relevantes na caracterização de ineficiência de mercados.

Quanto ao padrão tecnológico, têm-se observado distintos níveis nos diferentes sistemas de produção de suínos. A adoção de tecnologias tem levado a aumento da produção decorrente não de uma expansão do setor produtivo, mas do crescimento de produtividade. Visto dessa forma, o aumento de produção provocado pela indução de novas tecnologias no setor produtivo de suínos resulta, em primeira instância, num fluxo maior de negócios entre as regiões.

É importante salientar que o emprego de tecnologia no setor de suínos não foi uniforme em todo o território nacional, de modo que os produtores que tinham acesso facilitado ao crédito, mais capitalizados, se modernizaram, enquanto os outros continuaram com técnicas rudimentares de produção. Atribui-se a essa situação a exclusão de muitos produtores do processo produtivo, contribuindo, dessa forma, para que o mercado se apresente mais concentrado, e os produtores modernos têm controlado a maior parte da produção brasileira tecnificada. Assim, considerando a exclusão de produtores, a heterogeneidade na produção e a crescente concentração de mercado, pode-se inferir que menor número de produtores detém a maior parcela de mercado, e esse fato pode influenciar a integração de mercado de forma negativa, ou

seja, englobando apenas aqueles estados produtores com maior padrão tecnológico. Aliada a esses fatores, está a implantação de tecnologia moderna, que aumenta a produção e, em consequência, induz à queda de preço do produto. O aumento da oferta em resposta à queda no preço do suíno, *ceteris paribus*, pode levar à exclusão de novos produtores da atividade.

A inovação tecnológica no setor de suínos pode ter gerado maior concentração de mercado e ter aumentado o poder de barganha dos grandes produtores, seja na compra de insumos, seja na venda do produto para a indústria. Associadas às mudanças tecnológicas, ocorreram também mudanças na geografia da produção, já que regiões que antes se destacavam pela produção de grãos têm aumentado a produção de suínos, como os estados do Centro-Oeste, o que, de alguma forma, pode estar interferindo na integração dos mercados.

Quanto à indústria, pode-se dizer que há ineficiência e imperfeição de mercado, dado que a agroindústria de carne suína é composta por grandes firmas com considerável índice de concentração de mercado. Nesse caso, em que há oligopólio, não há arbitragem perfeita³, pois as indústrias controlam o preço do produto. No entanto, se elas apresentarem poder de monopólio e não praticarem discriminação de preços, pode haver integração entre os mercados.

Apesar da importância de estudos dessa natureza, nenhum trabalho examinou ainda a integração dos mercados regionais de suínos no Brasil. Um estudo desta natureza permitiria avaliar a eficiência com que os mercados vêm operando e também como se organizam por meio de um mercado central ou de um líder, em que todas as localidades responderiam apenas a choques originários deste estado-líder. Tal análise possibilita averiguar, ainda, se todas as localidades reagem a cada desequilíbrio de curto prazo originário de todas as outras localidades. Ressalta-se, no entanto, que, entre esses dois extremos, muitos outros padrões podem ser observados.

A determinação das regiões-chave na propagação de incentivos políticos, bem como a dependência temporal das regiões produtoras e consumidoras, pode auxiliar na alocação eficiente dos recursos

³ O conceito de arbitragem refere-se ao ato de comprar uma mercadoria em um local, no tempo ou na forma em que ela é mais barata, e vender onde é mais cara, após compensar os custos de transferência (maiores detalhes são apresentados no capítulo 2).

governamentais, em razão da constante escassez desses recursos. Além disso, esses estudos permitem fazer previsão e monitoramento do movimento dos preços, possibilitando maior efetividade das políticas de estabilização de preços, e contribuem, ainda, para a definição de políticas de investimentos em infra-estrutura de comercialização adequadas ao crescimento agrícola do País.

O isolamento de localidades antes integradas no mercado nacional pode levar à redução dos níveis de renda, emprego e salários, com prejuízo para o crescimento local. Em contrapartida, a integração dessas localidades influencia no crescimento dos fluxos de comércio, levando ao aumento da produção, renda, nível de emprego e salário, com propagação da economia local e mudanças nos níveis de preços praticados.

A forma de relacionamento entre os diversos mercados produtores e consumidores do País, bem como a identificação dos fatores determinantes desta integração, pode auxiliar no processo de implementação de políticas favoráveis à promoção da eficiência e equidade entre os mercados regionais, possibilitando maior competitividade do País no mercado internacional.

Percebe-se, assim, a importância da integração de mercados regionais no contexto de formação de aglomerados econômicos regionais e, ou, nacionais, principalmente quando se objetiva criar e manter um padrão internacional de competitividade.

Para Helfand e Rezende (2003), a abertura da economia e a redução do papel do Estado mediante queda de tarifas e afastamento do apoio à agricultura, provavelmente conduziram a uma reorganização da geografia da produção mais consistente com as vantagens comparativas regionais. Para as agroindústrias, uma importante vantagem comparativa é a disponibilidade de matérias-primas na região, o que reduz a necessidade de transporte.

Em razão de a cadeia produtiva de suínos ser uma das mais importantes para a economia brasileira e envolver vários setores, regiões produtoras e consumidoras dispersos em todo o País, não estando restrita a regiões específicas, uma mudança no seu desempenho tende a ter repercussões em distintas regiões e setores do Brasil. Assim, torna-se relevante um estudo que aborde a natureza multilocal da integração de mercados relacionados com essa cadeia, dada a carência de informações sobre ela.

1.2. O problema e sua importância

Vários conceitos têm sido usados, por diferentes autores⁴, para definir integração de mercado, que, numa visão mais ampla, é vista como relação entre fluxo de bens e informações no espaço, tempo e forma.

Na visão de Fakler e Goodwin (2000), a integração de mercado deve ser entendida como uma medida de grau, em que os choques de demanda e de oferta que surgem em uma região são transmitidos para outra região, ou seja, um sistema de mercados está integrado espacialmente quando os preços praticados em cada um respondem não apenas à oferta e demanda locais, mas também às de todos os outros.

González-Rivera e Helfand (2001) deram uma definição de integração de mercado baseados em duas dimensões relacionadas com comércio e informação. Segundo eles, um mercado, para ser integrado, requer que o conjunto de localidades possua tanto a mesma *commodity* comercializada como também a mesma informação no longo prazo.

Assim, para ocorrer integração espacial de mercados é necessário que as regiões produtoras e consumidoras participem de um sistema de comércio que envolva troca de mercadorias e de informações. Entretanto, não é preciso que duas ou mais regiões tenham comércio direto para que apresentem alto grau de integração. Vista dessa forma, a integração de mercados pode ser compreendida como o resultado de um fluxo de bens e informações entre os diferentes mercados, em que o fluxo de informações é basicamente representado pelos preços e pelas suas relações entre os mercados; ou como um conceito multidimensional que envolve relações de preços e elementos que caracterizam os elos entre os mercados.

Faminow e Benson (1990) afirmam que mercados integrados são aqueles em que os preços são determinados de maneira interdependente, isto é, as alterações são transmitidas aos preços de outros mercados.

De acordo com o exposto, pode-se inferir que as trocas inter-regionais têm papel relevante no desenvolvimento econômico de uma nação, dado que o sucesso de um processo de reforma, que vislumbre a promoção da equidade

⁴ Fakler e Goodwin (2000); Gonzalez-Rivera e Helfand (2001); Santana (1998); Faminow e Benson (1990).

e eficiência, pode ser prejudicado por numerosas deficiências estruturais nos mercados locais. Como exemplo dessa deficiência, cita-se a fraca integração de mercado, resultante da dificuldade no fluxo de informações e comércio entre mercados espacialmente separados. Além disso, dentre outras coisas, o processo de reforma necessita conhecer a extensão da integração dos mercados regionais.

A importância que a integração de mercado desempenha no crescimento econômico foi também ressaltada por González-Rivera e Helfand (2001). Segundo esses autores, o processo de crescimento do grau de integração em mercados isolados, ou de localidades que são apenas fracamente integradas num mercado nacional, pode trazer benefícios para os residentes desses locais. Essa integração pode proporcionar crescimento na renda dos produtores, ao possibilitar aumentos na especialização e no comércio, e provocar melhoria no bem-estar dos consumidores avessos ao risco, ao reduzir a variabilidade dos preços dos bens que antes eram não-comercializáveis. Assim, como o rápido ajustamento e o bom funcionamento dos mercados microeconômicos são elementos importantes para o crescimento macroeconômico, maior integração de mercado pode, indubitavelmente, ampliar os benefícios que induzem ao crescimento econômico.

Hidalgo e Vergolino (1998) também ressaltaram o importante papel das trocas inter-regionais no crescimento econômico de um país. De acordo com esses autores, em países que apresentam grandes dimensões continentais e que se caracterizam por fortes desigualdades de renda e produto entre regiões, como o Brasil, é crescente a importância do comércio entre as regiões, havendo necessidade de incorporar o comércio inter-regional, como elemento adicional, no comportamento do PIB regional.

A importância do conhecimento da extensão em que os mercados são integrados pode ser destacada nas diversas razões apresentadas a seguir. Primeiro, a identificação de grupos de mercados integrados e o conhecimento da extensão da transmissão de preços entre diferentes localidades em um país são relevantes para auxiliar o governo a delinear políticas de liberalização desses mercados, evitando, dessa forma, a duplicação de intervenções, o que pode resultar na redução dos gastos públicos. Segundo, o conhecimento da

integração de mercado permite monitorar o movimento dos preços para que haja maior efetividade na política de estabilização dos preços. Terceiro, o conhecimento do relacionamento entre os preços nos mercados vizinhos facilita análises de previsão de todos os preços do país. Por último, a identificação dos fatores estruturais responsáveis pela integração pode ajudar a verificar qual o tipo de infra-estrutura de comercialização é mais relevante para o desenvolvimento agrícola no país, melhorando, dessa forma, as políticas de investimento em infra-estrutura de comercialização (GOLETTI; CHRISTINA-TSIGAS, 1995).

O conhecimento do grau de integração do mercado, além de ajudar na formulação de políticas agrícolas, pode evitar a duplicidade de intervenções e reduzir gastos orçamentários, contribuindo, ainda, para uniformizar a tributação e dinamizar o fluxo de comércio (SANTANA, 1998).

Tratando-se de integração de mercado, a maior parte dos trabalhos que analisa quase sempre o faz com base apenas nas informações de preços. Os mercados, no entanto, são instituições complexas, e o seu desempenho e integração são influenciados por diversos fatores além do preço.

Estudos que buscam os fatores que aumentam ou diminuem a integração de mercado tem sido realizados por número limitado de pesquisadores. González-Rivera e Helfand (2000), em consulta a mais ou menos 60 artigos empíricos sobre integração de mercados, constataram que apenas quatro apresentavam esse tipo de preocupação, os de Goodwin e Schroeder (1991), Goletti (1993), Gardner e Brooks (1994) e Goletti e Christina-Tsigas (1995).

Uma análise da extensão, do padrão e do grau de integração do mercado de arroz brasileiro foi feita por González-Rivera e Helfand (2001), que verificaram que o grau de integração está relacionado com os custos de transações, que, por sua vez, são decorrentes dos fluxos de bens e informações. Observaram, também, que o capital físico, como estradas e telefones, foi necessário para reduzir os custos de transações, mas não suficiente para garantir alto grau de integração de mercado. Dentre outros determinantes da integração, enfatizaram o capital humano, visto que, em maior grau, ele aumenta a produtividade dos agentes responsáveis pelo fluxo

de bens em todos os níveis do mercado, como também a velocidade e a precisão do fluxo de informações. Em relação ao desenvolvimento econômico e à integração de mercado, verificaram que o principal componente representativo do nível de desenvolvimento era fortemente associado ao grau de integração do mercado de arroz e que os estados mais desenvolvidos apresentaram mercados mais integrados.

Goletti e Christina-Tsigas (1995) incluíram em seu estudo sobre integração de mercado de arroz, em Bangladesh, e de milho, em Malawi, uma análise descritiva da logística. González-Rivera e Helfand (2001), Pereira (2005) e Nogueira (2005), por sua vez, preocuparam-se com as questões relacionadas com extensão⁵, padrão⁶ e grau de integração⁷ nos mercados. Segundo eles, as pesquisas para esta área devem direcionar-se para a determinação das localidades que pertencem a um mercado econômico e para a estimação da rapidez na transmissão dos choques aos preços e ajustamentos entre elas, determinando ainda os fatores que influenciam a integração de mercado. Essa última questão não foi abordada por Nogueira (2005). Consideraram como variáveis explicativas do grau de integração de mercado as informações referentes ao capital físico e capital humano, ao comércio, à demanda e às políticas governamentais. Os estudos desses autores englobaram os mercados de arroz, bovino e café no Brasil, respectivamente.

Em face do exposto e visando o melhor entendimento das características da integração de mercado e de como vêm se comportando as suas relações ao longo do tempo, torna-se imprescindível a associação de uma análise dos fatores que têm contribuído para maior ou menor integração. Nessa análise, além do preço dos produtos, faz-se necessária a incorporação de informações sobre os determinantes físicos (distância, infra-estrutura e produção) juntamente com observações sobre capital humano, indicadores tecnológicos, políticas públicas e comercialização, etc.

Dada a relevância da cadeia de suínos para o desenvolvimento econômico brasileiro e do conhecimento do grau de integração entre mercados

⁵ Extensão – dimensão e fronteiras geográficas do mercado integrado.

⁶ Padrão – forma de relacionamento entre os mercados integrados.

⁷ Grau de integração – é definido como o tempo de reação necessário para que cada relação de equilíbrio de longo prazo absorva o choque em todo o sistema.

de suínos no contexto de multirregiões, propõe-se, neste estudo, uma análise das características da integração entre esses mercados no Brasil, considerando a sua natureza multilocal, no intuito de evidenciar o comportamento das relações de integração ao longo do tempo e identificar os fatores que têm contribuído para maior ou menor integração.

Os resultados obtidos neste estudo poderão subsidiar os tomadores de decisões na alocação eficiente dos recursos, na comercialização e nas políticas governamentais para o setor de suínos.

1.3. Hipótese

Os mercados produtores e consumidores de carne suína que têm maior acesso aos recursos de comunicação, melhor infra-estrutura nas áreas de transporte e educação tendem a ter maior grau de integração.

1.4. Objetivos

Objetiva-se, neste trabalho, analisar a integração dos mercados de suínos nos diferentes estados brasileiros, no período de janeiro de 1980 a março de 2005.

Especificamente, pretende-se:

- a) Analisar o comportamento dos preços recebidos pelos produtores de suínos nos diversos mercados brasileiros.
- b) Identificar a extensão espacial ou a delimitação espacial dos mercados brasileiros de suínos mediante as localidades ligadas pelo comércio e que compartilham a mesma informação de longo prazo.
- c) Identificar o padrão de interdependência ou a forma de relacionamento entre os mercados brasileiros de suínos ao longo do tempo.
- d) Determinar o grau de integração do mercado brasileiro de suínos.
- e) Avaliar os fatores que influenciam o grau de integração dos mercados brasileiros de suínos, como custos de movimentação de bens e informações, produção, consumo e comércio de suínos, capital humano e nível de renda dos estados.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Neste capítulo é feita uma descrição dos principais conceitos (arbitragem espacial, Lei do Preço Único, integração de mercado e eficiência espacial de mercado) utilizados na integração de mercado e dos fatores que a afetam.

2.1. Conceitos básicos relacionados à integração de mercado

A análise espacial de preços estuda as relações entre os preços em diferentes mercados, ou seja, avalia a sua integração e performance. Essa análise pode ser feita tanto em diversas regiões de um mesmo país quanto em blocos econômicos. Diferentes conceitos têm sido usados para descrever a integração de mercado através do espaço, do tempo, e da forma. Os mais utilizados estão relacionados com a arbitragem espacial, Lei do Preço Único, integração de mercado e eficiência de mercado (FACKLER; GOODWIN, 2000).

2.1.1. Arbitragem espacial

O conceito de arbitragem refere-se ao ato de comprar uma mercadoria em um local, no tempo ou na forma em que ela é mais barata, e vender onde ela é mais cara, após compensar os custos de transferência.

Assim, as ações dos arbitradores espaciais assegurarão que os preços de um bem homogêneo, em quaisquer duas localidades, diferirão, no máximo, ao custo de se mudar o bem de uma região com o menor preço para outra região com o maior preço, ou seja,

$$P_j - P_i \leq r_{ij} \quad (1)$$

em que P_j é o preço do bem no local j ; P_i , o preço do bem no local i ; e r_{ij} , os custos de se mudar o bem da localidade i para a localidade j , ou seja, r_{ij} representa os custos de transação, que incluem os custos de transporte e de negociação.

Ressalta-se, entretanto, que a relação (1) ocorrerá se houver regularidade no comércio direto entre as localidades i e j . Essa condição é denominada condição de arbitragem espacial, e constitui-se num conceito de equilíbrio, além de possuir características dinâmicas.

Os preços atuais de uma mercadoria podem divergir de r_{ij} , mas as ações dos arbitradores, num mercado em bom funcionamento, tenderão a mover os preços até que esses se igualem aos custos de transferência. Para Fackler e Goodwin (2000), alguns desvios podem ser observados no curto prazo, mas estes são de natureza transitória.

2.1.2. Lei do preço único

A noção de integração de mercado, expressa pela Lei do Preço Único (LPU), baseia-se no fato de que, ao se abstrair os custos de transferências, mercados regionais que são ligados pelo comércio e pela arbitragem terão um preço comum e único para o produto homogêneo considerado. Essa lei expressa uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços de bens comercializáveis de dois ou mais mercados distintos (FACKLER; GOODWIN, 2000).

Segundo Fackler e Goodwin (2000), há diferentes versões para a LPU. A primeira está relacionada à 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, mantém-se como uma igualdade $(P_j - P_i = r_{ij})$. A terceira versão é a LPU agregada, enunciada em termos de índices de preço, sendo conhecida como 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 forma da LPU forte é a mais utilizada e testada, e é um teste para a integração perfeita. Para esta forma, a integração perfeita ocorre quando a transmissão de preços entre as localidades é igual 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 um regime de competição perfeita, arbitragem perfeita e mercados eficientes, a não-verificação dessa Lei nem sempre reflete as reais condições dos mercados, pois com níveis de qualidades diferentes, os produtos podem não ser homogêneos e pode haver competição imperfeita (como monopólio, oligopólio, concorrência monopolística, monopsônio e oligopisônio). Tal comportamento pode dar às firmas poder de mercado, o que lhes permite discriminar preços ou não. Este aspecto é contraditório e sua explicação depende das pressuposições de cada mercado.

De acordo com a teoria sobre estruturas de mercado, os preços praticados por um monopolista são superiores ao da concorrência perfeita, e o número de negócios é menor comparativamente ao último. Assim, de acordo com a definição de integração de mercado, números de transações menores podem levar um mercado a ser menos integrado. Porém, considerando-se que uma única empresa pode comprar os produtos de vários estados, aplicando a mesma política de preços, esses estados apresentarão co-movimento de preços, o que é pura e simplesmente a definição de integração de mercado. Dessa forma, mudanças nos preços da empresa são transmitidas instantaneamente a todos os estados. Goodwin e Schroeder (1991) encontraram evidência disso nos EUA, ao verificarem que maior concentração na indústria de carne bovina resultou em maior integração nesse mercado.

Contudo, se houver discriminação de preços por parte da indústria entre os estados, isso implicará menor integração de mercado.

2.1.3. Integração de mercados

Segundo Faminow e Benson (1990), integração de mercado é um processo pelo qual ocorre a interdependência de preços. Já Goodwin e Piggot (2001) definem este conceito como a extensão no qual choques são transmitidos entre mercados espacialmente separados. Fackler e Goodwin (2000), por sua vez, aperfeiçoam esta definição ao propor que a integração do mercado deve ser entendida como uma medida de grau, em que choques de demanda e de oferta que surgem em uma região são transmitidos para outra região.

Ao considerar um choque ε_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 choque é

$$R_{AB} = \frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A} \div \frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A} \quad (2)$$

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. Caso $R_{AB} = 1$, tem-se integração perfeita de mercado, o que significa que, havendo uma variação no preço de uma mercadoria homogênea em um mercado, esta é transmitida de maneira completa ao outro mercado. Ressalta-se, entretanto, que a 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.

Para Fackler e Goodwin (2000), não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para haver um alto grau de integração, basta que façam parte de um sistema de mercado caracterizado por fluxo de mercadorias e de informações, uma vez que choques de preços podem ser transmitidos indiretamente via ligações de comércio que conectam as regiões. Por exemplo, se duas regiões A e B são ambas 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. Assim, choques de preços podem ser transmitidos, indiretamente, por meio da rede de comércio via ligações entre as regiões.

Fackler e Goodwin (2000) 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 nenhuma restrição de fronteira restringindo o fluxo de bens, mas podem não estar integradas em termos de qualquer mercado específico. Por exemplo, considere uma cultura altamente perecível produzida apenas para o consumo local. O mercado para este bem não está integrado, dado que os custos de se movimentar o bem entre os mercados são proibitivos. A integração econômica pode causar co-movimento de preço, mesmo entre regiões que tenham baixo grau de integração de mercado em relação a uma mercadoria específica. Isto é também verdadeiro para regiões que compartilham condições climáticas comuns, que é uma forma não-econômica de integração.

2.1.4. Eficiência espacial do mercado

Em relação à eficiência espacial de mercado, esta pode ser verificada pela avaliação do tamanho dos custos de transferências ou transações de comércio. Os custos de transação podem ser excessivamente altos devido a uma variedade de razões, que podem ir além do poder dos agentes de influenciá-los. Tal fato pode ser observado em países em desenvolvimento,

onde os custos de transações podem ser altos por causa da execução ineficiente de contratos, de proteção policial insuficiente, corrupção, impostos excessivamente altos e infra-estrutura de transporte e de comunicações inadequada. Assim, na eficiência de mercado podem ser impostas considerações que vão além da resposta racional dos agentes aos incentivos financeiros. De modo geral, a eficiência significa 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, num mercado eficiente, os preços refletem todas as informações relevantes sobre o ativo, ou seja, refletem o 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 são contidas no preço do produto.

2.2. Fatores que afetam a integração de mercados

Segundo Fackler e Goodwin (2000), na análise de integração de mercado deve-se levar em consideração os diversos fatores que afetam a extensão e o grau de integração de mercados.

Goodwin e Schroeder (1991) analisaram as ligações espaciais nos mercados regionais de gado mediante os fatores que afetam a extensão da integração entre um par de mercados. Os resultados desse estudo revelaram que a distância entre os mercados foi um fator que apresentou influência negativa e significativa sobre o grau ao qual um par de mercados tendia a estar integrado, e que o crescimento na concentração da indústria embaladora de carne, através do tempo, correspondia ao aumento da integração entre os preços regionais. Este último resultado é particularmente importante porque o aumento da concentração de uma indústria é, muitas das vezes, suspeito de levar ao aumento do poder de mercado por meio da discriminação do preço espacial, a qual poderia ser caracterizada pela diminuição da integração do mercado e, deste modo, por uma tendência à menor integração.

Para Faminow e Benson (1990), a integração do mercado poderia ser devida a práticas não-competitivas de apreçamento de ponto-de-base de grandes compradores ou vendedores.

Segundo Goletti e Christina-Tsigas (1995), os dados de preços, custo de transação e fluxos de comércio entre mercados espacialmente separados são fatores necessários para medir o grau de integração entre esses mercados. Entretanto, a maioria dos estudos já realizados usa apenas informações de preços, dada a sua maior disponibilidade. Porém, essas informações permitem apenas medir a extensão do mercado, e não a causa, o que torna necessário considerar os demais fatores que afetam a integração dos mercados, de modo a propiciar melhor conhecimento do porquê dos mercados serem ou não integrados. Segundo os mesmos autores, os fatores mais importantes para se avaliarem os padrões de integração dos mercados são a infra-estrutura de comercialização (estrutura de transporte, comunicações, crédito, facilidades de armazenagem, estradas, sistema telefônico, etc.), as políticas do governo (políticas de estabilização de preços, restrições comerciais, regulamentações de crédito e de transporte), os diferenciais de produção (dividir o mercado entre aqueles que ofertam, aqueles que têm déficit e aqueles que são auto-suficientes), os choques de oferta (enchentes, secas, pragas e doenças) e os temas relacionados com a mão-de-obra (tais como greves).

Goletti et al. (1995) identificaram vários fatores estruturais que afetaram a integração dos mercados de arroz em Bangladesh, e, segundo esses autores, a distância entre os mercados, a densidade de telefones e as greves de trabalhadores influenciaram negativamente a integração de mercado. Em contraste, a densidade de estradas e o grau de desigualdade nos níveis de produção (indicando mais comércio regional) afetaram positivamente o grau de integração do mercado.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), há vários fatores (capital físico, capital humano, produção, etc.) que podem expandir a integração espacial de determinado mercado. Esses fatores podem afetar os custos de transação, que, por sua vez, influenciam o fluxo de bens e informações entre as localidades. Quanto menores os custos de transação, maior é o grau de integração entre os mercados.

De acordo com Fackler e Goodwin (2000), mensurar os custos de transação é problemático pelo fato de envolverem elementos intangíveis como o prêmio de risco, o custo de informação, o custo de negociação e os custos de manutenção nos mercados regionais.

Para González-Rivera e Helfand (2001), no entanto, os custos de transação incluem comissões relacionadas com a procura e transferência do produto, os custos legais e outros custos originados da negociação e imposição contratual, os custos financeiros, as taxas, os custos de transportes e o custo de oportunidade do tempo alocado na procura por informações.

A integração de mercado é afetada, dentre outros fatores, pelo capital físico, pelo capital humano, pela oferta, pela demanda, pela comercialização e pelas políticas governamentais.

3. METODOLOGIA

3.1. Modelos econômicos de integração de mercado

Diferentes métodos têm sido usados para avaliação da integração de mercado. Estes englobam desde critérios estatísticos mais simples, por meio de correlação simples de preço, até métodos baseados em regressões dinâmicas, que incluem a causalidade de Granger e análise de co-integração. Modelos de mudança de regime (quebra estrutural) também têm sido usados para examinar a extensão de um mercado (SPILLER; WOOD, 1988). Entretanto esses métodos são criticados por utilizarem apenas informações sobre preço.

Os primeiros trabalhos sobre integração de mercado usavam, em sua maioria, análise de correlação de preços ou regressões simples entre os diferentes mercados. Fackler e Goodwin (2000) citam o estudo de Mohendru (1937) como o primeiro a utilizar a análise de correlação de preços para investigar a integração de mercados agrícolas, no caso o mercado de trigo na Índia.

Nesses estudos, os coeficientes de correlação entre dois preços de uma mesma mercadoria em mercados diferentes são calculados da forma a seguir:

$$\rho_{12} = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1\sigma_2} \quad (3)$$

em que ρ_{12} é coeficiente de correlação entre os preços das localidades 1 e 2; σ_{12} , covariância entre os preços das duas localidades; σ_1 , desvio-padrão do preço da localidade 1; e σ_2 , desvio-padrão do preço da localidade 2.

O ρ_{12} com valores próximos de 1 indica forte relação entre os preços nos diferentes mercados e, por isso, poderiam ser considerados mercados integrados. Caso os valores estejam próximos de zero, os mercados podem ser vistos como não integrados ou independentes.

Várias críticas foram realizadas a estes estudos, argumentando-se que movimentos conjuntos de preços podem ocorrer por diversas razões como influências de componentes comuns – inflação, crescimento da população – ou componentes climáticos que afetam todo o mercado, independente da extensão a que os mercados estão ligados pelo comércio de uma mercadoria específica (HARRIS, 1995). Além disso, não havia qualquer cuidado em identificar as propriedades das séries de tempo analisadas e se precaver contra os problemas trazidos pela não-estacionariedade das séries, como o caso de correlações espúrias, ou seja, correlações sem qualquer sentido econômico e que refletem apenas a tendência estocástica das variáveis. Outra deficiência associada ao uso do coeficiente de correlação como instrumento para se medir a integração entre dois mercados envolve o potencial para a variação independente de preços dentro da margem ou da faixa criada pelos custos de transações. É fácil mostrar que qualquer valor de um coeficiente de correlação pode estar consistente com mercados espacialmente integrados se os custos de transação forem grandes o bastante para proibir comércio lucrativo e, deste modo, permitir variação independente de preço dentro da faixa de custo. Assim, os resultados desses estudos não permitem afirmar se efetivamente ocorria a integração de mercado ou se as correlações observadas refletiam apenas a existência de componentes comuns ou uma tendência estocástica que tornava as séries não-estacionárias.

Para contornar os problemas das análises baseadas no coeficiente de correlação, Ravallion (1986) propôs testes de integração de mercado baseados em modelos de regressão dinâmica. Em geral, esses modelos

podem ser interpretados como modelos de vetor auto-regressivos (VAR), com testes de restrições sobre os parâmetros na forma reduzida dos modelos.

O modelo de Ravallion (1986) estabelece um mercado central ou de referência (P_1) em função dos preços de $n-1$ mercados regionais (P_2, P_3, \dots, P_n) e de um vetor de variáveis sazonais e políticas (X). Esse modelo pode ser expresso da seguinte forma:

$$\begin{aligned} P_1 &= f_1(P_2, P_3, \dots, P_n, X) \\ P_i &= f_i(P_1, X) \quad i = 2, 3, \dots, n \end{aligned} \quad (4)$$

O modelo econométrico pode ser assim expresso:

$$P_{1t} = \sum_j^n a_{1j} P_{1t-j} + \sum_{k=2}^n \sum_{j=0}^n b_{1j}^k P_{kt-j} + X_{1t} c_1 + e_{1t} \quad (5)$$

$$P_{it} = \sum_{s=1}^n a_{ij} P_{it-j} + \sum_{s=0}^n b_{ij} P_{ij-j} + X_{it} c_i + e_{it} \quad (6)$$

em que k indica mercados e j defasagens; P_{it} é preço no mercado regional i no tempo t ; P_{1t} , preço em um mercado central; e X_{it} , vetor de características que estão influenciando os mercados regionais.

Ravallion (1986) enfatiza que, como a equação (5) é geralmente subidentificada, as hipóteses sobre restrições de parâmetros devem ser feitas em relação à equação (6). Dessa forma, ele define três critérios para a integração, quais sejam:

- 1) Se $b_{ij} = 0$ ($j=0, 1, \dots, n$) para todos os valores de j , então o i -ésimo mercado é segmentado a partir do mercado central, ou seja, os preços do mercado central não influenciam os preços do i -ésimo mercado.
- 2) Se $b_{ij} = 1$ e se $a_{ij} = b_{ij} = 0$ (para todos $k = 1, \dots, n$), há integração de curto prazo de mercado entre o mercado central e o mercado regional, o que implica que os choques no mercado regional são imediatamente repassados para o preço do i -ésimo mercado. Ravallion (1986) relata que há uma forma mais fraca de integração de curto prazo em casos em que os efeitos

atrasados desaparecem na média, exigindo apenas que $b_{i0} = 1$ e

$$\sum_{s=1}^n a_{ik} + b_{ik} = 0.$$

- 3) Se $\sum_{s=1}^n a_{ks} + \sum_{s=0}^n b_{ik} = 1$ há integração de longo prazo de mercado, dado que os preços do mercado são igualados no longo prazo. Assim, pode-se concluir que a integração de curto prazo implica a integração de longo prazo, mas que o inverso não é verdadeiro.

O modelo Ravallion (1986) foi utilizado por vários outros autores, dentre eles Faminow e Benson (1990) e Timmer (1987). No estudo de Faminow e Benson (1990), foi analisada a integração dos mercados de suínos no Canadá com uma versão modificada do modelo Ravallion, uma vez que incorporaram, em sua análise, custos de transporte e a hipótese de que os compradores e vendedores estavam espacialmente dispersos. Os autores concluíram que os mercados integrados podem apresentar uma estrutura oligopolizada, indicando que integração espacial de mercado não implica necessariamente eficiência.

Timmer (1987), em seu estudo sobre o mercado de milho na Indonésia, utilizou o modelo de regressão dinâmica de Ravallion e incluiu algumas modificações. Em seu trabalho, admitiu que o preço do mercado de referência é predeterminado em relação aos dos mercados regionais, e incorporou em sua análise apenas uma defasagem para capturar a dinâmica dos preços. O modelo usado por Timmer (1997) é descrito por:

$$P_{it} = c_0(P_{1t} - P_{1t-1}) + (c_0 + c_{1i})P_{1t-1} + c_{11}P_{it-1}, \quad (7)$$

em que P_{it} é o preço no mercado regional i no tempo t , e P_{1t} é o preço no mercado de referência no tempo t .

Nesse contexto, Timmer (1987) definiu um índice da conectividade do mercado (IMC), dado por:

$$IMC = c_{11} / (c_0 + c_{1i}) \quad (8)$$

em que c_0 é uma medida do grau no qual mudanças no preço do mercado de referência são transmitidas para outros mercados no tempo corrente; c_{11} é a

contribuição do preço regional defasado do mercado i para o preço corrente do referido mercado e $(c_0 + c_{1i})$ é a contribuição do preço do mercado de referência defasado para o preço corrente do mercado regional i .

Em mercados altamente integrados, o IMC deve estar próximo de zero, dado que os efeitos defasados dos choques no mercado regional devem ser pequenos em relação aos efeitos dos choques correntes e defasados do mercado de referência. Já valores do IMC menores que 1 indicam integração de curto prazo.

Apesar de representarem uma clara evolução em relação aos modelos estáticos e contornarem o problema da não-estacionariedade das séries através da diferenciação, os modelos baseados em Ravallion (1986) ainda não permitiam uma análise completa do comportamento dos preços no longo prazo e impediam que se verificasse a Lei do Preço Único.

Na categoria de modelos dinâmicos, há, ainda, o teste de causalidade de Granger, muito utilizado na análise de integração de mercado com o sentido de verificar a causalidade entre os preços. Granger (1969) estruturou um conceito formal de causalidade baseado em três premissas principais, a saber: 1) as variáveis testadas resultam de processos estocásticos; 2) as variáveis são estacionárias; e 3) o futuro não pode causar o passado.

Os testes de causalidade de Granger são tipicamente conduzidos dentro de uma estrutura de um modelo de vetor auto-regressivo (VAR), no qual os preços regionais para um mercado são regredidos sobre valores defasados de preços em outro mercado. Coeficientes significativos implicam que choques de preços em um mercado ocasionam respostas significativas em outro com defasagens de tempo.

Granger (1969) formalizou a noção de causalidade em termos de relações de defasagens entre as variáveis dinamicamente inter-relacionadas, o que pode levar à compreensão errônea das implicações dos testes, uma vez que permitem apenas fazer inferências sobre as relações de defasagens e não dos elementos causais reais que levam aos ajustes dinâmicos.

O modelo de Granger pode ser assim definido:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{l=1}^P \alpha_l Y_{t-l} + \sum_{l=1}^P \beta_l X_{t-l} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{l=1}^P \alpha_l y_{t-l} + v_t \quad (10)$$

em que Y_{t-l} são valores defasados da variável Y e X_{t-l} , da variável X . A equação (9) envolve o que se denomina modelo irrestrito, enquanto a (10) envolve o modelo restrito.

Para verificar se X_{t-l} causa Y_t , os coeficientes de X_{t-l} da equação (9) têm de ser nulos. Assim, a hipótese nula é definida como:

$$H_0^1 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \quad (\text{x não causa y}) \quad (11)$$

As equações (9) e (10) são reescritas com X_t como variável dependente e Y_t como variável independente:

$$X_t = \beta_0 + \sum_{l=1}^P \beta_l X_{t-l} + \sum_{l=1}^P \alpha_l Y_{t-l} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{l=1}^P \beta_l X_{t-l} + v_t \quad (13)$$

A hipótese nula também é definida como:

$$H_0^2 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0 \quad (\text{y não causa x}) \quad (14)$$

A verificação dessas hipóteses pode ser feita pelo teste “F”, que apresenta a seguinte fórmula:

$$F = [(SQR_r - SQR_u) / (q - p)] / [SQR_u / (n - q)]$$

em que SQR_r é soma dos quadrados dos resíduos da regressão restrita; SQR_u , soma dos quadrados dos resíduos da regressão completa; q , número de parâmetros estimados na regressão completa; p , número de parâmetros estimados na regressão restrita; e n , número total de observações.

As possíveis relações de causalidade entre as duas variáveis são as descritas a seguir:

- a) Causalidade unidirecional: X causa Y ou Y causa X.
- b) Causalidade bidirecional: X e Y são mutuamente relacionados quanto à direção de causalidade, X causa Y e Y causa X.
- c) Ausência de causalidade: X não causa Y e Y não causa X.

Se as hipóteses nulas em (11) e (14) forem aceitas, haverá ausência de causalidade em ambos os sentidos. Se a hipótese nula em (11) for rejeitada e em (14) for aceita, haverá causalidade de Granger de X_t para Y_t . Por outro lado, se a hipótese nula de (11) for aceita e da (14) for rejeitada, haverá causalidade de Y_t para X_t . Se, entretanto, as hipóteses nulas em (11) e (14) forem rejeitadas, haverá bi-causalidade entre Y_t e X_t . Vale ressaltar, entretanto, que este teste deve ser aplicado apenas a variáveis estacionárias. Se isso não ocorrer, a distribuição da estatística do teste não converge para uma distribuição F.

Embora os testes de causalidade possam fornecer algumas referências com relação a ligações defasadas estatisticamente significativas entre preços regionais, há algumas deficiências que limitam sua utilidade.

Os testes de causalidade de Granger tomados por si mesmos indicam se uma relação entre preços contemporâneos e defasados é estatisticamente diferente de zero. No entanto, sem o auxílio de outros testes ou outros meios de inferência, nada se tem dito a respeito da real natureza da relação, isto é, sobre a magnitude dos parâmetros que estão sendo avaliados. Assim, uma relação estatisticamente significativa, que seja totalmente inconsistente com as noções convencionais de integração de mercado, poderia existir e ser tomada como apoio para a integração espacial pelos testes de causalidade de Granger.

As limitações associadas ao coeficiente de correlação no teste de integração de mercado também são aplicáveis aos testes de causalidade de Granger. Portanto, os resultados desse teste devem ser interpretados com certa cautela. Se esse determina causalidade unidirecional em um mercado que não deveria exibir relações dominantes, tem-se uma indicação de que o mercado deveria ser analisado cuidadosamente. Nesse estágio, porém seria prematuro concluir que há ineficiência de mercado.

Estudos recentes baseiam-se na análise de co-integração, desenvolvida por Engle e Granger (1987), para avaliar a integração entre mercados regionais. Tal uso deve-se ao reconhecimento de que a maior parte das séries econômicas, especialmente a de preços, é não-estacionária. Em termos gerais, duas séries econômicas são ditas co-integradas quando ambas são integradas de mesma ordem e há uma combinação linear e estacionária entre elas, o que corresponde a séries integradas de ordem $d[I(d)]$, que são co-integradas $[CI(d,d)]$. A não-estacionariedade das variáveis num contexto de regressão linear simples invalida as inferências baseadas nos testes t e F e impede o correto estabelecimento de relações de equilíbrio entre elas. Caso as variáveis sejam co-integradas, é possível estabelecer tais relações e analisar o comportamento de curto e longo prazos entre as variáveis.

Vários estudos utilizam a análise de co-integração para avaliar a integração de mercados, e entre esses citam-se o de Alexander e Wyeth (1994) e o de Alderman (1993). Alexander e Wyeth (1994) examinaram o mercado de arroz na Indonésia, e concluíram que os choques de oferta são mais importantes que os choques de demanda na explicação das flutuações de preço entre as várias regiões examinadas. Alderman (1993), por sua vez, avaliou a integração de mercados de grãos em Gana, usando o procedimento de Engle e Granger (1987). Seu estudo foi inovador e investigou o papel de uma *commodity* (milho) na transmissão de informações para outros mercados de grãos.

O crescimento do número de trabalhos usando o conceito de co-integração para identificação da integração de mercados agrícolas estimulou a geração de uma série de trabalhos com o intuito de desenvolver críticas à metodologia. Goodwin (1995), por exemplo, defendeu que a co-integração entre preços de produtos agrícolas em mercados diferentes não é uma condição necessária para eficiência nem para integração de mercado. Segundo esse autor, a maioria dos trabalhos envolvendo co-integração parte de uma hipótese implícita muito forte, isto é, que os custos de transação são estacionários. Entretanto, caso isto não ocorra, é bastante provável que se rejeite a hipótese de co-integração entre os preços mesmo que os mercados sejam integrados. Nesse contexto, esse autor examinou a integração de mercado de trigo nos Estados Unidos e no Japão, usando apenas séries de

preços, e confirmou que a não-estacionariedade dos custos de transporte marítimo entre esses países impedia a confirmação da hipótese de integração entre eles.

Barret (2001), em seu trabalho sobre a eficiência e integração nos mercados agrícolas internacionais, concordou com as críticas de Goodwin (1992) e apontou a falta de cuidado da maioria dos estudos com as descontinuidades observadas no comércio. Segundo ele, o fluxo de comércio é, freqüentemente, descontínuo por causa de mudanças no padrão de oferta e demanda e nos custos de transações.

Fackler e Goodwin (2000), citando Fackler e McNew (1997), sugerem cuidado na aplicação e interpretação de modelos de co-integração em análise de comportamento de preços agrícolas. Segundo eles, co-integração de preços não é uma medida útil na definição de integração de mercados, em razão de essa análise, como ressaltado por Goodwin (1995), depender da hipótese de custos de transação estacionários, o que nem sempre ocorre. Ademais, mesmo com custos de transação estacionários, pode haver problemas com o uso da análise de co-integração. É possível que os preços sejam co-integrados mesmo que não haja comércio regular entre os mercados estudados, pois o diferencial de preços pode ser menor que os custos de transação entre eles. Assim, sua conclusão é de que a co-integração não é uma condição necessária nem suficiente para a integração de mercados.

Costa e Ferreira Filho (2000) analisaram as relações de longo prazo entre as séries de preços de alguns dos principais mercados exportadores e o brasileiro para algodão, arroz e milho. Utilizaram a técnica de co-integração multivariada de Johansen. Os resultados desse estudo evidenciaram que a proposição de mercados integrados não foi uniforme. Apenas entre os mercados Argentina e Rotterdam no modelo para o milho, Bangkok e Uruguai e Uruguai e Brasil no modelo para arroz foram evidenciadas relações de integração de mercados. No caso do algodão, não se constataram relações de integração.

Santana e Brandt (1991) analisaram relações entre preços de boi gordo, novilho e bezerro no mercado do Estado de Minas Gerais. O estudo utilizou as técnicas de co-integração e modelo de correção de erros. Os resultados indicaram que os preços do boi gordo são fortemente influenciados

por preços de novilho e que, a longo prazo, o equilíbrio entre as três séries de preços tende a se estabelecer.

Alderman (1993) expandiu o modelo de Ravallion (1986) para investigar a transmissão de preço através das mercadorias no mercado de alimento em Gana, tendo como objetivo investigar a transmissão de informações através das mercadorias. Segundo esse autor, o estudo da transmissão de preços entre mercadorias no mesmo mercado pode ser útil em políticas de estabilização do preço e, ou, utilizados em políticas de comércio ou de armazenamento, à medida em que há uma interação entre diversas mercadorias. Se estiverem integradas, pode-se determinar se há mercadoria-chave, ou seja, mercadoria que domina o comportamento das outras, e, assim, implementar políticas públicas direcionadas para esta dominante, que se propagará para as demais, reduzindo, dessa forma, o custo de implementação.

Segundo Goletti e Christina-Tsigas (1995), mercados são instituições complexas constituindo hierarquias e transações interligadas que podem envolver considerações simultâneas sobre várias *commodities*. Assim, a integração de mercado pode ser entendida como o resultado da ação de negociantes e do ambiente operacional determinado pela infra-estrutura disponível para comercialização e políticas que afetam a transmissão de preços de um mercado para outro.

Fackler e Goodwin (2000), citando Takayama e Judge (1971), mostram um conjunto de modelos de otimização, e provam que, quando o comércio acontece, os preços regionais diferem pelos custos do transporte. Se a quantidade ótima de comércio é zero, a diferença no preço é menor que o referido custo. Ademais, se as condições de oferta ou de demanda nos dois mercados mudam, é possível que o comércio possa mudar. Assim, o diferencial de preço é o custo do transporte com o sinal invertido. Esse resultado se mantém tanto num contexto de multi-produto quanto num contexto de produto único. Desse modo, uma mudança no preço de uma mercadoria, incluindo uma mercadoria não comercializável, pode mudar a demanda local, tal que o diferencial do preço espacial de uma outra mercadoria sobe, ou declina, a partir de um ponto de equivalência ao custo do transporte.

Esse resultado não indica a velocidade na qual os preços se ajustam aos choques. A teoria da demanda intertemporal reconhece ajuste parcial em uma variedade de modelos, incluindo aqueles que consideram a formação do hábito, o ajuste do estoque e atrasos no processamento de informação do novo preço (DEATON; MUELBAUER, 1980). De modo similar, tem-se a análise da produção agrícola, virtualmente baseada em resposta defasada à informação de preço. Pode-se considerar também a velocidade na qual os comerciantes e outros fornecedores dos mercados reagem à informação de preço. É esse contexto que fornece a base subjacente para a maior parte dos estudos de integração de mercado, em particular a aplicação dinâmica de Ravallion (1986).

Embora a vantagem do modelo dinâmico pertença a quaisquer modelos espaciais de integração de mercado, mesmo aqueles que consideram uma mercadoria única, a introdução da arbitragem e do armazenamento no modelo de formação do preço oferece vantagens adicionais em um modelo de multimeradoria. Em particular, ele fornece a base para o teste da eficiência dos fluxos de informação. Se um mercado é eficiente com respeito a algum conjunto de informação ϕ , então é impossível obter lucros comercializando com base em ϕ . Os preços passados são, claramente, um candidato plausível para ϕ . Como tais mudanças nos preços seriam ruído branco, a mudança no preço de amanhã refletiria as notícias de amanhã, mas a informação corrente seria plenamente incorporada no preço de hoje. Se os preços de uma segunda mercadoria melhoram a previsão da primeira, então eles, claramente, fornecem notícias hoje e a base para lucros econômicos. Assim, em um mercado eficiente, a segunda série seria redundante. Granger e Escibiano (1987) afirmam esta hipótese em termos do rumo da série de preço e fornecem a base para o modelo de co-integração.

Alderman (1993), em seu estudo sobre a transmissão de preços intermercadorias (milho, milheto e sorgo) dos mercados de alimentos em Gana, constatou algumas imperfeições na maneira como os mercados processam a informação. Observou que o preço defasado do milho, nos mercados de Techiman e Bolgatanga, transmite informação que não está contida no preço defasado do sorgo. Esse foi também o caso com milheto em Techiman, mas não em Bolgatanga. Ao mesmo tempo, observaram que os preços do sorgo

transmitiram informação não assinalada pelos preços do milho em Techiman. A inclusão do período de seca na análise possibilitou observar que os preços também ajudaram a prever os preços do milho nesse mercado, embora este resultado não tenha se mantido ao usar a amostra completa.

Segundo Alderman (1993), há numerosas explicações possíveis para esta ineficiência do mercado, dado que os comerciantes podem não fazer negócio com todos os grãos, e isso acarreta custos diferentes ao adquirir a informação. Este pode ser particularmente o caso com sorgo, que é usado para consumo humano e para a fabricação de cerveja. Os cervejeiros, já que a maioria opera em pequena escala, provavelmente comercializam ou armazenam apenas sorgo. Esta *commodity* pode, então, constituir um mercado conceitualmente separado (embora fisicamente contíguo). Deve-se notar, além disso, que a transmissão perfeita do preço é, às vezes, rejeitada, mesmo pelos mercados especulativos nos países desenvolvidos, nos quais a informação está, geralmente, disponível eletronicamente e o comércio raramente exige a troca física de gêneros. A partir do ponto de vista prático, o modelo dinâmico de integração de preço indica eficiência funcional, senão perfeita, dos mercados de grão bruto ganenses.

Segundo Fackler e Goodwin (2000), a maioria das técnicas utilizadas em estudos de integração de mercados apresenta limitações analíticas, e essas podem estar relacionadas à impossibilidade de fornecer dados fundamentais à análise do processo de integração de mercados, principalmente no que diz respeito aos custos de transação. Segundo esses autores, os custos de transação abrangem variáveis intangíveis como, por exemplo, o prêmio de risco, o custo de informação, o custo de negociação e o custo de manutenção nos mercados. Argumentam, ainda, que o conhecimento das instituições e das condições pertinentes ao mercado em questão são elementos essenciais na interpretação dos testes empíricos realizados, melhorando os resultados das análises baseadas em informações de preços.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), a maioria dos estudos de integração de mercado utiliza apenas informações de preços, permitindo medir a co-integração e sua questão temporal, sem a preocupação de identificar os fatores que aumentam ou diminuem a integração de mercados. Esses autores

realizaram um estudo inovador, no qual enfatizaram a necessidade de uma mudança no foco da literatura sobre integração de mercado.

Para González-Rivera e Helfand (2001), a integração de mercado está associada a resultados desejáveis de desenvolvimento econômico, sendo, portanto, necessário identificar os fatores que contribuem para maior integração. Assim, após a análise da integração de mercado com o enfoque multivariado, os referidos autores propuseram um modelo conceitual para analisar os fatores que contribuem para maior integração no mercado de arroz brasileiro. Consideraram como variáveis explicativas do grau de integração de mercado as informações referentes ao capital físico, capital humano, comércio, oferta, demanda e políticas governamentais. O estudo concluiu que o grau de integração é uma função dos custos de transações, principalmente aqueles relacionados aos fluxos de bens e informações. Observaram, ainda, que o capital físico, como estradas e telefones, foi necessário para reduzir os custos de transações, mas não foi, por si só, suficiente para atingir elevado grau de integração de mercado. Dentre os determinantes da integração, os referidos autores enfatizaram o capital humano, no sentido de que maiores níveis desse capital deveriam aumentar a produtividade das atividades relacionadas à comercialização de bens, o que, por sua vez, levaria à expansão da velocidade e da precisão dos fluxos de informações no espaço e, conseqüentemente, à redução dos custos de comercialização.

González-Rivera e Helfand (2001) enfatizaram ainda as deficiências de um enfoque bivariado para a integração de mercado. O problema principal está na especificação errônea da representação do modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC) de um sistema co-integrado. Quando variáveis relevantes são omitidas, os estimadores se tornam inconsistentes, e essa inconsistência é transmitida para qualquer outra estatística que seja baseada no VEC, incluindo as funções de resposta ao impulso e os perfis de persistência.

Como o método usado para investigar a integração de mercado de González-Rivera e Helfand (2001) foi um dos mais completos encontrados na literatura consultada, será utilizado neste estudo.

3.2. Modelo analítico

O método utilizado neste estudo para analisar a integração do mercado de carne suína baseia-se no enfoque desenvolvido por González-Rivera e Helfand (2001), em que esses analisaram a integração de mercado sob três aspectos: extensão, padrão e grau. O mesmo enfoque foi usado por Pereira (2005) e Nogueira (2005).

Esse método permite a medição dos fluxos de comércio interestaduais, no sentido de obter estimativas sobre exportações e importações; a verificação do estado que se encontra próximo da auto-suficiência; possibilita mostrar o papel dos diferentes estados na formação do comportamento de longo prazo do preço das mercadorias em consideração e, em função disso, analisar o padrão de interdependência dessas mercadorias; verificar o grau de integração de mercado pela qualidade e as formas diferentes de inserção no mercado; e subsidiar o direcionamento das políticas públicas para o setor agropecuário, neste estudo o setor de suínos.

3.2.1. Características de um mercado integrado

3.2.1.1. Extensão do mercado

A extensão do mercado pode ser entendida como uma terminologia relativa à dimensão e a fronteiras geográficas do mercado integrado.

De acordo com González-Rivera e Helfand (2000), um mercado integrado é aquele em que o conjunto de localidades compartilha a mesma *commodity* comercializada e a mesma informação de longo prazo. Em uma estrutura de co-integração, equivale-se à exigência de um fator integrante comum a todas as séries de preços. Desse modo, na busca de um fator único para um conjunto de localidades, propõe-se um procedimento seqüencial por meio de uma busca multivariada, baseado no modelo VAR de ordem reduzida proposto por Johansen (1988 e 1991), que consiste em determinar os estados que compartilham de uma mesma tendência estocástica comum. Essa busca multivariada pela(s) localidade(s) que domina(m) o mercado, na definição da extensão do mercado, diferencia este método dos outros aplicados em estudos de integração de mercado, dado que analisa várias séries ao mesmo tempo.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), um mercado com n localidades geograficamente distintas será considerado integrado se as seguintes condições forem satisfeitas:

- 1) Deve haver fluxo físico de bens conectando todas as n localidades, seja direta ou indiretamente.
- 2) As n localidades devem ter um correspondente vetor de preços que pode ser decomposto como $p_{it} = a_i f_t + \tilde{p}_{it}$, $i = 1, \dots, n$, e $a_i \neq 0$, em que f_t é o fator de integração que caracteriza o componente permanente (de longo prazo) do preço e \tilde{p}_{it} é o componente transitório (de curto prazo) para cada localidade.

Os elementos básicos dessa definição são o comércio e f comum a todas as séries de preços. O fluxo físico de bens via comércio é importante para assegurar que a arbitragem ocorra, mas isso, por si só, não garante a integração, porque pode haver mercados com comércio muito fraco ou intermitente, para os quais não há um fator integrador comum para todos os i e t . Similarmente, um fator integrante, por si só, não assegura a integração, porque pode haver mercados fisicamente isolados que exibem co-movimentos de preços resultantes de modelos ou de políticas sazonais. A definição não implica que todas as localidades participantes processem a informação relevante simultaneamente, mas exige que todas estejam conectadas direta ou indiretamente por meio do comércio e da informação de longo prazo. A definição de González-Rivera e Helfand (2001) para integração de mercado possibilita analisar a extensão ou fronteiras geográficas de um mercado integrado.

3.2.1.2. Padrão de integração de mercado

Esse padrão fornece indício de como a informação contida nos preços é transmitida entre as localidades do mercado. Assim, por meio desse padrão podem-se identificar as localidades que mais contribuem para as variações de preços, isto é, as que são mais importantes na formação do preço do produto em análise.

Na identificação do padrão de relacionamento entre as regiões, buscase, por exemplo, dentre diversas possibilidades, identificar se há extrema interdependência entre as localidades, em que cada uma reage a todo

desequilíbrio de todas as outras que fazem parte do mercado, e também verificar se há uma localidade central exógena, que, por sua vez, determina o comportamento de longo prazo das outras localidades.

3.2.1.3. Grau de integração de mercado

Pode ser definido como o tempo de reação necessário para que cada relação de equilíbrio de longo prazo consiga absorver um choque em todo o sistema. Assim, a análise conjunta do impacto dos choques permite elucidar quais estados são mais ou menos integrados. Em outras palavras, é possível conhecer como os choques originados em um estado são transmitidos para outro e com qual intensidade.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), uma medida do grau de integração comumente usada na literatura são as funções de resposta ao impulso, que traçam o impacto, através do tempo, de um choque na localidade j sobre o preço da localidade i . A principal desvantagem das funções de resposta ao impulso é que elas não são únicas quando os choques estão correlacionados. Em estudo dos preços espaciais, não é razoável esperar preços não correlacionados, porque as séries de tempo dos preços são altamente correlacionadas. A solução adotada na literatura tem sido ortogonalizar os choques da matriz de covariância de erros com uma decomposição feita por Cholesky⁸. Essa decomposição não é invariante ao ordenamento das variáveis do sistema. Conseqüentemente, para cada ordem, há diferentes resultados para as elasticidades de impulso, sendo, portanto, difíceis de serem interpretadas.

De acordo com González-Rivera e Helfand (2001), a imposição de uma ordenação recursiva nas variáveis é uma pressuposição extremamente forte de identificação, não sendo justificável em estudos de integração de mercado.

Para contornar este problema, a definição do grau em que os mercados são integrados é baseada, neste trabalho, na metodologia de cálculo dos perfis de persistência, sugerida por Pesaran e Shin (1996),

⁸ Mais detalhes, ver Fackler e Goodwin (2000).

defendidos e empregados por González-Rivera e Helfand (2001), Pereira (2005) e Nogueira (2005).

Os perfis de persistência visam sintetizar as estimativas dos parâmetros do VEC em uma medida única, que defina o grau de integração; servem para qualquer ordenamento das variáveis no sistema; e caracteriza a resposta de uma relação co-integrante a um choque em um sistema amplo, ao invés de um sistema individual. Ele mede o tempo de reação de cada relação de equilíbrio de longo prazo para absorver um choque em um sistema amplo.

3.3. Operacionalização do modelo

3.3.1. Determinando a extensão do mercado

Para analisar a extensão do mercado, deve-se primeiro identificar o conjunto de localidades que são interligados direta ou indiretamente por meio de comércio unidirecional contínuo. Primeiramente, determinam-se os fluxos anuais de comércio para cada localidade do mercado. Essa definição permite excluir localidades que experimentam reversões no comércio (exportadores que se tornam importadores e vice-versa), como também possibilita identificar localidades que estão próximas da auto-suficiência e são candidatas a experimentar comércio descontínuo.

A exclusão das localidades que apresentam reversões ou descontinuidades comerciais justifica-se pelo fato de que estas situações requerem que as análises sejam realizadas utilizando-se modelos do tipo *switching regimes* (modelos de quebra estrutural).

Ademais, esses modelos impõem suposições bastante fortes sobre os processos dinâmicos que geram os choques de excesso de demanda e das taxa de transporte; supõem ausência de correlação serial das variáveis; e utilizam o tamanho dos *spreads* de preço como um indicador da conectividade. Entretanto, tal suposição pode levar a resultados errôneos, pois é possível que as localidades estejam conectadas a parceiros comuns de comércio, isto é, pequenos *spreads* de preço entre localidades integradas podem surgir nesta situação (FACKLER; GOODWIN, 2000).

3.3.1.1. Padrão espacial de produção, do consumo e do comércio

A determinação da extensão do mercado requer a identificação do conjunto de localidades interligadas pelo comércio. Em razão da inexistência, no Brasil, de dados sobre o comércio de carne suína entre os estados brasileiros, são feitas estimativas dos fluxos de comércio para cada Estado.

A estimativa dos fluxos de comércio interestaduais do País é realizada a partir de estimativas do nível de consumo anual de cada estado brasileiro, mediante dados relativos da população e do consumo *per capita* estadual de carne suína, no qual o produto desses dados é utilizado como uma proxy do consumo estadual.

As estimativas do comércio de carne suína são obtidas da seguinte forma:

$$Comércio_i = \frac{\text{produção do estado } i - \text{consumo do estado } i}{\text{produção nacional}} \quad (15)$$

Se as estimativas do comércio forem positivas, o estado em questão será um exportador líquido; se negativas, o estado será um importador líquido.

O índice de auto-suficiência (IAS), por sua vez, é definido como:

$$IAS_i = \frac{\text{Produção do estado } i}{\text{Consumo do estado } i} \quad (16)$$

O valor do índice IAS próximo de 1 significa que o estado está perto da auto-suficiência, sendo, portanto, candidato a apresentar reversão no comércio com outros estados nos próximos anos, devendo ser retirado da análise. Já valores maiores que 1 indicam que o estado é um exportador líquido da mercadoria, e valores menores que 1, importador líquido.

Uma vez identificado o conjunto de localidades que está ligado por meio do comércio, começa-se a busca por aqueles estados que compartilham a mesma tendência de comportamento no longo prazo.

3.3.2. Análise do componente de tendência e sazonalidade

Os modelos de análise de séries temporais possibilitam uma descrição da natureza aleatória do processo que gerou as observações amostrais estudadas. Essa descrição é dada não em termos de uma relação de causa e efeito, mas sim de como essa aleatoriedade está incorporada ao processo.

Os modelos clássicos de análise de séries temporais pressupõem que a variação total dos dados pode ser decomposta em quatro componentes básicos, quais sejam: tendência, ciclo, sazonalidade e volatilidade (HAMILTON, 1994).

De acordo com Box e Jenkins (1976), os modelos de análise de séries temporais geralmente estão ligados a três objetivos distintos, porém não mutuamente exclusivos, dos quais podem-se citar: estudo dos padrões comportamentais das séries, dados os seus componentes não-observáveis; previsão do comportamento das séries, com o uso de modelos univariados e multivariados; implementação de métodos para controle do comportamento futuro das séries e demais variáveis correlacionadas.

Uma das principais formas de análise dos preços se dá pela busca da decomposição das séries de preços, no caso específico de suínos, em termos de seus componentes principais.

A tendência em uma série temporal está ligada, conforme apontado por Chatfield (1996), a uma mudança no nível médio da série no longo prazo. Ela reflete o declínio, a elevação ou a estabilidade no longo prazo.

Ciclos, por sua vez, referem-se a oscilações de longo prazo em torno do nível médio de uma série, e esses podem ser periódicos ou não, ou seja, eles não apresentam, obrigatoriamente, a mesma amplitude, extensão ou continuidade em intervalos de tempos iguais. Assim, eles podem variar em comprimento e magnitude.

O terceiro componente da série é a sazonalidade, e essa está relacionada a movimentos para cima e para baixo em torno de um valor médio, e difere do componente cíclico em dois aspectos: primeiro, porque possui comprimento constante de 12 meses, repetindo-se nesta base periódica regular, e segundo, porque as variações sazonais podem ser observadas utilizando-se por base períodos menores de tempo. Dessa forma, os dados a

serem analisados devem estar distribuídos em observações mensais ou trimestrais, para que seja possível a modelagem da sazonalidade.

O componente de volatilidade ou flutuações aleatórias (ou irregulares) são originadas de fatores de diversas naturezas que podem afetar a produção, o consumo e a distribuição.

Basicamente são duas as razões que podem causar variação aleatória. A primeira está associada ao caráter biológico dos produtos agropecuários, em que esses estão sujeitos às condições climáticas e a outros fatores relacionados, que promovem inesperadas situações de escassez ou abundância dos produtos; a segunda está relacionada às ações governamentais, principalmente no que se refere à política de importação e exportação, e à maior ou menor ênfase aplicada aos instrumentos de política agrícola.

A verificação da ocorrência ou não do componente de tendência e sazonalidade nos preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil se configura como um ponto de grande importância para análises empíricas que englobam o mercado desse produto. A não-consideração desses aspectos pode ocasionar sérios problemas em estudos que envolvem modelos econométricos, em razão de estimativas de regressões espúrias e, em consequência, a realização de análises equivocadas.

Regressões definidas por variável dependente que apresenta tendência, em função de variável explicativa que também apresente comportamento não-estacionário, podem ter como resultado um coeficiente de ajustamento (R^2) elevado, embora as variáveis em análise não tenham nenhuma relação econômica entre si. Esse problema ocorre pelo fato de ambas as séries exibirem componentes de tendência (tanto de elevação como de queda). E o valor alto para o R^2 dar-se-á em função dessa tendência e não em razão de uma verdadeira relação entre as variáveis.

Diferentes métodos podem ser usados para verificar a ordem de integração de uma série e se possuem componentes determinísticos e, ou estocásticos, que vão desde a análise gráfica até os métodos mais sofisticados de teste de raízes unitárias.

Para verificar a ordem de integração de uma série temporal, os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) têm sido utilizados

com maior frequência. Contudo, ambos são criticados por diversos especialistas em razão do baixo desempenho apresentado, sobretudo no que se refere à obtenção de raízes próximas de 1. Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), embora o teste de Dickey-Fuller seja muito utilizado, seu poder é bastante limitado, permitindo apenas rejeitar ou não a hipótese de que a série não é um passeio aleatório⁹. A impossibilidade de rejeitar em nível de significância elevado oferece apenas uma evidência tênue em favor da hipótese de passeio aleatório.

Os testes convencionais de raiz unitária pressupõem implicitamente séries temporais sem sazonalidade ou com padrão uniforme de mudanças sazonais. No entanto, flutuações de caráter aleatório podem estar presentes e contribuir para a rejeição errônea do problema de raiz unitária em séries mensais, quadrimestrais, trimestrais ou semestrais. Esse problema tem sido, às vezes, equacionado com a desestacionalização das séries ou através de mudanças na equação de teste para incorporar os efeitos da sazonalidade. Esse ajuste, apesar de ser bastante usado, tem sido criticado sob o argumento de que certos choques podem causar flutuações sazonais que se propagam ao longo do tempo, gerando problemas de raiz unitária (HYLLEBERG et al., 1990).

Outra crítica da desestacionalização refere-se ao uso de métodos determinísticos de ajustes sazonais para remover flutuações que podem ser estocásticas (PATTERSON, 2000). Nesse caso, haveria diferentes conclusões sobre a presença ou não de raiz unitária. O procedimento alternativo de incorporar *dummies* sazonais na equação dos testes convencionais de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado (ADF), conforme proposição de Miron (1996), tem sido igualmente criticado. Com efeito, Hylleberg et al. (1990) argumentam que, em muitas séries de tempo, a tendência estocástica pode sofrer alterações sazonais, o que implica inadequação do procedimento de Miron (1996), visto que a incorporação de termos determinísticos não capta possíveis propagações decorrentes de flutuações sazonais motivadas por algum choque.

⁹ Passeio aleatório é um processo não-estacionário definido por $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, usado para testar o comportamento das séries temporais quando há estacionariedade, isto é, se possuem raízes unitárias.

Ghysels e Perron (1993) estudaram o problema de raiz unitária em modelos autorregressivos e investigaram os efeitos das técnicas de ajustamento sazonal (suavização, alisamento exponencial) sobre os estimadores de mínimos quadrados ordinários. Esses autores relatam que há um viés para cima quando o processo autorregressivo (AR) não contém raiz unitária. Quando isso ocorre, o estimador de mínimos quadrados pode ser consistente e os processos de ajustamento sazonal não afetam a distribuição assintótica. Mas fica a questão: os testes de raiz unitária devem ser aplicados com os dados ajustados sazonalmente ou sem este ajuste? Ghysels e Perron (1993) argumentam que, quando os dados são dessazonalizados, o viés assintótico pode não ser corrigido. Isso ocorre, porque, embora os ajustes sazonais corrijam a correlação na frequência sazonal da série, esse procedimento induz a um viés na função de autocorrelação (FAC) para *lags* menores (anteriores) ao período sazonal, o qual pode não desaparecer mesmo assintoticamente. Há indicação de que isso ocorre quando os testes ADF, Phillips-Perron aceitam a hipótese de raiz unitária em uma série dessazonalizada.

Assim, como o componente de tendência em uma série de tempo pode ser classificado de acordo com a sua natureza, o componente sazonal também pode ser definido como determinístico ou estocástico. Contudo, a utilização do método errado para a análise e eliminação desse componente poderá implicar inferências e conclusões imprecisas.

A sazonalidade determinística se refere ao efeito sazonal que apresenta comportamento relativamente estável e previsível ao longo dos anos e, geralmente, está ligada a séries que sofrem influência de fenômenos climáticos e naturais, como também a séries ligadas a datas específicas que se repetem de ano em ano, com intensidade regular. Já a sazonalidade estocástica ocorre em casos em que o componente sazonal possui comportamento instável ao longo do tempo, modificando-se de forma imprevisível, isto é, o comportamento sazonal é influenciado por fatores que não necessariamente irão se repetir, de forma previsível, de período sazonal para período sazonal. Vale ressaltar, ainda, que a sazonalidade estocástica pode ser de dois tipos: estocástica não-estacionária e estocástica integrada. A sazonalidade estocástica não-estacionária não é perfeitamente previsível, e

seus efeitos se dissipam ao longo do tempo; e a estocástica integrada apresenta mudanças significativas de longo prazo. A compreensão do que é a sazonalidade estocástica integrada se dá ao fazer uma analogia com o caso da integração no longo prazo, em que uma tendência determinística não consegue descrever a série, dado que essa se comporta como se a tendência estivesse mudando ao longo do tempo. A sazonalidade integrada opera como se o padrão sazonal estivesse se modificando ao longo do tempo.

Os estudos sobre integração sazonal são importantes, dado que os efeitos dos métodos de ajustamento sazonal sobre a inferência estatística não são claros. Quando se estudam modelos que usam *lags* da variável dependente como explicativa, os efeitos da sazonalidade são ainda mais obscuros. De acordo com Madalla e Kim (1998), pode-se perfeitamente encontrar séries dessazonalizadas que suportam a hipótese de apenas uma raiz unitária, todavia considerando os dados sem ajustamento sazonal, os resultados tornam-se inconclusivos.

Para a análise de tendência e sazonalidade dos preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil, são realizados testes estatísticos no intuito de verificar se de fato existem esses componentes, e de que tipo eles se apresentam, isto é, se determinística, estocástica ou uma combinação das duas.

Vale ressaltar que há vários procedimentos para a realização do teste de raiz unitária sazonal. O mais comum é o procedimento proposto por Hylleberg et al. (1990), conhecido por teste HEGY, utilizado neste estudo.

Para testar a hipótese de que as séries possuem raízes unitárias sazonais e não-sazonais (tendência estocástica), foi efetuado o teste HEGY, na versão para dados mensais proposta por Beaulieu e Miron (1993). Para isso, o autor utilizou o operador de diferença sazonal mensal, Δ_{12} , pelo fato de poder ser decomposto como:

$$1 - L^{12} = (1 - L)(1 + L)(1 - iL)(1 + iL) \\ \times [1 + (\sqrt{3} + i)L/2][1 + (\sqrt{3} - i)L/2] \\ \times [1 - (\sqrt{3} + i)L/2][1 - (\sqrt{3} - i)L/2]$$

$$x[1+(\sqrt{3}+i)L/2][1-(\sqrt{3}-i)L/2]$$

$$x[1-(\sqrt{3}+i)L/2][1+(\sqrt{3}-i)L/2]$$

Neste caso, o operador de diferença (Δ_{12}) apresenta 12 raízes no círculo unitário, e todos os termos, à exceção de (1-L), correspondem a raízes unitárias sazonais. Assim, o teste de raiz unitária para séries mensais é realizado atestando-se a significância estatística dos parâmetros de uma outra regressão auxiliar, conforme apresentado a seguir:

$$\varphi^*(L)y_{8t} = \sum_{k=1}^{12} \pi_k y_{k,t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (17)$$

em que $\varphi^*(L)$ é uma função polinomial de L, o operador de defasagens, e μ é um componente determinístico, podendo ser uma constante, variáveis *dummies* sazonais ou uma tendência.

O teste de raízes unitárias sazonais é equivalente ao teste dos níveis de significância dos coeficientes da regressão (18) estimada por MQO.

$$\begin{aligned} \varphi^*(L)y_{8t} = & \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \pi_5 y_{4,t-2} + \pi_6 y_{4,t-1} + \\ & + \pi_7 y_{5,t-2} + \pi_8 y_{5,t-1} + \pi_9 y_{6,t-2} + \pi_{10} y_{6,t-1} + \pi_{11} y_{7,t-2} + \pi_{12} y_{7,t-1} + \\ & + \mu_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (18)$$

As variáveis da equação (18) são descritas pelos seguintes polinômios:

$$y_{1t} = (1+L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)Y_t$$

$$y_{2t} = -(1-L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)Y_t$$

$$y_{3t} = -(1-L^2)(1+L^4+L^8)Y_t$$

$$y_{4t} = -(1-L^4)(1-\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)Y_t$$

$$y_{5t} = -(1-L^4)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)Y_t$$

$$y_{6t} = -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1-L+L^2)Y_t$$

$$y_{7t} = -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1+L+L^2)Y_t$$

$$y_{8t} = (1 - L^{12})Y_t \quad (19)$$

Utilizando-se o MQO na estimação da equação (18), obtêm-se os parâmetros π_{is} e, posteriormente, analisa-se a sua significância estatística através das estatísticas “t” e “F”, cujos valores críticos são apresentados em Franses (1990) e Franses e Hobijb (1997). O teste de significância estatística de π_1 e π_2 é feito com base na estatística “t” e o da significância conjunta dos parâmetros com base na estatística “F”.

De acordo com Lutkepohl e Kratzig (2004), o processo gerador da série y_t tem uma raiz unitária não-sazonal na frequência zero (tendência estocástica) se $\pi_1 = 0$ e raiz unitária sazonal se qualquer um dos demais π_{is} (2, 3, ..., 12) for igual a zero. Em razão de os pares de raízes unitárias complexas serem conjugados, para que y_t tenha raízes complexas é necessário que $\pi_i = \pi_{i=1} = 0$, sendo $i = 3, 5, 7, 9, 11$, para que y_t tenha raízes complexas.

Tratando-se de uma situação em que o parâmetro π_1 é igual a zero e os demais são diferentes de zero, a sazonalidade pode ser modelada com a utilização de variáveis *dummies* sazonais e com a primeira diferença da série y_t . Porém, se todos os coeficientes de π_{is} são estatisticamente iguais a zero, o procedimento adequado é a utilização do operador de diferença sazonal de periodicidade mensal, isto é, utilizar o operador Δ_{12} . No caso de $\pi_2 = 0$, a série y_t possui raiz unitária semi-anual ou, alternativamente, de dois ciclos por ano. E se $\pi_2 = \pi_4 = 0$, a série possui raízes unitárias complexas i e $-i$, o que equivale dizer que a série contém raízes unitárias na frequência anual.

Em relação ao número de defasagens ideal para se fazer o teste de raízes unitárias, esse deve ser escolhido antes de se fazer o teste, isto é, começa-se com um número X de defasagens de acordo com a característica do produto. Sendo uma série composta de dados mensais com 12 defasagens, seleciona-se a defasagem ótima de acordo com os critérios de Akaike, Hannan-Quinn ou Schwarz. No caso deste estudo, toma-se como base o critério de Schwarz, que, segundo Enders (1995), é o mais parcimonioso.

Após a realização do teste de raiz unitária sazonal, estimam-se duas equações no intuito de verificar o comportamento da tendência determinística e de detectar a sazonalidade determinística.

Em relação à modelagem da tendência determinística, para sua constatação, utiliza-se o modelo de crescimento exponencial, e esse é expresso da seguinte forma:

$$y_t = ae^{bt} \varepsilon_t \quad (20)$$

Após a linearização¹⁰ do modelo, de modo a possibilitar o cálculo das estimativas dos parâmetros, estima-se o modelo, e esse é expresso na seguinte forma.

$$\ln y_t = \ln a + bt \quad (21)$$

em que $\ln y_t$ é logaritmo da variável y no ano t ; a , parâmetro que representa o valor médio da variável y ; e b , logaritmo da taxa geométrica de crescimento (TGC) somada de um $(1+i)$. A TGC é assim obtida:

$$\ln(1+i) = b$$

$$1+i = \text{antilog}(b)$$

$$i = \text{antilog}(b) - 1$$

em que i é a taxa geométrica de crescimento no período.

A taxa de crescimento em percentual é dada por:

$$R = [\text{antilog}(b) - 1] * 100$$

A forma de verificar os efeitos ou impactos que os diferentes meses do ano exercem sobre a série de tempo, neste estudo os preços recebidos pelos produtores de suínos nos diversos estados em análise, pode ser efetuada com a estimação de índices sazonais. O cálculo de tais índices consistirá da

¹⁰ A linearização é obtida pela aplicação de logaritmos nos dois termos da expressão (20).

especificação de uma equação de regressão, que é estimada pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO), tendo como variável dependente a série y_t livre do comportamento da tendência. Como variáveis independentes, são usadas 12 variáveis binárias, em razão de se estar trabalhando com dados mensais. Assim, a equação estimada é:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_{1T} + \alpha_2 S_{2T} + \alpha_3 S_{3T} + \dots + \alpha_{12} S_{12T} + u_t \quad (22)$$

que pode ser reescrita da seguinte forma:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{12} \alpha_i S_{it} + u_t \quad (23)$$

em que S_{it} ($i = 1, 2, 3, \dots, 12$) assume valor zero e 1, isto é, tem valor 1 quando t se refere ao período sazonal i , e zero para os demais períodos; α_0 é intercepto da equação; u_t , termo de erro aleatório; e α_i , efeito sazonal no i -ésimo período.

A equação (23) possui intercepto (α_0) e, neste caso, para evitar o problema econométrico de multicolinearidade perfeita, deve-se igualar um dos valores de α_i a zero (neste estudo é o α_1). Assim o índice α_i (para todo $i \neq 1$) representa o efeito sazonal do i -ésimo mês em relação ao valor observado no primeiro mês, ou seja, é a diferença que deve ser acrescida ou subtraída do valor observado no mês-base a fim de eliminar o efeito sazonal.

A significância estatística dos coeficientes estimados na equação (23) é testada com a utilização do teste – F de Snedor e pela estatística t de Student.

3.3.2.1. Tendência única comum

Em toda análise que envolve dados de séries temporais, deve-se, primeiramente, realizar a identificação da ordem de integração das séries de preços, e essa é feita por meio do teste de raiz unitária sazonal de HEGY para dados mensais, conforme salientado anteriormente.

A identificação da ordem de integração das variáveis é de fundamental importância por permitir que se determine se a série possui raiz unitária ou se é estacionária. Tal identificação faz com que o comportamento espúrio entre as variáveis possa ser evitado. É de suma importância observar que os pressupostos estatísticos usuais de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo somente permanecem válidos quando as variáveis em nível são estacionárias.

Após a identificação da ordem de integração, busca-se por localidades que possuem um fator integrador comum, isto é, que possuem a mesma tendência de comportamento ao longo do tempo, e esta é obtida de acordo com a metodologia proposta por Gonzalo e Granger (1995) e utilizada por González-Rivera e Helfand (2001). Segundo os referidos autores, o fator integrador comum é associado às variáveis observadas e permite a identificação da(s) localidade(s) que contribui(em) para o relacionamento de longo prazo dos preços.

A existência de um único fator integrante, para todos os preços, implica que: (1) os preços devem estar co-integrados, e (2) deve haver $n-1$ vetores co-integrantes. Se os custos de transações forem não-estacionários, $n-1$ vetores co-integrantes devem ser encontrados quando os preços forem medidas líquidas dos custos de transações.

Gonzalo e Granger (1995) e González-Rivera e Helfand (2001) discutem os aspectos formais da relevância e das implicações de um único fator integrador comum entre as séries de preços de diferentes localidades como definido a seguir.

Considere P_t um vetor $n \times 1$ não-estacionário, $I(1)$, de preços logaritmizados $P_t = \{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{kt}\}$, em que p_{it} é o logaritmo do preço de uma mercadoria no tempo t no mercado i . Supondo que P_t possa ser decomposto em um componente permanente e outro transitório, tem-se:

$$P_t = A_{k \times s} f_t + \tilde{P}_t \quad (24)$$

em que f_t é um vetor $s \times 1$ de fatores de raízes unitárias comuns $s (s < n)$, e \tilde{P}_t é um vetor $n \times 1$ de componentes estacionários, ou seja, $I(0)$.

Cada elemento no vetor P_t pode ser explicado por uma combinação linear de um número menor de fatores comuns f_{jt} (componentes permanentes) $I(1)$, mais um componente transitório $I(0)$ (por exemplo, $p_{it} = \sum_{j=1}^s a_{ij} f_{jt} + \tilde{p}_{it}$). No longo prazo, as variáveis p_{it} se movimentam juntas, dado que elas compartilham as mesmas tendências estocásticas.

A representação (24) é conhecida como a do fator comum e sua existência é garantida se e somente se existem $n-s$ vetores co-integrantes entre os elementos do vetor P_t (teorema da representação de Engle e Granger, 1987, citados por González-Rivera e Helfand, 2001).

A metodologia uniequacional proposta por Engle e Granger (1987) não é indicada para testar co-integração quando se considera a possibilidade de haver mais de um vetor de co-integração, ou quando há endogeneidade do regressor, isto é, relação causal no sentido da variável dependente para a(s) explicativa(s). Como neste estudo pretende-se buscar o maior conjunto de localidades que compartilham $n-1$ vetores co-integrantes, a análise é conduzida por uma estrutura multivariada, e o VAR de ordem reduzida, proposto por Johansen (1988 e 1991), é o mais indicado neste caso.

O procedimento de Johansen (1988 e 1991) para testar a co-integração baseia-se na versão reparametrizada de um modelo VAR(p), em que p é o número de defasagens das variáveis.

Os modelos VAR tradicionais têm limitação devido ao fato de as séries serem estacionárias. Assim, antes de usá-los é necessário verificar a situação das séries. Caso sejam não-estacionárias, pode-se estimar um VAR restrito ou reparametrizado, denominado Vetor de Correção de Erro (VEC), em que esse é representado pela seguinte expressão:

$$\Delta P_t = \mu + \Pi P_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \Gamma_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta P_{t-p+1} + \rho D_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

em que $\Pi = I - (\Pi_1 + \dots + \Pi_p)$ e $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \Sigma)$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ para qualquer t diferente de s ; D_t são *dummies* sazonais; P_t , vetor com n variáveis; e Γ e Π , matrizes $n \times n$; e Π tem rank ou posto reduzido $n-s$. A matriz Π pode ser escrita como $\Pi = \alpha\beta'$, em que α é uma matriz de coeficientes $n \times (n-s)$, e β

é uma matriz de vetores co-integrantes $n \times (n-s)$. Usando-se esta expressão para Π , tem-se $\Pi P_{t-1} = \alpha \beta' P_{t-1} = \alpha Z_{t-1}$. O termo de correção de erro, também conhecido como desequilíbrio de curto prazo, é $Z_{t-1} = \beta' P_{t-1}$, e α é a matriz de ajustamento dos coeficientes de ajuste. Os elementos da matriz β cancelam as raízes unitárias comuns em P_t e, no longo prazo, ligam os movimentos dos elementos de P_t .

Nesse contexto, a definição da extensão de um mercado integrado exige que $s=1$, porque se está procurando por localidades que compartilham a mesma informação de longo prazo.

A representação do fator comum (24) torna-se:

$$p_{it} = a_{i1} f_{1t} + \tilde{p}_{it} \quad i = 1 \dots n \quad (26)$$

Assim, segundo González-Rivera e Helfand (2001), procurar por um único fator integrador comum entre as séries de preços é equivalente a procurar por $n-1$ vetores de co-integração. Portanto, nesse método, o mercado econômico não é definido, a priori, pelo conjunto de localidades onde um bem é produzido e, ou, consumido, e nem a existência de preços co-integrados é suficiente para dimensionar o mercado. Portanto, ele deve ser dimensionado por uma busca multivariada de um único fator comum.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), a existência de $n-1$ vetores de co-integração indica que os vetores podem ser normalizados de forma que todas as localidades sejam pares co-integradas.

Para determinar quais localidades pertencem ao mesmo mercado, González-Rivera e Helfand (2001) recomendam que se deve começar com o conjunto máximo de localidades, n , e testar para $n-1$ vetores de co-integração. Tal procedimento é realizado por meio do teste da razão de probabilidade de Johansen, baseado na estatística de traço.

O teste de Johansen para o número de vetores co-integrantes tem foco no teste do rank de Π . O processo de se testar o rank de Π ocorre conjuntamente com a estimação dos vetores co-integrantes e do modelo vetor de correção de erros (VEC). Quando o número de relações co-integrantes é

identificado, têm-se estimados não apenas os vetores co-integrantes, mas também a dinâmica de curto prazo do sistema dado pela equação (25).

O rank da matriz Π e da matriz Γ é igual ao número de vetores (relações) de co-integração linearmente independente. O número de relações de co-integração corresponde ao número de autovalores estatisticamente diferente de zero. Três situações podem ocorrer em relação ao posto (r), quais sejam:

1. se $r = n$, então ΔP_t é estacionário e o modelo deve ser ajustado com variáveis em nível;
2. se $r = 0$, então ΔP_t é estacionário e o modelo corresponde a um Var nas diferenças; e
3. se $0 < r < n$, existem matrizes α e β tal que $\Pi = \alpha\beta'$, ou seja, existem combinações lineares dos componentes de P_t que são estacionárias, apesar de individualmente esses componentes serem I (1). Os vetores de β são chamados de vetores de co-integração.

O método de Johansen consiste em estimar a matriz Π por máxima verossimilhança na forma irrestrita. Em seguida, testam-se as restrições decorrentes do posto de Π . A hipótese nula de que existem “ r ” vetores de co-integração é verificada usando-se dois testes de razão de verossimilhança, quais sejam o teste do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e o teste do autovalor (λ_{max}).

O teste do traço é:

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

em que λ_i é o i -ésimo autovalor. Já no teste o maior autovalor é simplesmente a diferença entre as estatísticas do traço consecutivas, como:

$$\lambda_{\text{max}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad \text{ou} \quad \lambda_{\text{max}} = \lambda_{\text{traço}} - \lambda_{\text{traço}+1}$$

em que $\hat{\lambda}$ são as raízes características de Π e Γ é o número de observações.

Os $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_n$ (obtidos através da matriz de variância-covariância de regressões auxiliares) são autovalores de Π ordenados.

Se $\hat{\lambda}_i = 0$ ou $\ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 0$, a i -ésima combinação linear das variáveis não é estacionária. Valores dos testes significativos indicam relação estacionária.

A primeira estatística testa $H_0: r \leq r_0$ contra $H_a: r > r_0$ e a segunda $H_0: r = r_0$ contra $H_a: r = r_0 + 1$.

Os valores críticos para os testes estatísticos podem ser obtidos em Maddala e Kim (1998). Vale ressaltar que é comum os resultados desses dois testes divergirem (HARRIS, 1995). Nesses casos, Enders (1995) sugere utilizar o resultado do máximo autovalor.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), caso o número de vetores de co-integração, r , seja menor que $n-1$, é necessário identificar as localidades que deverão ser removidas do sistema. Para removê-las, implementa-se um procedimento seqüencial que se inicia com o núcleo de m localidades ($m < n$), e testa-se o número de vetores de co-integração. Se o número for $m-1$, adiciona-se uma localidade. Com $m+1$ localidades, a nova localidade poderá ou não compartilhar uma tendência comum com as m localidades anteriores. No primeiro caso, deverão ser encontrados m vetores co-integrados, enquanto no segundo continuarão sendo encontrados $m-1$ vetores, com adição de uma segunda tendência comum às $m + 1$ localidades. Se é obtida uma tendência comum, repete-se o procedimento adicionando uma localidade de cada vez. Se não for encontrada uma tendência comum, a localidade adicionada que acrescentou uma segunda tendência deverá ser excluída, repetindo-se o procedimento até que o número de localidades se esgote.

No intuito de evitar problemas potenciais devido à exclusão seqüencial, González-Rivera e Helfand (2001) sugerem que sejam consideradas ordenações diferentes, para verificar se a exclusão de localidades é invariante à ordem na qual elas foram analisadas.

3.3.2.2. O padrão de interdependência

O padrão de interdependência refere-se ao conjunto de relações entre as diferentes localidades do mercado, como revelado pela análise do modelo

vetor de correção de erros. O VEC na equação (25) resume as dinâmicas de curto prazo do vetor P_t como uma função da proporção α do desequilíbrio passado Z_{t-1} mais $p-1$ defasagens de cada Δp_i . No modelo, a matriz α de coeficientes de ajustamento é de interesse particular por conter a informação necessária para descobrir a estrutura espacial do mercado.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), a estimação dos elementos da matriz α (coeficientes de ajustamento) e a análise da sua significância estatística são utilizadas para a identificação de diferentes padrões de comportamento dentro de um VEC, isto é, contém informações necessárias para descobrir a estrutura espacial do mercado.

A magnitude dos elementos da matriz α fornece informações relacionadas à velocidade de ajuste da respectiva variável a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno de α indica que, numa situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável preço ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Já um coeficiente elevado, ao contrário, indica que este ajuste se produz rapidamente.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), se todos os elementos da matriz α apresentarem-se estatisticamente significativos, tem-se um sistema no qual cada estado reage a todo desequilíbrio de todos os outros estados. Esse é um caso de extrema interdependência do padrão de comportamento dos estados, no qual a informação contida nos preços é gerada em cada um.

Outro padrão a ser testado, segundo os autores citados, é o caso extremo: um estado central exógeno i domina o comportamento de longo prazo de todos os outros estados. Nesse caso, deve-se observar se, na equação do VEC para a localidade i , todos os α_{ij} , $j = 1, 2, \dots, n-1$ são estatisticamente iguais a zero. Esse é um teste de exogeneidade fraca, com as seguintes hipóteses nula e alternativa, respectivamente:

$$H_1: \alpha_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, n-1$$

$$H_2: \text{pelo menos um } \alpha_{ij} \neq 0$$

As hipóteses são testadas utilizando-se a estatística razão de verossimilhança (LR), definida como

$$LR=2[\ln(L) - \ln(L^*)] \sim \chi_m^2 \quad (27)$$

em que $\ln(L)$ refere-se ao logaritmo natural do valor da função de verossimilhança irrestrita e $\ln(L^*)$ diz respeito ao logaritmo natural da função de verossimilhança que obedece às restrições impostas pela hipótese nula.

Os valores da estatística LR são comparados com os valores críticos da distribuição qui-quadrado (χ^2) com m graus de liberdade, no qual m refere-se ao número de restrições impostas na hipótese nula.

Caso os valores de LR seja superior ao valor χ_m^2 , rejeita-se a hipótese nula, e constata-se que o estado i não domina o comportamento dos preços nos outros estados. Já a aceitação da hipótese nula sugere a existência de estados exógenos.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), entre os extremos descritos, muitos outros padrões são possíveis. Entretanto, para se revelar o padrão de interdependência num mercado, ou para determinar se uma especificação bivariada é adequada, é necessário começar com um modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) multivariado. Assim, os testes para exogeneidade fraca e para restrições posteriores podem apropriadamente reduzir o sistema.

3.3.2.3. O grau de integração de mercado

De acordo como González-Rivera e Helfand (2001), muitos estudos tentam responder questões sobre o grau de integração de mercado baseados em medidas parciais derivadas de um modelo VEC bivariado, sendo comum analisar a magnitude dos coeficientes de ajustamento (α) ou a significância estatística da estrutura de defasagens (Γ).

À medida que define o grau de integração do mercado pode ser obtida mediante a avaliação das estimativas da equação (25), as quais são sumarizadas numa única medida.

Segundo González-Rivera e Helfand (2001), o equilíbrio de longo prazo entre os preços pode ser escrito de forma normalizada, conforme Phillips (1991), ou seja, como:

$$p_{1t} = -(c_i/\beta_{1i}) - (\beta_{2i}/\beta_{1i})p_{2t} - \dots - (\beta_{ni}/\beta_{1i})p_{nt} + z_{it} \quad i = 1 \dots (n - s) \quad (28)$$

em que c_i é uma constante e P_1, P_2, \dots, P_n são os preços dos estados que fazem parte do mercado. Na suposição de que exista um choque no VAR adjacente que perturba o equilíbrio de longo prazo entre os p_{it} , tem-se $|z_{it}| \neq 0$. Pelo fato da equação (28) ser uma relação de co-integração, o vetor Z_t é estacionário. Sendo assim, o efeito do choque será transitório e eventualmente desaparecerá, e o equilíbrio de longo prazo será estabelecido. Assim, González-Rivera e Helfand (2001) definiram o grau de integração como o tempo de reação necessário para que cada relação de equilíbrio de longo prazo absorvesse um choque em todo o sistema, o qual dependerá de todos os coeficientes estimados de α , β e Γ . Pela análise conjunta do impacto destes coeficientes, torna-se possível construir uma ordenação consistente dos mercados baseados no tempo de reação. González-Rivera e Helfand (2001) adotaram a metodologia de Pesaran e Shin (1996), ao elaborarem perfis de persistência.

Um perfil de persistência caracteriza a resposta da relação de co-integração $Z_t' = \beta' P_t$ para o sistema como um todo, ao invés de um choque individual, em que a resposta é medida em unidades de variância. Um choque no sistema como um todo é entendido como uma amostra de uma distribuição multivariada do vetor $\varepsilon_t = \{\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt}\}$. A vantagem de se considerar um choque no sistema como um todo é que os perfis de persistência são funções únicas e não existe a necessidade de ortogonalizar os choques individuais.

No tempo t , a matriz de variância-covariância do choque ε_t é dada por Ω . Estuda-se a propagação desse choque no tempo $(t+1, t+2, \dots)$, condicionando a informação do tempo $t-1$. Sendo assim, com um choque inicial na economia, no tempo t , e considerando a informação até o tempo $t-1$, o perfil de persistência focaliza-se na variância incremental do erro de

desequilíbrio no tempo $t + k$, à medida que o horizonte de tempo aumenta em um período. Em sistemas estacionários, um choque provavelmente desaparecerá, o que significa que sua variância incremental se torna menor, à medida que o tempo passa e se aproxima de zero, à medida que o tempo vai para o infinito.

Pesaran e Shin (1996) definiram o perfil de persistência (sem escalonamento) como

$$H_z(k) = \text{var}(Z_{t+k} / \psi_{t-1}) - \text{var}(Z_{t+k-1} / \psi_{t-1}) \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (29)$$

em que ψ_{t-1} é conjunto de informações até o tempo "t-1"; $\text{var}(Z_{t+k} / \psi_{t-1})$, variância de Z_{t+k} , condicionada ao conjunto de informações; e "k", horizonte de tempo. A definição (31) é interessante para que $\text{var}(Z_{t+k} / \psi_{t-1})$ seja a variância do passo à frente "k=1" do erro de previsão Z_t , e essa pode se expressa da seguinte forma:

$$\text{var}(Z_{t+k} / \psi_{t-1}) = E \left\{ \left[Z_{t+k} - E(Z_{t+k} / \psi_{t-1}) \right]^2 / \psi_{t-1} \right\} \quad (30)$$

em que $Z_{t+k} - E(Z_{t+k} / \psi_{t-1})$ é erro de previsão "k + 1" de Z_t . De acordo com essa interpretação, a equação (30) mostra que o perfil de persistência é uma mudança na variância da previsão Z_{t+k} com respeito à variância da previsão Z_{t+k-1} baseada no conjunto de informações ψ_{t-1} .

A partir da expressão (24) e considerando $z_t = c + \beta' P_t$, tem-se:

$$z_t = c + \beta' A f_t + \beta' \tilde{P}_t = c + \beta' \tilde{P} \quad (32)$$

em que a última igualdade segue de $\beta^T . A = 0$, pois z_t é estacionária. Conseqüentemente, tem-se:

$$H_z(k) = \beta' \cdot \left\{ \text{var} \left(\tilde{P}_{t+k} / \psi_{t-1} \right) - \text{var} \left(\tilde{P}_{t+k-1} / \psi_{t-1} \right) \right\} \cdot \beta \quad (33)$$

em que $k = 0, 1, 2, \dots$

Para facilitar a comparação entre diferentes perfis, escalona-se $H_z(k)$. Para $k = 0$, $H_z(k) = \beta' \left\{ \text{Var} \left(\tilde{P}_{t+k} / \psi_{t-1} \right) - \text{Var} \left(\tilde{P}_{t+k-1} / \psi_{t-1} \right) \right\} \beta = \beta' \Omega \beta$. Assim, define-se uma matriz diagonal G que contém a inversa da raiz quadrada dos elementos da diagonal de $H_z(0)$, $G = \text{diag} \left\{ \left[H_{1,1}(0) \right]^{1/2}, \dots, \left[H_{n-s,n-s}(0) \right]^{1/2} \right\}$. O perfil de persistência escalonado é, portanto, expresso como:

$$H_z(k) = G.H_z(k).G = \left\{ h_{i,j}(k) \right\}; k = 0, 1, 2, \dots \quad (34)$$

Considerando o impacto no tempo $k = 0$, o perfil $h_{i,j}(k) = 1$ para $i = 1, 2, \dots, n-s$.

3.4. Análise dos determinantes do grau de integração

No intuito de verificar quais as variáveis mais relevantes para explicar as variações no grau de integração, é estimada uma regressão linear múltipla pelo método dos mínimos quadrados ordinários, tendo como variável dependente o perfil de persistência mediano e como variáveis explicativas os fatores determinantes do grau de integração (representados pelo capital físico, capital humano, oferta, demanda e comércio).

Entretanto, inúmeras variáveis são utilizadas para explicar os fatores que afetam o grau de integração nos mercados de suínos, e, como muitas destas apresentam alto grau de correlação entre si, é comum deparar-se com multicolinearidade entre as variáveis.

Essa multicolinearidade interfere na estimativa das variâncias dos parâmetros da equação, por conseguinte afeta a sua significância, uma vez que torna difícil a obtenção de estimativas com pequeno erro-padrão. Esse problema pode ser contornado pelo uso da técnica estatística multivariada,

mediante uma de suas variantes, no caso a análise dos componentes principais.

A análise dos componentes principais tem como principal objetivo explicar a estrutura de variância e covariância de um vetor aleatório, composto de p – variáveis aleatórias, através da construção de combinações lineares das variáveis originais. Essas combinações lineares são chamadas de componentes principais e são não-correlacionados entre si. Assim, com p – variáveis originais é possível obter-se p componentes principais. No entanto, em geral, deseja-se obter um número menor de variáveis. Assim, as informações contidas nas p variáveis são resumidas em k – componentes principais ($k < p$) não-correlacionados.

De acordo com Mingoti (2005), o sistema de variabilidade do vetor aleatório composto das p -variáveis originais é aproximado pelo sistema de variabilidade do vetor aleatório que contém os k componentes principais. Assim, a qualidade dessa aproximação depende do número de componentes mantidos no sistema, e essa pode ser mensurada por meio da avaliação da proporção de variância total explicada por esses componentes. Entre todos os componentes principais, o primeiro apresenta a maior variância, o segundo detém a segunda maior variância, e assim sucessivamente.

A determinação do primeiro componente principal, aquele que explica a maior variabilidade global das variáveis, consiste em determinar os autovalores (λ_i) e os autovetores (α_i) associados à matriz de covariância Σ (desenvolvida dos dados originais) ou matriz de correlação R (variáveis originais padronizadas). Do autovalor, origina-se a variância do respectivo componente principal, enquanto seus elementos fornecem os coeficientes usados para obter os componentes principais.

Quando a distribuição de probabilidade do vetor aleatório em estudo é normal p -variada, os componentes principais, além de não-correlacionados, são independentes e possuem distribuição normal. Entretanto, a suposição de normalidade não é requisito necessário para que a técnica de análise dos componentes principais possa ser utilizada. A obtenção dos componentes principais envolve a decomposição da matriz de covariâncias do vetor aleatório de interesse. Caso seja feita alguma transformação neste vetor aleatório, os

componentes deverão ser determinados utilizando-se a matriz de covariâncias relativa ao vetor transformado. Uma transformação usual é a padronização das variáveis do vetor pelas respectivas médias e desvios-padrão, em que são geradas novas variáveis centradas em zero e com variâncias iguais a 1. Neste caso, os componentes principais são determinados a partir da matriz de covariâncias das variáveis originais padronizadas, o que é equivalente a obter os componentes principais utilizando-se a matriz de correlação das variáveis originais (MINGOTI, 2005).

Segundo Ferreira e Souza (1997), citando Cruz (1990), a viabilidade de utilização dos componentes principais dependerá da possibilidade de resumir o conjunto de dados de variáveis originais em apenas poucos componentes, o que significaria ter uma boa aproximação do comportamento dos estados, orientados de um espaço q-dimensional. Caso este requisito seja satisfeito, esta técnica proporcionará uma simplificação considerável nos cálculos estatísticos e na interpretação dos resultados com relação aos demais métodos alternativos, principalmente quando o número de observações for relativamente grande.

Matematicamente, x é um vetor de q variáveis cuja matriz de variância-covariância (Σ) é o j -ésimo componente principal de Σ é definido como

$$\gamma_j = \sum_{i=1}^p \alpha_{ij} x_i \quad j = 1, 2, \dots, p \quad (35)$$

em que o vetor α_j é tal que a variância de γ_j , $VAR(\gamma_j) = \alpha_j' \Sigma \alpha_j$, é maximizada, sujeita às seguintes restrições:

$$(i) \alpha_j' \alpha_j = 1$$

$$(ii) \alpha_j' \alpha_k = 0 \quad k \neq j$$

A restrição (ii) impõe ortogonalidade entre os p componentes principais. Esta maximização condicionada envolve a solução dos autovalores e autovetores de Σ , o que requer que se resolva a seguinte equação:

$$(\Sigma - \lambda_j I_p) \alpha_j = 0 \quad (36)$$

O valor máximo da variância é dado por

$$VAR(\alpha_j' x) = \alpha_j' \Sigma \alpha_j = \alpha_j' \alpha_j \lambda_j = \lambda_j$$

em que λ_j é o maior autovalor de Σ e α_j o autovalor correspondente.

A soma das variâncias dos p componentes principais é igual à soma das variâncias das variáveis originais. As variáveis com maior variância tenderão a ser dominantes nos componentes principais iniciais.

O cálculo dos componentes principais a partir da matriz de correlações das variáveis X é recomendado caso as variáveis originais apresentem variâncias muito distintas. Neste caso, tem-se

$$\sum_{j=1}^p \lambda_j = p \quad (37)$$

Na análise dos componentes principais é importante conhecer o grau de correlação de cada uma das variáveis originais com cada componente principal, como forma de auxiliar na compreensão dos efeitos representados pelos componentes.

Em termos práticos, para se fazer uso dos k componentes principais amostrais considerados mais relevantes na análise dos dados, é necessário calcular os seus valores numéricos para cada estado, os chamados escores dos componentes. Uma vez estimados os escores para cada um dos componentes, pode-se então estimar uma regressão para examinar os determinantes do grau de integração nos mercados de suíno.

A variável dependente na análise dos determinantes do grau de integração nos mercados de suínos é o perfil de persistência mediano, calculado para cada par de localidades. Essa variável é definida como o número de períodos necessários para que aconteçam 50% dos ajustamentos e seja alcançado o equilíbrio de longo prazo.

Quanto às variáveis explicativas, são utilizadas informações estaduais que podem ser consideradas *proxys* do capital humano, capital físico, oferta, demanda e comércio.

As variáveis explicativas selecionadas dizem respeito aos custos de movimentação de bens e informações, bem como à produção, ao consumo e ao comércio de suínos, e estão relacionadas ao capital humano.

As variáveis que buscam representar os custos de movimentação de bens e informações entre os estados, bem como a questão sanitária desses, são apresentadas a seguir:

- Distância (km) linear entre as capitais e São Paulo, pelas principais rodovias federais (Guia 4 Rodas, 1997).
- Estimativa dos custos de transporte médios, pagos pelos produtos agropecuários, em cada estado (R\$/km/t).
- Parcela estadual de rodovias federais em 1997 (percentual do total nacional) (IBGE – Anuário dos Transportes, 1997).
- Densidade de rodovias federais pavimentadas em 1997 (km de estrada/100 km² de área) (IBGE – Anuário dos Transportes, 1997).
- Números de terminais telefônicos para cada 100 habitantes (IBGE – Anuário Estatístico – vários anos).
- Chamadas telefônicas de longa distância, *per capita* – média 1993 a 1998 (IBGE – Anuário Estatístico – vários anos).
- Número de casos de febre aftosa – soma dos anos de 1988 a 1994 e 1998 (Boletim de Defesa Sanitária Animal – vários anos).
- Número de casos de peste suína clássica – soma dos anos de 1988 a 1994 e 1998 (Boletim de Defesa Sanitária Animal – vários anos).

As variáveis explicativas que visam captar informações relativas à produção, ao consumo e ao fluxo de comercialização entre os estados são descritas a seguir:

- Produção de suíno (% do total nacional) por estado, média de 1985, de 1996 e de 2003 (Informe Agropecuário e Suinocultura Industrial – vários anos).
- População estadual (percentual do total nacional) – média de 1980, de 1991 e de 2000 (IBGE).

- Comércio de suínos, medidos pelo diferencial entre produção e consumo em relação à produção nacional – média de 1985, de 1996 e de 2003.
- Número de estabelecimentos de abate de suínos em 2003 (Ministério da Agricultura e Abastecimento, 2006).
- Taxa estadual de desfrute, média de 1985, de 1996 e de 2003 (cálculos do autor com base nos dados do Informe Agropecuário e Suinocultura Industrial – vários anos).

Já as variáveis que visam captar o efeito do capital humano no grau de integração dos mercados são:

- nível de escolaridade rural, medida em número médio de anos de estudo da população rural adulta com 25 anos ou mais de idade, média de 1981, de 1991 e de 2000 (PNAD e IBGE).

Outras variáveis relevantes que captam a influência do nível de renda dos estados na integração de mercado usadas no estudo são as que se seguem:

- PIB agrícola *per capita* – R\$/pessoa/ano (cálculos realizados a partir de dados do PIB agrícola, obtidos no site <http://www.ipeadata.gov.br>).
- PIB *per capita* – R\$/pessoa/ano (cálculos realizados a partir de dados do PIB agrícola, obtidos no site <http://www.ipeadata.gov.br>).
- Capital residencial rural – R\$/ano (<http://www.ipeadata.gov.br>).

3.5. Fonte dos dados

Para analisar o comportamento dos preços de suínos nas diferentes unidades da federação brasileira, utilizaram-se séries mensais dos preços recebidos pelos produtores de suínos, no período de janeiro de 1980 a março de 2005. As séries de preços foram obtidas na Fundação Getúlio Vargas (FGV), no banco de dados FGVDADOS. As séries de preços foram deflacionadas pelo IGP-DI da FGV utilizando como mês-base março de 2005.

Inicialmente, foram consideradas as séries de preços do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo, Acre, Pará, Paraíba, Pernambuco, Ceará e Bahia. Os preços praticados nos Estados do Amazonas, Roraima, Amapá, Piauí, Rio Grande do Norte, Tocantins e Maranhão foram

desconsiderados da análise devido às grandes descontinuidades nas séries. As séries de preços para Mato Grosso do Sul, Minas Gerais e Pará, embora apresentassem algumas descontinuidades de preços, foram mantidas na análise devido ao fato de se referirem a poucas observações isoladas. No caso do Mato Grosso do Sul e Pará, as observações foram completadas utilizando-se a média entre a observação anterior e a posterior. Já para Minas Gerais, as observações foram completadas utilizando dados de preços da associação dos produtores de Minas Gerais (ASEMG).

Para se obter a produção estadual de carne suína, utilizaram-se as seguintes informações: a) o número de animais abatidos foram obtidos no Informe Agropecuário de 1985 e 1996; já o peso médio do animal no País, que foi utilizado como uma proxy para o peso do animal em cada estado, foi obtido no ANUALPEC (vários anos) da FNP consultoria; b) para o ano de 2003, as informações acerca de produção foram obtidas na Suinocultura Industrial (2004).

Os dados referentes ao consumo *per capita* de carne suína nos estados brasileiros foram obtidos nas Pesquisas de Orçamento Familiar (POF), do IBGE, para os anos de 1987, 1996 e 2002. Os dados de 1987 e 1996 estão disponíveis nesta pesquisa (POF) para as principais regiões metropolitanas do País (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife e Salvador). Já para o ano de 2003 as informações de consumo de carne suína foram aquelas das Unidades da Federação do País, disponibilizadas pela POF. Em razão da necessidade de informações estaduais e da dificuldade de obtê-las, a solução encontrada para os anos 1987 e 1996 foi considerar o consumo das nove regiões metropolitanas como representativa do Estado em que estão localizadas. Para os demais estados que não possuem informações de consumo *per capita*, optou-se em considerar a média de consumo das localidades mais próximas. Dessa forma, foram consideradas as seguintes *proxies* para o consumo estadual de carne suína:

- Santa Catarina – usou-se a média de consumo observado entre Rio Grande do Sul e Paraná.
- Mato Grosso do Sul – média dos estados do Paraná e São Paulo.
- Mato Grosso – média do consumo dos estados do Pará e Goiás.
- Maranhão – média do consumo dos estados do Ceará e Pernambuco.

- Rio Grande do Norte – média do consumo dos estados do Ceará e Pernambuco.
- Paraíba – média do consumo dos estados do Ceará e Pernambuco.
- Sergipe – média do consumo dos estados da Bahia e Pernambuco.
- Espírito Santo – média do consumo dos estados do Rio de Janeiro e Minas Gerais
- Acre – considerou-se consumo igual ao de Mato Grosso.
- Rondônia – considerou-se o consumo igual ao do Mato Grosso.

As informações referentes à população estadual foram obtidas no site <http://datasus.gov.br>. Essas informações foram obtidas dos censos demográficos do IBGE de 1980, 1991 e 2000 e de estimativas intercensitárias realizadas pelo Ministério da Saúde para os períodos de 1981-1990, 1992-1995, 1997-1999 e 2001-2003.

As fontes das demais informações utilizadas na análise dos determinantes da integração de mercados já foram relacionadas anteriormente.

Os principais *softwares* empregados para a análise dos dados foram: *Econometric Views 5.0 (EViews 5.0)* da *Quantitative Micro Software*, *SPSS 13 for windows*, *JMULT* e *MICROFIT 4.0 for windows* da *Oxford University Press*.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este capítulo é constituído de três tópicos. No primeiro, com três subitens, discute-se a extensão do mercado brasileiro de suíno. Na segunda, aborda-se o padrão de relacionamento entre os mercados e, por último, o grau de integração do mercado brasileiro de suínos e seus determinantes.

4.1. Extensão do mercado

Na análise da extensão do mercado ou dos limites geográficos do mercado brasileiro de suínos, busca-se identificar localidades interligadas, direta ou indiretamente, por meio do comércio e que detêm o mesmo fluxo de informações ao longo do tempo.

Para delimitar os limites geográficos do mercado de suínos, primeiro procurou-se identificar o conjunto de localidades interligadas por meio do comércio contínuo. Para isso, consideraram-se 16 estados, dos 26 da federação brasileira, como os participantes desse mercado no País e, posteriormente, os estados que compartilharam o mesmo fluxo de informações ao longo do tempo, ou seja, aqueles que apresentaram uma única tendência de comportamento no longo prazo.

Na delimitação da extensão do mercado, deve-se primeiro identificar as localidades interligadas por meio do comércio, isto é, se há um fluxo contínuo de comércio unidirecional. Após essa identificação, deve-se analisar o

comportamento dos preços nos mercados brasileiros de suínos no intuito de testar a ordem de integração das séries para posterior verificação das localidades que compartilham o mesmo fluxo de informação.

4.1.1. Identificando as localidades interligadas por meio do comércio

Pelo fato de não existirem dados de comércio doméstico de carne suína na maioria dos estados brasileiros, iniciou-se a análise mediante estimativa anual de fluxos de comércio em cada estado considerado no estudo, de modo a possibilitar a identificação daqueles que apresentavam inversões no comércio, isto é, aqueles que passaram de exportadores para importadores e vice-versa. Essa identificação fez-se necessária porque os mercados que apresentaram inversão foram excluídos da análise, dado que a metodologia adotada não mostra resultados consistentes caso ocorra tal alteração. Essa metodologia possibilita, ainda, a identificação de estados que estão próximos da auto-suficiência, candidatos à descontinuação do comércio.

A produção brasileira de carne suína, embora presente em todos os estados da federação, está concentrada nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, que somaram cerca de 89,5% da produção em 2003. Os estados do Sul responderam por cerca de 58,3% da produção de carne suína do País, e Santa Catarina foi responsável por, aproximadamente, 24,8% dessa produção, configurando-se como maior produtor desse tipo de carne, seguido pelos estados do Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, São Paulo, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás e Bahia, que participaram com cerca de 17,3%, 16,3%, 9,5%, 7,1%, 4,9%, 3,5%, 5,0 e 1,5% da produção total, respectivamente (ANUÁRIO DE SUINOCULTURA INDUSTRIAL, 2004).

Quanto ao comportamento do consumo de carne suína no Brasil, merece destaque o estado de São Paulo, que, em 2003, consumiu, aproximadamente, 35,81% desse tipo de carne, seguido de Minas Gerais, responsável por 15,3% do total consumido (POF-IBGE, 2004).

A Tabela 4 apresenta as estimativas interestaduais do potencial de comércio para os estados que possuem dados contínuos de preços no período de janeiro de 1985 a março de 2005. Esses estados participam com mais de 94% da produção e de consumo de carne suína no País.

A evolução dos fluxos de comércio de carne suína no período de 1986 a 2003 pode ser visualizada na Tabela 1. As três primeiras colunas mostram o diferencial entre o percentual de produção e consumo de carne suína em relação ao total nacional, nos anos de 1985, 1996 e 2003. Valores positivos indicam que o estado possui superávit na oferta em relação à demanda, comportando-se como exportador líquido para outras localidades, enquanto valores negativos indicam que o estado é deficitário na oferta de carne suína, importando-a de outras localidades para suprir a escassez. A magnitude, por sua vez, indica a proporção relativa do superávit ou déficit em relação à produção total, sendo que quanto menor for este valor, maior a propensão ao comércio com outras localidades.

Tabela 1 – Estimativas do índice de auto-suficiência (IAS) e comércio interestadual de carne suína para estados selecionados, nos anos de 1985, 1996 e 2003

Estados	Comércio ¹			IAS		
	1985	1996	2003	1985	1996	2003
Norte						
Acre	-0,06	0,04	0,04	0,76	1,27	1,23
Pará	0,33	-0,10	-0,88	1,19	0,93	0,39
Nordeste						
Ceará	-2,57	-0,48	-0,35	0,44	0,79	0,70
Paraíba	-1,40	-0,90	0,71	0,24	0,18	3,29
Pernambuco	-1,57	-1,73	0,49	0,46	0,30	1,51
Bahia	-6,76	-2,78	-0,87	0,20	0,36	0,44
Sudeste						
Minas Gerais	-14,96	-5,88	-1,18	0,39	0,58	0,89
Espírito Santo	-2,11	-0,61	0,07	0,35	0,57	1,09
Rio de Janeiro	-16,37	-4,77	-2,91	0,05	0,13	0,14
São Paulo	-33,14	-15,11	-17,91	0,16	0,26	0,28
Sul						
Paraná	8,90	11,62	12,31	1,94	2,78	3,48
Santa Catarina	17,61	26,31	20,53	4,79	7,95	5,87
Rio Grande do Sul	10,89	11,40	8,20	2,16	2,43	2,01
Centro Oeste						
Mato Grosso do Sul	-0,12	0,89	2,71	0,90	2,47	4,59
Mato Grosso	-0,08	1,06	3,95	0,93	2,52	5,28
Goiás	-0,48	0,51	3,13	0,88	1,30	2,65

Fonte: Dados da pesquisa.

¹ Valores negativos significam importação e valores positivos, exportação.

As três últimas colunas apresentam a razão entre a produção e o consumo de carne suína, definida como índice de auto-suficiência (IAS) para os diferentes estados, nos anos de 1985, 1996 e 2003. O IAS próximo de 1 revela que o estado está perto da auto-suficiência. Os valores inferiores a 1 indicam que a localidade se comportou como importadora de carne de outros estados, enquanto valores superiores a 1 mostram que o estado foi exportador de carne para outros estados durante o período analisado.

De acordo com os dados da Tabela 1, pode-se observar que a carne suína foi extensivamente comercializada dentro do País. Do total comercializado, 77,9% ocorreu dentro das fronteiras dos estados durante todo o período de análise, e apenas 22,1% da produção nacional foi destinada ao mercado internacional. No que se refere à demanda de carne suína, essa tem-se mantido em média constante ao longo dos anos, embora apresente períodos com alta intensidade de consumo e outros de baixa em alguns meses do ano. Quanto ao comércio, tem ocorrido continuamente fluxo estável entre as regiões com excedente para aquelas com escassez.

No Sudeste do Brasil está concentrado cerca de 41% da população. Esta região importou de forma consistente mais de 22% da produção nacional de carne suína, em 2003, indicando produção inferior às necessidades vigentes. Pela Tabela 1 pode-se observar que o Estado de São Paulo apresentou um decréscimo do déficit no período de 1985 a 2003, na ordem de 15,2%, o que mostra que este estado conseguiu suprir apenas 28% do consumo interno, e os demais 72% foram cobertos pelas importações em 2003. No caso de Minas Gerais e Rio de Janeiro, houve uma redução em suas importações, ou seja, a produção doméstica passou a atender 89% e 14% do consumo interno, respectivamente. Ressalta-se que o estado do Espírito Santo ficou bem próximo da auto-suficiência em 2003.

No que tange à Região Nordeste, observou-se que, entre 1985 e 1996, todos os estados em análise eram deficitários na produção de suínos, e que, em 2003, apenas o Ceará e a Bahia continuaram a apresentar esse déficit na produção, ou seja, tiveram uma produção inferior àquela necessária ao atendimento do consumo da população. Já na Paraíba e em Pernambuco ficou evidente que a produção passou a ser suficiente para atender as necessidades da população em termos de consumo de carne suína e, ainda, que esses

passaram a gerar excedente para exportação na ordem de 2,29% e 0,51%, respectivamente.

De modo geral, pode-se dizer que o Nordeste apresentou significativa escassez de carne suína. Independente dos pequenos valores absolutos de seu déficit, os índices de auto-suficiência revelam que nenhum desses estados produziu mais de 80% do seu consumo entre 1985 e 1996 e sim entre 18 e 79% do consumo, indicando a entrada de carne suína proveniente de outros estados.

Em relação à Região Norte, o estado do Acre, no período de análise, manteve-se próximo da auto-suficiência na produção de carne suína, mostrando-se superavitário em 1996 e 2003, com um excedente de 27% e 23% em sua produção, respectivamente. No caso do Pará, este se mostrou próximo da auto-suficiência em 1985, tornando-se deficitário nos períodos seguintes. Em se tratando dessa região, é possível argumentar que o isolamento físico e a deficiente infra-estrutura podem levar seus estados a não pertencerem ao mercado econômico.

Observa-se, segundo dados da Tabela 1, que a Região Sul exportava, nos anos 80, para outros estados cerca de 37,4% da produção doméstica e que esse superávit aumentou para 41,0% em 2003. Paraná, segundo estado maior produtor do País, ampliou sua exportação, entre 1985 e 1996, em 38,3%, crescimento superior àquele do Estado de Santa Catarina, estado maior produtor, que foi de 16,6%. Já o Rio Grande do Sul apresentou decréscimo em suas exportações na ordem de 24,7%. Quando se considera unicamente o período de 1996 a 2003, constata-se que Santa Catarina apresentou redução de seu excedente de 22%, o contrário do que se observa no período como um todo (1985 a 2003) em que houve aumento do excedente.

O pequeno aumento da participação dos estados exportadores de carne suína, em 2003, está relacionado, dentre outros fatores, ao aumento do custo de produção, em decorrência dos altos preços do milho, resultantes do desabastecimento no mercado doméstico, a partir de 2002, bem como à impossibilidade de repassar esse aumento para o preço final, o que provocou descapitalização dos produtores e endividamento do setor.

Diante da elevação dos custos, houve um processo de abate descontrolado de matrizes, o que levou à redução do plantel para amenizar as perdas econômicas da atividade. Cerca de 350 mil matrizes foram abatidas, em 2003, como resultado da crise e, dessa forma, houve redução média de 12,5% do rebanho nacional (ANUÁRIO DE SUINOCULTURA INDUSTRIAL, 2004). Entretanto, apesar da queda do excedente nos períodos analisados, os estados do Sul mantiveram o excedente entre oferta e demanda, liderando o superávit na oferta de carne suína no País.

Aliada aos fatores citados, está a redução do excedente do Rio Grande do Sul, que, segundo Faveret Filho e Paula (1998), pode ser justificada pelo esgotamento do padrão de integração entre a agroindústria e os produtores, que, no passado, contribuiu para o excelente crescimento da produção e da produtividade, e agora está sendo visto como um obstáculo para a continuação do crescimento e da redução de custos. De um lado, têm-se os custos logísticos e de gerenciamento de grande número de integrados crescendo excessivamente. Levar ração, coletar suínos, prestar assistência técnica e supervisionar os contratos de milhares de pequenos suinocultores integrados está se tornando uma fonte de custos pouco compatível com um negócio de margens reduzidas de lucro. Por outro lado, os produtores integrados estão recebendo preços menores que os não-integrados, em virtude do aumento dos custos relacionados anteriormente, gerando, com isso, insatisfação por parte dos segmentos dessa cadeia.

A Região Centro-Oeste, por sua vez, apresentou ligeiro crescimento da produção de carne suína. Em 1986, importava cerca de 1,6% e passou, em 2003, a exportar cerca de 9,8% da produção nacional de carne suína, com tendência de crescimento, dado o dinamismo vigente nessa região. Segundo Helfand e Rezende (1998), esse dinamismo está associado à adoção de nova tecnologia, políticas públicas favoráveis e a novas formas de organizar a produção. É citado como exemplo o caso da Perdigão, empresa que está organizando a produção em linhas diferentes daquelas da Região Sul. Na Região Centro-Oeste, a construção de mega-abatedouros que integraram grandes criadores de animais poderá apropriar economias de escala na produção e no abate. A integração com número menor de produtores poderá contribuir para a redução dos custos de logística associados à oferta de

insumos, à provisão de serviços veterinários e à coleta de animais quando estes estiverem prontos para abate.

De acordo com as apreciações anteriores, são excluídos das análises que se seguem os Estados do Acre, Pará, Paraíba, Pernambuco e Espírito Santo, uma vez que a metodologia utilizada não permite a inclusão de localidades que apresentam inversões comerciais ao longo do tempo. Nos casos do Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, optou-se por mantê-los na análise por terem se aproximado de uma situação de exportadores líquidos. A opção deveu-se ao fato de se utilizar a média do peso do suíno nacional com o intuito de estimar a quantidade produzida em cada estado, já que os dados disponíveis eram apenas do número de animais abatidos em 1985 e 1996. Tal fato pode levar a uma super ou subestimativa da quantidade produzida de carne suína nesses estados, e acarretar, com isso, valores para os indicadores de comércio e do IAS, superiores ou inferiores ao que realmente deveria prevalecer no período de análise.

Após a identificação das localidades interligadas por meio do comércio unidirecional, deve-se, primeiramente, analisar o comportamento dos preços antes de buscar pelas localidades que compartilham de uma única tendência comum, isto é, que têm o mesmo fluxo de informações ao longo do tempo.

4.1.2. Comportamento dos preços nos mercados brasileiros de suínos

Na identificação do grupo de estados que possuem a mesma tendência de comportamento dos preços, ou seja, o mesmo fluxo de informação ao longo do tempo, deve-se, primeiramente, testar a ordem de integração das distintas séries. No caso da metodologia de Johansen para co-integração, o importante é saber se todas as variáveis incluídas no VAR possuem a mesma ordem de integração, isto é, se são $I(1)$.

A análise da ordem de integração das séries de preços de suínos foi conduzida utilizando-se o teste de raiz unitária sazonal, efetuado pelo teste de HEGY, na versão para dados mensais proposta por Beaulieu e Miron (1993), conforme descrito anteriormente.

4.1.2.1. Análise gráfica

A Figura 1 retrata o comportamento dos preços recebidos pelos produtores de suínos nos diversos mercados brasileiro. Observa-se, quanto ao comportamento da tendência, que os preços da referida *commodity*, de maneira geral, reduziram-se, no período de janeiro de 1985 a março de 2004, nos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo, Ceará e Bahia.

Os preços dos suínos apresentaram alguns picos de alta e outros de queda, em razão de alguns fatores adversos ocorridos no período de análise. Esses preços tiveram seu primeiro salto no Plano Cruzado (fevereiro de 1986), em virtude do aumento da renda da população, do congelamento de preços e da concessão de um abono de 8% sobre o salário mínimo. O preço do suíno cresceu linearmente até o final do ano de 1986, em resposta ao aumento da demanda por esse produto, resultante do pequeno acréscimo na renda da população, em razão de ser esse um produto sensível à renda do consumidor. Vale ressaltar que esse aumento da demanda, nesse período, não foi acompanhado de aumento da oferta.

Outro fator que afetou o aumento dos preços em 1986 foi a redução da oferta de suínos para abate, dado que, com a euforia causada pela boa lucratividade do setor e também pelas perspectivas de crescimento econômico, decorrentes dos resultados positivos do Plano, muitos criadores mantiveram a criação ou adquiriram animais para ampliar a produção. Esse aumento dos plantéis, no entanto, teve maior influência sobre a queda de preços no período subsequente, promovendo maior oferta do produto. Essa queda no preço fez com que os produtores abatessem matrizes, provocando maiores prejuízos. Ademais, observou-se, ainda, que as importações programadas para suprir o mercado aquecido chegaram ao consumidor no momento inoportuno, ou seja, quando os preços já estavam em queda e os produtores respondendo com o aumento da produção (importações de 1986, 1989 e 1994/95).

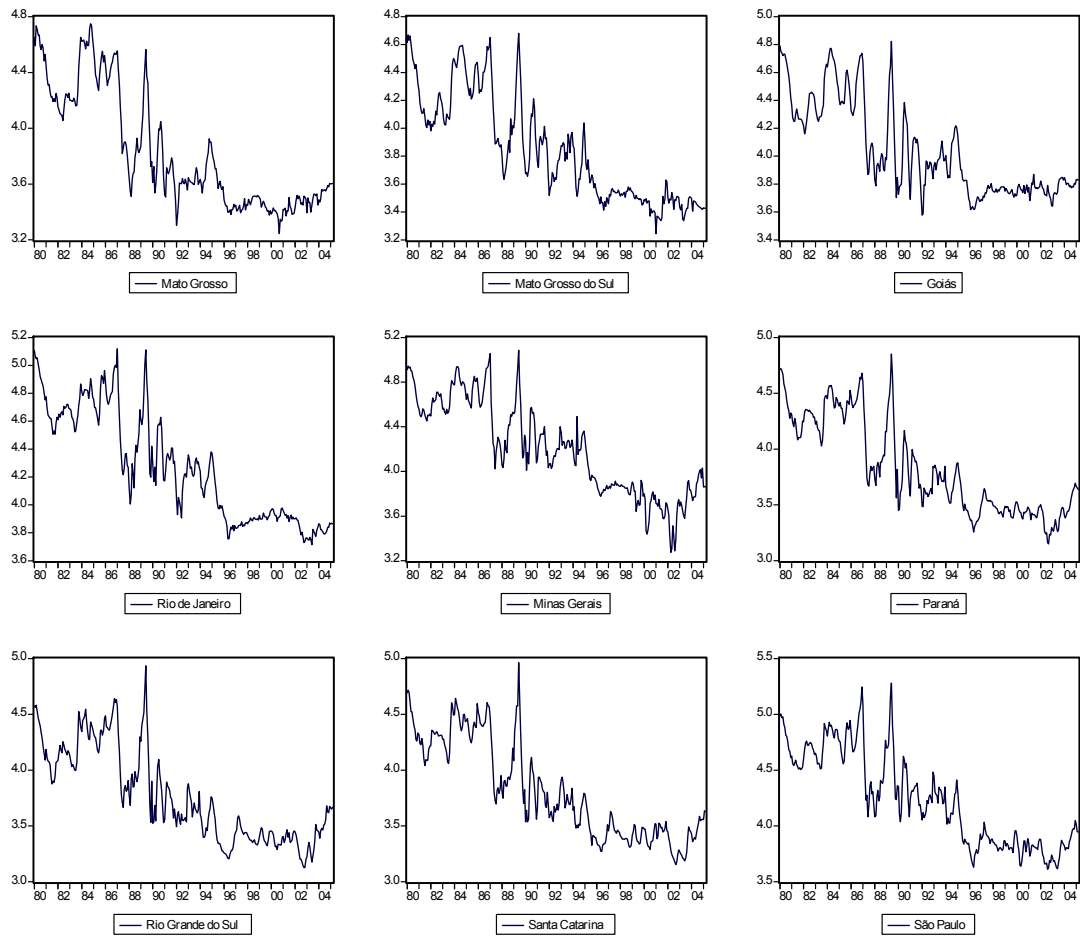


Figura 1 – Logaritmo dos preços recebidos pelos produtores de suínos (R\$/15 kg) nos diversos mercados brasileiros, janeiro de 1980 a março de 2005.

Os anos de 1987 e 1988 foram prejudiciais para a suinocultura, pelo fato dos custos de produção estarem elevados e não poderem ser repassados para o preço final do produto. Nesses anos, a redução do plantel foi marcante e deixou a maior parte dos produtores descapitalizados e as granjas em estado precário em todos os estados analisados. Em 1989, houve novo pico de preços, provavelmente causado pela escassez do produto, provocado pelo longo período de crises. No final de 1994, houve novo momento para o setor, com preços de suínos relativamente altos, em razão dos baixos custos de produção, em decorrência da safra recorde e dos preços internacionais do milho e farelo de soja, que se encontravam mais baratos em praticamente todos os estados analisados.

A análise visual da série temporal dos preços recebidos pelos produtores de suínos nos estados em estudo indica que ela se comporta como uma série não-estacionária, pelo fato de se observar o componente de tendência de queda em todos os estados analisados e relativa inconstância na média e, principalmente, em sua variância, que são pré-condições necessárias, porém não suficientes, para a estacionariedade da série. Colocando de outro modo, pode-se dizer que os referidos momentos da série de preços de suínos apresentam-se, visualmente, como variantes em função do tempo.

Todavia, a simples análise gráfica dos preços da referida *commodity* nos diversos estados não pode ser considerada como definitiva para a determinação da estacionariedade e da presença de tendências determinísticas e, ou, estocásticas para as séries em questão, em razão de serem, meramente, indicativas de possíveis padrões sistemáticos e repetitivos de comportamento. Assim, para complementar a análise, neste estudo é implementado o teste de raiz unitária sazonal de HEGY conforme apresentado anteriormente, dado que ele é capaz de indicar, de maneira relativamente precisa, os tipos de tendência e sazonalidade presentes nos preços recebidos pelos produtores de suínos, se essas são determinísticas, estocásticas e, ou, uma combinação das duas.

4.1.2.2. Testes de raízes unitárias

Para verificar se há raiz unitária não-sazonal (ou tendência estocástica) e sazonal nas séries de preços pagos aos produtores de suínos, nos Estados do Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS), Goiás (GO), Rio de Janeiro (RJ), Minas Gerais (MG), Paraná (PR), Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC), São Paulo (SP), Ceará (CE) e Bahia (BA), utilizou-se o teste de HEGY para dados mensais. Inicialmente, procurou-se especificar os termos determinísticos a serem incluídos na regressão auxiliar utilizada para realização do teste. Para isso, incluíram-se o termo de tendência determinística e doze *dummies* sazonais. Após a estimação, procedeu-se à análise da significância estatística de tais termos determinísticos. A inclusão desses termos pode ser justificada pelo fato de apresentar menor perda do poder do teste quando comparado com a sua omissão. O número de *lags* (defasagens)

da variável dependente selecionado, pelo critério de Schwarz, foi de duas defasagens para o estado do Mato Grosso e de nenhuma para os demais estados.

Os resultados do teste estão apresentados na Tabela 2. A partir desses resultados, pode-se verificar que a hipótese de raiz unitária não-sazonal para as séries estudadas não pode ser rejeitada em todos os estados analisados a 10% de significância.

Em relação à presença ou não de dois ciclos por ano, isto é, se as séries em estudo possuem raiz unitária semi-anual ($\pi_2 = 0$), constatou-se que esta não estava presente na série de preços recebidos pelos produtores de suínos em todos os estados. Pode-se verificar que os pares de raízes unitárias complexas são simultaneamente diferentes de zero em todos os pares de π_{is} , indicando a ausência destas.

Diante desses resultados, pode-se inferir que os logaritmos dos preços recebidos pelos produtores de suínos apresentaram tendência estocástica (raiz unitária) e tendência determinística. Assim, observa-se que a tendência existente se configura como do tipo conjugada, de determinística e estocástica.

Em termos de raiz unitária sazonal, detectou-se que a sazonalidade estocástica não esteve presente na frequência semi-anual das séries de preços de suíno, o que possibilita a modelagem com *dummies* sazonais e com a primeira diferença da série, conforme salientam Maddala e Kim (1998).

Tabela 2 – Resultados dos testes de raízes unitárias sazonal com tendência para os logaritmos dos preços do suíno de acordo com a defasagem ótima, pelo critério de Schwarz para cada estado, estatística “F”

Variável	F.	lags	0	π	$\pi/2$	$2\pi/3$	$\pi/3$	$5\pi/6$	$\pi/6$	π_1, \dots, π_{12}	π_2, \dots, π_{12}
	C.		π_1	π_2	π_3 e π_4	π_5 e π_6	π_7 e π_8	π_9 e π_{10}	π_{11} e π_{12}		
LMT		2	2,7928	3,1733**	23,3790*	44,1189*	10,3588*	32,5574*	30,4496*	35,2613*	35,0548*
LMS		0	3,0635	3,4819**	31,1017*	30,1698*	16,5801*	25,9903*	24,4766*	334,2552*	362,5118*
LGO		0	2,9854	2,8093*	29,7997*	36,3610*	14,9130*	24,5064*	22,4800*	357,0497*	387,6597*
LRJ		0	2,1807	3,3210**	23,6361*	35,1638*	21,6823*	23,0691*	20,1387*	281,9087*	306,1442*
LMG		0	2,1996	3,2582*	23,5168*	28,2222*	21,9735*	28,5879*	21,4625*	171,0627*	186,6046*
LPR		0	3,0158	3,2009*	26,7589*	39,9062*	15,9960*	16,4600*	27,8981*	354,0897*	386,1987*
LRS		0	2,6836	2,7238*	34,1637*	37,4702*	18,6361*	21,3111*	16,5464*	268,8898*	293,3318*
LSC		0	2,9580	2,8936*	22,8760*	40,9795*	17,0159*	26,2741*	22,1722*	261,0652*	284,7726*
LSP		0	3,0339	3,0165*	24,0639*	38,1678*	22,1215*	27,0574*	18,5292*	287,4432*	313,3797*
LCE		0	2,2047	3,2799**	37,2538*	25,9411*	22,4762*	27,2729*	17,8465*	373,2225*	403,4479*
LBA		0	2,8897	2,7500*	36,6311*	33,6586*	17,6359*	21,0557*	22,3778*	257,3682*	279,7096*

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: F. = frequência e C. = coeficientes.

Valores críticos foram obtidos em Francis e Hobijn (1997).

(***), (**), (*) indicam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

4.1.2.3. Modelagem da tendência determinística nos preços recebidos pelos produtores de suínos

De acordo com o teste de raiz unitária sazonal, verificou-se que a parcela da tendência dos preços dos diversos mercados estudados para suínos é do tipo determinística. Sendo assim, buscou-se encontrar o melhor modelo para representá-la, de modo a auxiliar em fase posterior à sua retirada da série, no intuito de analisar a sazonalidade determinística que possivelmente possa haver nela.

As análises realizadas limitam-se apenas a apresentar a presença ou não da tendência determinística nas séries em estudo, e não em indicar como são formados os preços nos diversos mercado, dado que esses são afetados por diferentes fatores que incluem desde a oferta e demanda em cada estado até o grau de abertura da economia ao comércio internacional e a influência de políticas públicas.

Para a análise da tendência determinística, foram selecionados dois modelos. No primeiro, tomaram-se como base o valor do R^2 ajustado e a significância estatística dos coeficientes, e a sua forma foi a log linear. A partir deste modelo, obteve-se a taxa de crescimento geométrica dos preços recebidos pelos produtores de suínos nos diversos estados analisados.

De acordo com os resultados encontrados na Tabela 3, verifica-se que tanto o intercepto quanto a taxa de decréscimo relativo foram significativos a 1%.

Em relação às taxas geométricas de crescimento no período de janeiro de 1980 a março de 2005, nota-se que o estado de Goiás foi o que apresentou a menor taxa, ou seja, os preços reais recebidos pelos produtores desse estado decresceram, em média, à taxa de 0,26% ao mês. Em relação aos estados de maiores decréscimos, têm-se os estados de Minas Gerais e São Paulo, com 0,42% em média.

Conclui-se, dessa forma, que, nos últimos 25 anos, prevaleceu uma tendência determinística de queda nos preços de suínos recebidos pelos produtores dos estados em análise (Tabela 3).

Tabela 3 – Modelo de crescimento exponencial nos diversos estados analisados para o preço do suíno, janeiro de 1980 a março de 2005

Variáveis	Intercepto	Tendência	R ² Adj.	F	TGC
LPMT _t	4,4435***	-0,0041***	0,7130	751,27	-0,41
LPMS _t	4,4121***	-0,0037***	0,7445	880,79	-0,37
LPGO _t	4,5008***	-0,0030***	0,6405	539,01	-0,30
LPRJ _t	4,8756***	-0,0040***	0,7998	1207,18	-0,40
LPMG _t	4,8398***	-0,0042***	0,7807	1076,41	-0,42
LPR _t	4,4525***	-0,0041***	0,7369	847,24	-0,41
LPRS _t	4,3638***	-0,0039***	0,6829	651,26	-0,39
LPSC _t	4,4700***	-0,0043***	0,7581	947,51	-0,43
LPSP _t	4,8769***	-0,0042***	0,7634	975,57	-0,42
LPCE _t	4,7566***	-0,0042***	0,8286	1460,81	-0,42
LPBA _t	4,8207***	-0,0037***	0,7653	981,72	-0,37

Fonte: Dados da pesquisa.

4.1.2.4. Modelagem da sazonalidade determinística nos preços recebidos pelos produtores de suínos

De acordo com o teste de raiz unitária sazonal, observa-se que a sazonalidade estocástica não se encontrava nas séries de preços recebidos pelos produtores de suínos, no período de janeiro de 1980 a março de 2005. Assim, torna-se necessário também verificar se as séries em estudo apresentam sazonalidade determinística.

Para comprovar a existência ou não do fenômeno sazonal na forma determinística nos preços recebidos pelos produtores de suínos, utilizou-se como modelos de análise aqueles que incluem variáveis *dummies*. Se os coeficientes da equação estimada não forem, em conjunto, estatisticamente significativos, então a sazonalidade dos referidos preços não é do tipo determinística, e vice-versa.

A significância estatística dos coeficientes estimados (Tabela 4) foi testada com a utilização do valor de probabilidade da estatística “F”, bem como pela análise dos valores de probabilidade estimados para cada índice sazonal.

Tabela 4 – Testes de sazonalidade determinística mensal para os preços recebidos pelos produtores de suínos nos diversos mercados brasileiros

Período/variável	Índice de sazonalidade										
	MT	MS	GO	RJ	MG	PR	RS	SC	SP	CE	BA
Janeiro	-1,9389**	-2,2206**	-2,1088**	-1,4989	-2,5661*	-2,4612**	-1,4988	-2,1296*	-3,5294**	1,9461**	-1,4235
Fevereiro	0,7548	0,4276	1,1161	0,7619	-0,3210	2,5145*	0,7619	3,5045**	-0,7424	-2,2632*	-0,5192
Março	1,5744	1,7969	2,7620**	2,2881	1,6675	2,5767*	2,2881	0,9948	1,8846	-3,5954***	0,6929
Abril	2,2391**	2,3968**	2,8932**	0,1159	2,5257	1,9582	0,1159	1,0127	3,6941	-2,1894*	1,4843
Maio	1,7346	2,7737**	3,0704**	1,0801	4,3023**	1,1430	1,0801	0,4430	4,4549*	-3,3564***	-0,0529
Junho	2,2700**	2,8935**	4,2821***	2,2591	3,2442	2,8616**	2,2591	3,3928	5,4642**	-3,6706***	2,6153
Julho	2,1828	1,5843	2,0518	-0,3158	3,0439	1,5767	-0,3158	0,4893	2,1758	-3,6260***	-0,4841
Agosto	2,4287**	2,8452**	2,7113*	0,7972	3,1249	1,5264	0,7972	1,1833	4,8386**	-2,6791**	0,9680
Setembro	3,1011***	2,5549**	1,4496	1,3863	2,8668	2,5065*	1,3863	2,6327	4,0419*	-1,1927	2,4878
Outubro	2,1864*	3,1546***	1,2988	2,1039	2,4871	3,1486**	2,1039	2,6473	2,2565	-1,8102	1,5299
Novembro	0,4319	1,7874	0,2342	1,3919	1,7096	1,6522	1,3919	2,6325	4,1427	-1,6768	1,2185
Dezembro	1,7137	1,7129	0,4798	3,8148**	2,7589	5,1272***	3,8148**	3,7548**	6,5884	-1,7305	2,7151
Estatística "F"	1,2819	1,3368	1,7562*	1,0704	0,7863	1,5996*	1,0704	1,3177	1,6832*	1,6086*	0,8313

Fonte: Dados da pesquisa.

Os principais resultados encontrados para os estados tomados individualmente podem ser observados na Tabela 4.

No Estado do Mato Grosso, observou-se que o índice do mês de janeiro é caracterizado como mês de preços em queda, com desvalorização média de R\$ 1,93, enquanto aqueles dos meses de abril, junho, julho, agosto, setembro e outubro, como meses de preços em elevação, com valorização média de R\$ 2,24; 2,27; 2,18; 2,43; 3,10 e 2,18 por arroba de suíno, respectivamente. Salienta-se, entretanto, que o valor da probabilidade calculado para a estatística “F” não foi significativo, o que indica que não se pode rejeitar a hipótese de que todos os índices sazonais são estatisticamente iguais a zero. Isso implica, de acordo com esse teste, que a sazonalidade determinística não pode ser confirmada nos preços recebidos pelos produtores de suínos deste estado.

Em relação aos preços recebidos pelos produtores de suínos nos estados de Goiás, Paraná, São Paulo e Ceará, notou-se, pela Tabela 4, que o valor da probabilidade calculado para a estatística F nesses estados é significativo. Sendo assim, pode-se rejeitar a hipótese de que todos os índices sazonais são iguais a zero. De acordo com esse teste, a sazonalidade determinística está presente nos preços desses estados, considerando o período de janeiro de 1980 a março de 2005.

A análise da sazonalidade determinística de cada mês, especificamente nos preços dos referidos estados, isoladamente, permite verificar que elas sofrem algumas variações, o que pode estar relacionado com ciclo produtivo do rebanho nesses mercados. Verifica-se, nos estados citados, que o índice de sazonalidade do mês-base (janeiro) é caracterizado como mês de preço em queda, cuja desvalorização média foi de 2,11, 2,46, 3,53, e 1,94 centavos de Real por arroba, respectivamente, enquanto os meses de fevereiro (CE), março (GO, PR e CE), abril (GO e CE), maio (GO, SP e CE), junho (GO, PR, SP e CE), julho (CE), agosto (GO, SP e CE), setembro (PR e SP) e outubro e dezembro (PR) correspondem a meses cujo índice sazonal indica que houve alta em relação aos valores observados no mês-base.

Entretanto, em relação aos demais estados, o que se constatou é que a sazonalidade determinística não pode ser confirmada, dado que a estatística “F” apresentou-se não-significativa, embora, em termos individuais, os estados

do Mato Grosso do Sul, Rio de Janeiro e Santa Catarina apresentaram índices significativos nos meses de janeiro (MS, MG e SC), fevereiro (SC), abril (MS), maio (MS e MG), agosto a outubro (MS) e dezembro (RJ, RS e SC), respectivamente.

Pelos resultados obtidos, pode-se concluir que os componentes estruturais de tendência e sazonalidade das séries temporais de suínos mostraram comportamentos instáveis e com natureza eminentemente estocástica, apesar de, em alguns casos, apresentarem uma composição com componentes determinísticos. Isso se reflete, para os produtores e demais agentes envolvidos com esses mercados, na forma de elevado grau de risco de preços e de rentabilidade nessas atividades. Esses riscos podem proporcionar grandes lucros a esses agentes em determinados momentos, como também enormes prejuízos e ainda a saída do mercado em situações adversas, como ocorreu na época do Plano Real, em que houve importação de carne suína no período em que os produtores aumentaram a oferta para atender à demanda crescente. Isso fez com que o preço despencasse, levando muitos produtores à falência. Assim, maior conhecimento das oscilações de preços na forma de tendência e sazonalidade, juntamente com outros fatores, pode constituir um modo de minimizar os efeitos prejudiciais dessas variações.

4.1.3. Busca da tendência única nos preços

O teste de raiz unitária indicou a presença de tendência estocástica e determinista e ausência de sazonalidade estocástica e determinística nas séries, o que levou à inclusão de tendência e uma constante no vetor de co-integração.

Quanto ao número ótimo de defasagens utilizado no modelo, optou-se por utilizar os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quin (HQ). A Tabela 5 mostra os resultados apontados pelos critérios de seleção.

Tabela 5 – Resultado dos testes de seleção do número de defasagens (*lags*) a serem incluídos nos modelos VEC para as séries de preços recebidos pelos produtores de suínos no Brasil, janeiro de 1980 a março de 2005

Lag	AIC	SC	HQ
0	-17,01	-16,89	-16,96
1	-28,07	-26,95*	-27,62
2	-28,49*	-26,35	-27,63*
3	-28,47	-25,32	-27,21
4	-28,39	-24,23	-26,72
5	-28,32	-23,15	-26,24
6	-28,16	-21,98	-25,68
7	-28,17	-20,97	-25,28
8	-28,15	-19,94	-24,86

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) indica a ordem de seleção de defasagem (*lag*) pelo critério.

O critério SC apontou a inclusão de uma defasagem na modelagem das séries, enquanto que os critérios AIC e HQ indicaram duas defasagens para o modelo. De acordo com Lütkepohl (1993) e Enders (1995), quando há divergência entre os critérios de defasagens deve-se utilizar o critério SC por ser mais parcimonioso. Assim, optou-se, neste estudo, pela seleção de uma defasagem para as séries analisadas (Tabela 5).

A partir dessa definição do número de defasagens, foi implementado o procedimento seqüencial de Johansen, partindo-se do modelo VAR reparametrizado para determinar quais estados possuem a mesma tendência de comportamento dos preços.

Na determinação das localidades pertencentes ao mercado brasileiro de carne suína, foram usados inicialmente os estados do Centro-Oeste, Sudeste (com exceção do Espírito Santo) e Sul do Brasil, ou seja, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. Esses estados foram escolhidos pelo fato de concentrarem maior potencial para a comercialização de carne

suína, em concordância com as informações contidas na Tabela 1, uma vez que estão localizados nas principais regiões produtoras e consumidoras do País, além de possuírem a maior parcela dos frigoríficos.

A 10% de significância, o teste do traço e o da Raiz Característica Máxima mostraram uma única tendência comum entre os nove estados considerados inicialmente na análise, a partir do momento que foi constatada a existência de oito vetores de co-integração estatisticamente diferentes de zero. Ressalta-se que essas nove localidades foram colocadas como partes do mercado regional devido à restrição em relação ao procedimento de Johansen, isto é, com k localidades, deve-se obter $k-1$ vetores de co-integração, o que indica que os vetores podem ser normalizados de forma que todas as localidades sejam pares co-integrados, de modo a permitir a identificação de localidade(s) que contribui(em) para o comportamento de longo prazo do preço de mercado.

A Tabela 6 mostra os resultados dos testes traço e da Raiz Característica Máxima realizados para os estados do Centro-Oeste, Sudeste (exceto Espírito Santo) e Sul. Os testes foram realizados tomando-se diferentes seqüências para as localidades, e os resultados apresentaram-se invariantes às ordenações consideradas.

Diante dos resultados da Tabela 6, que indicam que os estados das Regiões Centro-Oeste, Sudeste (exceto Espírito Santo) e Sul fazem parte do mesmo mercado econômico de suínos no País, prosseguiu-se a análise acrescentando, uma por vez, as novas séries de preços dos estados que não apresentaram descontinuidade de comércio, conforme Tabela 5. A Tabela 7 mostra os resultados encontrados para os testes de Traço e Raiz Característica Máxima, considerando os níveis de significância de 5% e 10%. Nesta tabela, têm-se, na primeira linha, os resultados da Tabela 6, que são o ponto de partida da análise, conforme salientado anteriormente.

Tabela 6 – Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração entre os estados considerados na análise

Hipótese nula	τ_{trace}	Valores críticos 5%	Valores críticos 10%	τ_{max}	Valores críticos 5%	Valores críticos 10%
$r = 0$	433.35*	228,29	221,37	100.21*	62,75	59,49
$r \leq 1$	333.13*	187,47	181,16	77.31*	56,71	53,55
$r \leq 2$	255.83*	150,56	144,87	65.88*	50,59	47,56
$r \leq 3$	189.95**	117,71	112,65	56.22*	44,49	41,59
$r \leq 4$	133.73*	88,80	84,38	43.17*	38,33	35,58
$r \leq 5$	90.55*	63,88	60,08	36.11*	32,12	29,54
$r \leq 6$	54.45*	42,92	39,76	30.22*	25,82	23,44
$r \leq 7$	24.23*	25,87	23,34	19.46*	19,39	17,23
$r \leq 8$	4.77	12,52	10,67	4.77	12,52	10,67

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

Tabela 7 – Resultados dos testes de Johansen para identificação do número de vetores de co-integração entre os estados analisados, janeiro de 1980 a março de 2005

Séries incluídas	τ_{trace}		τ_{max}	
	NS de 5%	NS de 10%	NS de 5%	NS de 10%
Centro-Oeste+ Sudeste+Sul = 9	7	8	8	8
9 + CE =10	8	8	5	8
9 + BA = 10	8	8	5	8

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: NS = nível de significância.

A segunda linha contém os resultados dos testes para os nove estados tomados inicialmente na primeira linha, acrescentando-se Ceará. Os resultados mostram que os 10 estados não continham uma única tendência de comportamento nos preços em longo prazo, a 5% e 10% de significância, para o teste traço e da Raiz Característica Máxima, indicando que o Ceará não faz parte do mercado que engloba os demais estados, sendo influenciado por fatores que não são comuns a todos. Em face desses resultados, optou-se pela sua retirada. O passo seguinte, e que pode ser visualizado na terceira linha, foi a inclusão do Estado da Bahia nos nove anteriores. Verificou-se que este também acrescentou uma nova tendência de comportamento ao grupo anterior, não devendo ser incluído no mercado. A insignificância desses estados como produtores e consumidores de carne suína pode estar associada ao grande número de produtores independentes, que, por sua vez, está relacionado às formas de produção e também ao consumo de carne suína, com destaque para o consumo de carne *in natura*, podendo ser considerados fatores explicativos da sua exclusão no mercado nacional de carne suína.

Entretanto, a simples existência de oito vetores de co-integração não pode ser considerada condição suficiente para determinar a observância da Lei do Preço Único nem para garantir a participação de cada estado no mercado nacional de carne suína. Por isso, foram realizados testes Razão de Verossimilhança para restrições relacionadas aos parâmetros α e β , estimados por máxima verossimilhança, por meio do procedimento de Johansen. Na Tabela 9 são apresentados os testes de significância dos parâmetros β 's e na Tabela 10, os testes de significância dos parâmetros α 's.

Na primeira linha da Tabela 8, como exemplo, tem-se o caso do Mato Grosso (MT), no qual se testou a hipótese nula: $\beta_{i1} = 0$, com $i = 1, \dots, 9$, e essa ficou assim especificada: $\beta(1,1)=0$, $\beta(2,1)=0$, ..., $\beta(8,1)=0$. Para Mato Grosso do Sul (MS), testou-se $\beta_{i2} = 0$, sendo $i = 1, \dots, 9$, tendo $\beta(2,1)=0$, $\beta(2,1)=0$, ..., $\beta(8,2)=0$. Procedimento análogo foi realizado para os demais estados participantes do espaço de co-integração.

Como pode ser observado, todas as restrições foram rejeitadas a 1% de significância, podendo-se inferir que todos os nove estados participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo, sendo, portanto, importantes no

espaço de co-integração. Assim, todos os mercados enumerados acima são relevantes no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo entre os estados considerados no mercado brasileiro de suínos, indicando que choques ocorridos em um estado são transmitidos aos outros no longo prazo.

A Tabela 9 apresenta os resultados do teste de verossimilhança utilizado para análise da significância dos coeficientes de ajustamentos α 's. Na primeira linha da Tabela 6 tem-se o caso do Mato Grosso (MT), em que a hipótese nula testada foi $\alpha_{1i} = 0$, com $i = 1, 2, \dots, 8$. O teste do α para o referido estado foi conduzido da seguinte forma*: $A(1,1)=0, A(1,2)=0, \dots, A(1,8)=0$, e procedimento similar foi usado para os demais estados. De acordo com os resultados, é possível verificar que todos os parâmetros α 's associados aos estados incluídos pelo resultado dos testes do traço e raiz característica máxima foram significativos a 1% de probabilidade, indicando que todos os mercados se ajustam a desequilíbrios transitórios.

Tabela 8 – Teste razão de verossimilhança para restrições dos parâmetros de co-integração (β 's) relacionados a cada um dos estados que fazem parte do espaço de co-integração, janeiro de 1980 a março de 2005

$H_0: \beta's = 0$	χ^2	Nível de significância
MT = 0	42,5598	0,0000
MS = 0	52,2708	0,0000
GO = 0	81,0111	0,0000
RJ = 0	42,0196	0,0000
MG = 0	47,0429	0,0000
PR = 0	45,7589	0,0000
RS = 0	52,4489	0,0000
SC = 0	63,3302	0,0000
SP = 0	68,1052	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

* Como no Programa EVIEWS.

Tabela 9 – Teste razão de verossimilhança de restrições aos parâmetros de ajustamento (α 's) relacionados a cada um dos estados que fazem parte do espaço de co-integração, janeiro de 1985 a março de 2005

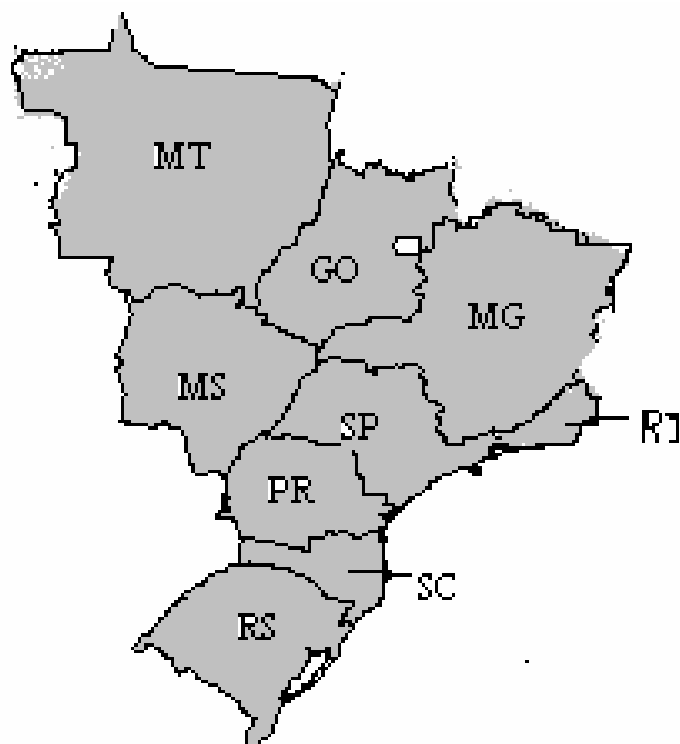
$H_0: \alpha's = 0$	χ^2	P-valor
MT = 0	27,4783	0,006
MS = 0	45,6055	0,0000
GO = 0	50,5728	0,0000
RJ = 0	34,1496	0,0000
MG = 0	30,0817	0,0000
PR = 0	35,7059	0,0000
RS = 0	25,9109	0,0011
SC = 0	37,9973	0,0000
SP = 0	36,6063	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

Sete estados não parecem pertencer a este mercado, a saber: Acre, Pará, Paraíba, Pernambuco e Espírito Santo, e foram excluídos pelo fato de apresentar inversão no comércio. Com esses estados estão Ceará e Bahia por não compartilharem uma única tendência comum com os estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, uma vez que a inclusão destes acrescentou uma nova tendência de comportamento em longo prazo.

O fato dos preços aos produtores em dois estados não compartilharem a mesma tendência comum dos outros nove deve ser interpretado com cautela, de acordo com González-Rivera e Helfand (2001). Segundo esses autores, tais resultados podem diferir em subperíodos da amostra. O não-compartilhamento pode estar, ainda, relacionado à ausência de dados de séries temporais de custos de transações, e a falha em encontrar uma única tendência comum pode indicar tanto a ausência de integração como uma não-estacionariedade dos custos de transações. De fato, os dois estados do Nordeste (Ceará e Bahia) estão numa região distante, onde o transporte é dificultado nos meses chuvosos do ano.

A conclusão a que se chega a respeito da extensão do mercado é que nove estados pertencem ao mesmo mercado econômico: aqueles do Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Todos mostraram-se engajados numa quantidade significativa de comércio interestadual unidirecional, e compartilham uma única tendência comum a 5% de probabilidade. Portanto, a carne suína desses nove estados, no período de janeiro de 1980 a março de 2005, mostrou-se substituta entre si, e a arbitragem, por meio de comércio, contribuiu para que seu preço caminhasse de forma sincronizada, compartilhando apenas um fator comum de integração. Tal fato sugere que essas localidades são eficientes em termos de difusão de informações e operações de arbitragem. Assim, as informações disponíveis que afetam os preços no mercado brasileiro de suínos fluem entre eles, ou seja, um fato ocorrido em uma localidade é transmitido entre todas as outras. A Figura 2 apresenta um mapa com a extensão do mercado brasileiro de suínos.



Fonte: Elaboração da autora mediante os resultados da pesquisa.

Figura 2 – Mapa da extensão do mercado brasileiro de suínos.

4.2. Padrão de relacionamento entre os mercados

O padrão de interdependência entre as localidades constituintes do mercado brasileiro de suínos foi analisado utilizando as estimativas dos parâmetros do modelo Vetor de Correção de Erros (VEC), como definido na equação (18). Para isso, estimaram-se seus parâmetros no intuito de analisar as relações de longo prazo entre as diferentes localidades que compõem o mercado, e procedeu-se à estimação das relações de co-integração normalizadas em relação ao mercado de São Paulo. Esse estado foi escolhido pelo fato de ser o principal consumidor de carne suína do País e de contar com uma parcela significativa dos frigoríficos brasileiros, além de constituir-se num dos principais estados produtores desse tipo de carne.

A Tabela 10 apresenta as nove relações de equilíbrio ao longo do tempo entre pares de mercados (Mato Grosso e São Paulo, Mato Grosso do Sul e São Paulo, Goiás e São Paulo, etc.), para o período de janeiro de 1980 e março de 2005. É importante ressaltar que estas relações asseguram o equilíbrio de longo prazo entre os pares de mercados.

Para o sistema, as relações de equilíbrio de longo prazo tornam-se $P_{it} = \hat{c} + \beta_i P_{SP,t} + \hat{z}_{it}$, para $i = 1, 2, \dots, 8$, em que $P_{SP,t}$ é o preço no mercado de São Paulo. A primeira relação de co-integração, no caso Mato Grosso, é expressa por: $P_{MT,t} = 5,1527 - 1,9667P_{SP,t} - 0,0042t$. Da mesma forma, a segunda relação de equilíbrio é estimada para o Mato Grosso do Sul, definida por: $P_{MS,t} = 0,6699 - 1,0404P_{SP,t} - 0,0007t$. De modo análogo, obtêm-se as demais relações de co-integração.

Pode-se notar que os valores dos vetores de co-integração (β^i_s) variam em valor absoluto entre 0,8304, no caso do Rio de Janeiro (RJ), e 1,9667, para o Mato Grosso (MT). Os testes “*t de Student*” de significância individual dos β^i_s evidenciaram que todos os parâmetros foram significativos a 1% de probabilidade (Tabela 11).

Tabela 10 – Vetores de co-integração normalizados pelo método de Johansen, para os logaritmos dos preços médios recebidos pelos produtores de suínos em São Paulo, janeiro de 1985 a março de 2005

	MT	MS	GO	RJ	MG	PR	RS	SC
Estado _i	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
SP	-1.9667 (-7.8111)	-1.0404 (-12.7961)	-1.2271 [-8.7184	-0.8304 (-13.3168)	-0.8295 (-12.0133)	-1.4600 (-13.6762)	-1.6172 (-16.2609)	-1.4431 (-14.9466)
T	-0.0042 (-3.4923)	-0.0006 (-1.7397)	-0.00215 (-3.1944)	0.0005 (1.6178)	0.000781 (2.3650)	-0.0020 (-3.9740)	-0.0028 (-5.9456)	-0.0017 (-3.7709)
Constante	5.1527	0.6699	1.4914	-0.8193	-0.8004	2.6759	3.5242	2.5735

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste “t” de Student.

Os coeficientes 1,9667 e 1,6172 para as equações do Mato Grosso e Rio Grande do Sul podem estar refletindo, dentre outros fatores, os custos de transações elevados, dado que estes estados são mais distantes de São Paulo, com aproximadamente, 1.614 km e 1.109 km entre as capitais, respectivamente, o que encarece o custo de se transportar carne entre esses estados e São Paulo. Pelos parâmetros estimados entre esses estados e o de São Paulo, pode-se inferir que as elasticidades de transmissão de preço de longo prazo entre e esses estados são extremamente elevadas, dado que o aumento de 10% nos preços recebidos pelos produtores de São Paulo de 10% leva a aumento de 19,667% e 16,172% nos preços recebidos pelos produtores do Mato Grosso e do Rio Grande do Sul, respectivamente.

Foram realizados os testes Razão de Verossimilhança para identificar se há qualquer evidência de uma perfeita integração entre os pares de mercados descritos na Tabela 10, em conformidade com o modelo teórico utilizado neste trabalho (LPU). Os resultados mostraram que a hipótese de perfeita integração entre os pares de mercados foi rejeitada em 1% de significância para todos os casos analisados. Resultado semelhante foi obtido por Pereira (2005) e Nogueira (2005) para os mercados de bovinos e café no Brasil, respectivamente, pois não se apresentaram com integração perfeita.

Embora o mercado brasileiro de suínos não tenha apresentado integração perfeita, não se verificando a Lei do Preço Único (LPU), isso não refletiu em ausência de integração entre os mercados conforme foi verificado nas Tabelas 9 e 10. Assim, pode-se dizer que a falta de consonância com essa lei pode ter ocorrido em razão da substitutibilidade imperfeita da carne suína nos diferentes estados, diferenças que podem estar relacionadas à qualidade do produto, a cortes especiais etc., o que pode estar conduzindo estas localidades a operar com regime de competição imperfeita.

Conforme enfatizado por González-Rivera e Helfand (2001), considerando custos de transações, espera-se que os vetores de co-integração difiram do padrão de perfeita co-integração (1,-1), na medida em que captam diferenças regionais em tecnologias, políticas e qualidade do produto. Tem-se, ainda, que as diferenças apresentadas por meio dos parâmetros resultam também das distinções existentes nos custos de transações, em que esses estão associados aos fretes, taxas interestaduais, comissões de vendas,

encargos financeiros, dentre outros, sendo capazes de captar as diferenças regionais de políticas, tecnologias e qualidade do produto.

O padrão de relacionamento entre os mercados brasileiros de suínos pode ser analisado também pela estimação do modelo de correção de erros (VEC) irrestrito, para os nove estados que fazem parte do mercado por meio do sistema de Regressões Aparentemente Não-Relacionadas (SUR). Cada equação no sistema tem o mesmo número e as mesmas variáveis explicativas, ou seja, os oito termos de correção de erros e de uma defasagem para cada Δp_i e tendência (Tabela 12). Para assegurar que o sistema não fosse mal especificado, foi realizado testes de Multiplicador de Lagrange para correlação serial, o teste de White para heterocedasticidade.

Os resultados dos testes Multiplicador de Lagrange mostraram que, no sistema como um todo, não existiu evidência de correlação serial e de padrões sazonais nos resíduos do VEC. Tal resultado confirmou que a estrutura de defasagens era apropriada para captar a dinâmica dos preços. O teste de White detectou a heterocedasticidade, que pode ser atribuída à grande instabilidade econômica, retratada pelas altas taxas de inflação, e às constantes alterações na política econômica do País durante o período.

A matriz de coeficientes de ajustamento (α), apresentada na Tabela 12, contém informações necessárias para determinar a estrutura espacial do mercado. O teste t de *Student* de significância estatística para cada um dos α 's indicou que uma especificação bivariada não seria apropriada, pois não há um único estado exógeno e todas as outras localidades responderam apenas a termos de correção de erros envolvendo este estado exógeno. Se este fosse o caso, seria encontrada uma coluna na Tabela 11, na qual os α seriam todos estatisticamente iguais a zero, implicando que o estado é fracamente exógeno e que há um máximo de nove termos de correção de erros significativos, com todos envolvendo o estado fracamente exógeno. Nenhuma dessas condições estava presente no mercado brasileiro de suínos.

A magnitude dos coeficientes de ajustamentos mostrados na Tabela 12 indicou que Santa Catarina (SC) respondeu mais rapidamente ao seu próprio desequilíbrio transitório em relação a São Paulo (-0,4193), e este ajustamento foi o mais rápido do sistema. Outros estados que responderam rapidamente ao

próprio desequilíbrio transitório em relação a São Paulo foram: Paraná (-0,4106), Mato Grosso do Sul (-0,3294), Rio de Janeiro (-0,2929), Minas Gerais (-0,2379), Goiás (-0,2024) e Mato Grosso (-0,0939).

Considerando a relação entre os estados, verificou-se que o Mato Grosso respondeu rapidamente a um desequilíbrio de Santa Catarina (0,1525), Rio Grande do Sul (0,1895), Paraná (0,1322), Goiás (0,0976) e Minas Gerais (0,0765), além do seu próprio em relação a São Paulo. Já o Mato Grosso do Sul ajustou-se mais rapidamente ao seu próprio desequilíbrio como salientado anteriormente, e ao de Santa Catarina (-0,2191), Rio Grande do Sul (-0,1636), Paraná (-0,1494), Mato Grosso (-0,1107) e Goiás (-0,0986) em relação a São Paulo.

Goiás respondeu aos desequilíbrios, de curto prazo, do Mato Grosso (0,1919) e do Rio de Janeiro (-0,0805) e ao seu próprio desequilíbrio (-0,2024) em relação a São Paulo. Já o Estado de Santa Catarina respondeu somente ao seu próprio desequilíbrio em relação a São Paulo. Minas Gerais reagiu de forma ligeira ao seu próprio desequilíbrio (0,2379) e ao de São Paulo (-0,1019). Quanto à resposta de Rio Grande do Sul a desequilíbrios transitórios, notou-se que o ajustamento de maior velocidade foi de Santa Catarina (0,2991), seguido de São Paulo (0,2153), Mato Grosso (0,1964), Paraná (0,1694) e Mato Grosso do Sul (0,1668).

Observa-se, pelos resultados visualizados na Tabela 11, que o Mato Grosso e Mato Grosso do Sul foram os estados que reagiram ao maior número de desequilíbrios transitórios (seis no total) nas relações com São Paulo, sendo seguido pelo por Santa Catarina (5), Goiás e Rio Grande do Sul (3), Minas Gerais e Paraná (2). Constata-se, ainda, que o Rio de Janeiro foi o estado menos interdependente do País, em face do menor número de localidades que se ajusta a ele, o que pode estar relacionado com a pouca expressividade deste como produtor e consumidor de carne suína no País, cuja produção participa de apenas 0,45% do total nacional.

A dinâmica de ajustamento, do modelo é exibida na Tabela 12, onde se observa que os preços de São Paulo, Mato Grosso do Sul e Santa Catarina exercem maior efeito no curto prazo. É interessante notar que uma variação de 10% no preço defasado de um mês de São Paulo acarreta uma variação, no mesmo sentido, de 2,4% nos preços do Mato Grosso, e a mesma alteração no

preço do Mato Grosso não provocou nenhuma alteração no preço de São Paulo. Já o maior efeito é sentido pelo Rio Grande do Sul, onde uma alteração de 10% no preço de São Paulo acarretou uma variação, no mesmo sentido, de 4,5% nos preços do Rio Grande do Sul, e a mesma no preço do Rio Grande do Sul provocou uma alteração de 2,2%, em sentido contrário, no preço de São Paulo, no período seguinte.

Em relação ao Estado do Mato Grosso do Sul, pode-se notar que este responde a desequilíbrios de curto prazo apenas dos estados de Mato Grosso e de Goiás, com defasagem de um mês. O maior impacto ocorre para os preços do Mato Grosso, dado que um aumento de 10% nos preços do Mato Grosso acarreta um aumento de 1,5% nos preços do Mato Grosso do Sul, no próximo período.

No que tange aos estados que sofrem maior impacto diante de desequilíbrios de curto prazo, destacam-se os Estados do Mato Grosso, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina.

É importante salientar, ainda, que Minas Gerais e Rio de Janeiro participam da dinâmica de ajustamento de curto prazo apenas de forma parcial, o que afetou apenas os estados de Goiás e Santa Catarina. Entretanto, esses estados são afetados por alterações ocorridas em Goiás, Santa Catarina e São Paulo (Minas Gerais) e Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná e São Paulo (Rio de Janeiro), respectivamente.

Pela dinâmica de ajustamento no curto prazo, mostradas na Tabela 13, verifica-se que alterações nos preços do suíno em São Paulo provocam alterações nos preços de cada um dos estados que compõem o mercado de suínos brasileiro, com exceção apenas do Mato Grosso do Sul. Portanto, no curto prazo, São Paulo foi o principal estado que liderou significativamente as variações nos preços das demais localidades. Este resultado era esperado, uma vez que este estado é o maior consumidor brasileiro de carne suína, além de um grande produtor.

Tabela 11 – Coeficientes de ajustamento (α) do Modelo Vetor de Correção de Erros Irrestrito, janeiro de 1985 a março de 2005

Correção de erros	MT	MS	GO	RJ	MG	PR	RS	SC	SP
(MT,SP)	-0.0939 ^{***}	0.0199	0.0976 ^{***}	0.0283	0.0765 [*]	0.1322 ^{***}	0.1895 ^{***}	0.1525 ^{***}	0.0318
(MS,SP)	-0.1107 [*]	-0.3294 ^{***}	-0.0986 ^{**}	-0.0357	0.0111	-0.1494 ^{***}	-0.1636 ^{**}	-0.2191 ^{***}	-0.0833
(GO,SP)	0.1919 ^{***}	0.1729	-0.2024 ^{***}	0.0805 [*]	0.0332	0.0036	-0.0884	0.0136	0.0615
(RJ,SP)	-0.0759	0.0238	-0.0398	-0.2929 ^{***}	-0.1627 [*]	-0.0194	-0.0389	0.0124	-0.0329
(MG,SP)	-0.0004	-0.0107	-0.0035	-0.0312	-0.2379 ^{***}	0.0332	0.0449	-0.0003	0.1019 [*]
(PR,SP)	-0.1378 [*]	-0.1713 [*]	0.026305	-0.0426	-0.0376	-0.4106 ^{***}	-0.1724	-0.0866	-0.1455
(RS,SP)	0.1964 ^{***}	0.1668 ^{**}	0.0607	-0.0067	0.0212	0.1694 ^{**}	-0.0282	0.2991 ^{***}	0.2153 ^{**}
(SC,SP)	0.0154	-0.0259	0.0274	0.0346	-0.0047	0.0840	0.0589	-0.4193 ^{***}	0.0557
Adj. R ²	0.3599	0.3448	0.4424	0.4092	0.2068	0.3972	0.2999	0.2783	0.2345

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Estimação do modelo VEC por meio do SUR interativo;
 (***), (**) e (*) estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% probabilidade, respectivamente.

Tabela 12 – Elasticidades de ajustamento no curto prazo, janeiro de 1980 a agosto de 2003

Elasticidade de curto prazo	MT	MS	GO	RJ	MG	PR	RS	SC	SP
MT(-1)	-0.1532 ^{**}	0.1511 ^{**}	0.0543	0.1186 [*]	-0.0012	-0.0763	-0.1305	-0.1329	-0.1164
MS (-1)	0.1910 ^{***}	0.0744	0.2594 ^{***}	0.1394 ^{**}	0.0875	0.2131 ^{***}	0.2607 ^{***}	0.2537 ^{***}	0.2166 ^{***}
GO (-1)	0.2115 ^{***}	0.1297 ^{**}	0.3633 ^{***}	0.0501	0.2137 [*]	0.1727 [*]	0.1589	0.0322	0.0669
RJ (-1)	0.0143	-0.0963	-0.1362	-0.0992	-0.0995	-0.0677	-0.1614	-0.1842 [*]	-0.0995
MG (-1)	0.0514	0.0497	0.1056 [*]	-0.0228	-0.0523	0.0111	0.0244	0.063788	0.0948
PR (-1)	-0.0174	0.0860	-0.2933 ^{***}	-0.1837 [*]	-0.0529	-0.3043 ^{***}	-0.2598 ^{**}	-0.181916	-0.0978
RS (-1)	-0.1534 [*]	-0.1502	0.0391	0.0134	-0.1518	-0.1061	-0.3364 ^{***}	-0.2625 ^{**}	-0.2242 [*]
SC (-1)	-0.0085	0.0655	-0.0426	0.1494 [*]	0.2036 [*]	0.3241 ^{***}	0.4359 ^{***}	0.3149 ^{***}	0.1925 [*]
SP (-1)	0.2389 ^{***}	0.0826	0.3145 ^{***}	0.3214 ^{***}	0.3401 ^{***}	0.3569 ^{***}	0.4516 ^{***}	0.4328 ^{***}	0.4058 ^{***}

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (***) , (**) e (*) estatisticamente significativo a 1%, 5% e 10% probabilidade, respectivamente.

4.3. Grau de integração no mercado brasileiro de suínos

A análise do grau de integração entre os mercados é baseada nas estimativas do modelo VEC, e pode ser sintetizada em uma única medida a qual se dá o nome de perfil de persistência. O cálculo desse perfil foi proposto por Pesaran e Shin (1996).

O perfil de persistência (PP) mede a resposta de cada uma das relações de co-integração a um choque em todo o sistema. Sendo assim, o grau de integração é definido como o tempo de reação para que cada uma das relações de equilíbrio de longo prazo possa absorver um choque em todo o sistema. Eles enfocam a variância incremental do erro de desequilíbrio no tempo $t+k$, à medida que o horizonte de tempo aumenta em um período.

A Tabela 14 mostra perfis de persistência calculados a partir do modelo restrito, de acordo com a metodologia descrita, para cada uma das nove relações de equilíbrio de longo prazo, e o tempo de reação estimado para absorver um choque no sistema como um todo. Esses perfis mostram que, em geral, os choques no sistema são removidos rapidamente, sendo a maior parcela eliminada até completar o primeiro mês.

Os perfis de persistência calculados para Mato Grosso (Tabela 13), indicam que, quando há choque em todo o sistema que afeta o equilíbrio de longo prazo entre o estado supracitado e São Paulo, 21,1% $[(1-0,78892) \times 100]$ dos ajustamentos se dão no primeiro mês e, aproximadamente, 74,0% dentro de cinco meses. Desequilíbrios entre Mato Grosso do Sul e São Paulo são removidos um pouco mais rápido, em que 38,6% dos ajustamentos acontecem até o primeiro mês subsequente ao choque. Observou-se que o ajustamento mais rápido ocorre no estado de Minas Gerais, em que cerca de 58,8% dos ajustamentos se dão no prazo de um mês.

Tabela 13 – Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração, janeiro de 1980 a março de 2005

Horizonte	(MT,SP)	(MS,SP)	(GO,SP)	(RJ,SP)	(MG,SP)	(PR,SP)	(RS,SP)	(SC,SP)
0	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1	0,7889	0,6141	0,6897	0,4771	0,4119	0,5429	0,5398	0,4822
2	0,6190	0,3946	0,4938	0,2889	0,2096	0,3141	0,3386	0,2823
3	0,4745	0,2602	0,3524	0,1972	0,1224	0,1909	0,2319	0,1842
4	0,3559	0,1748	0,2478	0,1411	0,0778	0,1199	0,1651	0,1257
5	0,2599	0,1192	0,1714	0,1025	0,0521	0,0770	0,1185	0,0869
6	0,1869	0,0820	0,1167	0,07457	0,0360	0,0500	0,0843	0,0599
7	0,1325	0,0567	0,0782	0,0539	0,0253	0,0326	0,0593	0,0409
8	0,0926	0,0391	0,0517	0,0384	0,0179	0,0213	0,0409	0,0276
9	0,0640	0,0267	0,0339	0,0269	0,0126	0,0138	0,0279	0,0185
10	0,0437	0,0181	0,0219	0,0186	0,0088	0,0089	0,0188	0,0123
11	0,0295	0,0120	0,0141	0,1270	0,0062	0,0057	0,0126	0,0081
12	0,0196	0,0078	0,0089	0,0085	0,0042	0,0037	0,0084	0,0053
13	0,0128	0,0049	0,0057	0,0056	0,0029	0,0023	0,0057	0,0035
14	0,0083	0,0031	0,0036	0,0037	0,0021	0,0015	0,0038	0,0023
15	0,0052	0,0019	0,0023	0,0024	0,0014	0,0009	0,0026	0,0015
16	0,0032	0,0012	0,0015	0,0016	0,0009	0,0006	0,0018	0,0010
17	0,0019	0,0007	0,0009	0,0011	0,0007	0,0004	0,0013	0,0007
18	0,0012	0,0005	0,0006	0,0008	0,0005	0,0002	0,0009	0,0005
19	0,0007	0,0003	0,0004	0,0006	0,0003	0,0001	0,0006	0,0003
20	0,0004	0,0002	0,0003	0,0004	0,0002	0,0000	0,0004	0,0002
21	0,0002	0,0002	0,0002	0,0003	0,0002	0,0000	0,0003	0,0001
22	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002	0,0001	0,0000	0,0002	0,0000
23	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000
24	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

Tratando-se de um choque em todo o sistema, afetando o equilíbrio de longo prazo entre SP e SC, verificou-se que 51,8% dos ajustamentos acontecem no primeiro mês e, aproximadamente, 81,6% dentro de três meses. Já os desequilíbrios entre Rio Grande do Sul e São Paulo são removidos um pouco mais devagar, com apenas 46,0% dos ajustamentos ocorrendo no primeiro mês e 76,8% em três meses. No que se refere aos estados de Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro e Paraná, o efeito do choque ainda permanece em 61,4%; 68,9%; 47,7%; e 54,3%, respectivamente, após um mês; só após o vigésimo segundo dia do segundo mês é que o choque é absorvido totalmente.

A Figura 3 permite melhor visualização da dinâmica de ajustamento, ou seja, do tempo de reação estimado para cada uma das nove relações de equilíbrio de longo prazo, [(MT, SP), (MS, SP), (GO, SP), (ES, SP), (RJ, SP),

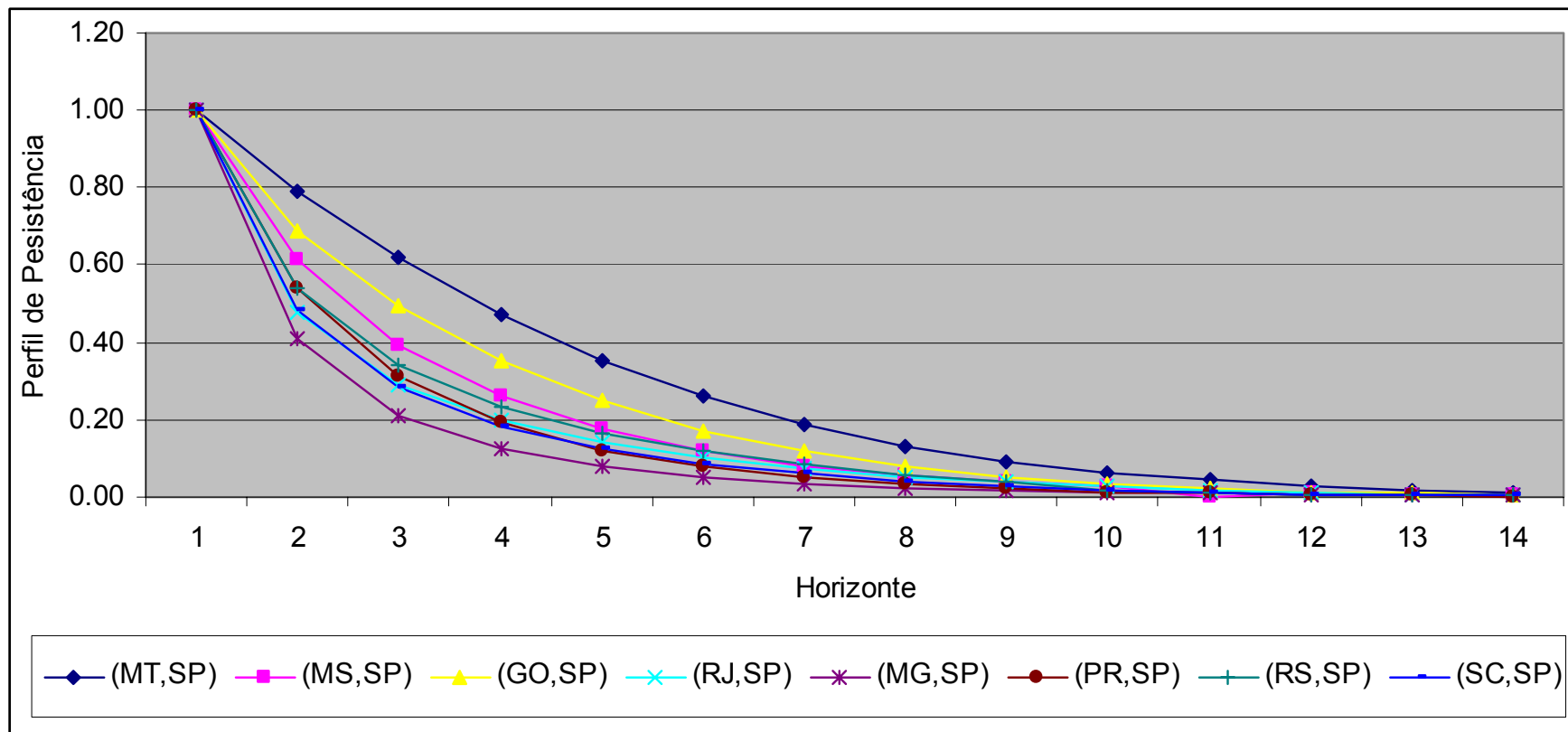
(MG, SP), (PR, SP), (RS, SP) e (SC, SP)], diante de um choque em todo sistema, num horizonte de 22 meses.

Como os perfis de persistência captam todo o caminho de ajustamento entre dado estado e São Paulo, torna-se útil construir uma estatística para resumir os ajustamentos mostrados na Tabela 14 e na Figura 3, ou seja, uma medida que represente o grau de integração entre os mercados. Nesse sentido, foram calculados os perfis de persistência medianos, ou vidas médias, definidos como o número de meses necessários para que ocorressem 50% dos ajustamentos do efeito de um choque de cada estado com São Paulo e os demais participantes do mercado. A Tabela 14 contém as estimativas das persistências medianas.

Nota-se que o ajustamento entre São Paulo e Minas Gerais, de acordo com a estimativa visualizada na Tabela 15, indica maior grau de integração, pois, a qualquer choque, verifica-se uma reação de forma mais rápida, dado que sua vida média é inferior a um mês (0,850), ou seja, para este estado 50% dos ajustamentos ocorreram até o vigésimo sexto dia posterior ao choque no sistema com um todo, no período analisado. Já para os estados do Rio de Janeiro e Santa Catarina, os ajustamentos ocorreram em, aproximadamente, 29 dias posteriores ao choque no sistema.

Pela Tabela 14, constata-se, ainda, que os estados do Paraná e Rio Grande do Sul também apresentaram os preços da carne suína adaptando-se com maior velocidade a desequilíbrios nos preços do mercado com, aproximadamente, um mês e seis dias. Os estados do Centro-Oeste apresentaram ajustamento mais lento, quando comparado aos outros estados.

Assim, pode-se inferir, em relação aos resultados estimados, que maior grau de integração foi verificado entre os principais estados exportadores e consumidores de carne suína, que são também as localidades mais próximas de São Paulo.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 3 – Ajustamento das relações de co-integração diante de um choque em todo o sistema, tomando-se como base o Estado de São Paulo, janeiro 1985 a março de 2005.

Tabela 14 – Estimativas dos perfis de persistência medianos, janeiro de 1985 a março de 2005

Estados	PP mediano – meses
MG	0,850
RJ	0,956
SC	0,966
PR	1,187
RS	1,197
MS	1,216
GO	1,956
MT	2,787

Fonte: Dados da pesquisa.

O baixo grau de integração verificado entre o Centro-Oeste e São Paulo pode estar relacionado à distância entre eles. Verifica-se que, em geral, o mercado brasileiro de carne suína apresentou, durante o período analisado, grande dinamismo em relação ao comportamento dos preços nas diferentes localidades que compõem o mercado, e que os preços reagiram de forma relativamente rápida a choques.

Estudo realizado por González-Rivera e Helfand (2001), sobre o mercado de arroz no País, revelou que as meias-vidas dos perfis de persistência foram de dois a três meses em média, enquanto, neste estudo, com relação à carne suína, com exceção apenas dos estados da Região Centro-Oeste, do Rio Grande do Sul e do Paraná, foram obtidas estimativas inferiores a um mês, semelhante ao resultado obtido por Pereira (2005) para o mercado de carne bovina.

O desenvolvimento dos meios de comunicação, com destaque para a internet, pode ter contribuído de forma significativa para dinamizar o mercado de suínos durante o período analisado, sinalizando uma melhora no fluxo de informações desse mercado. Pode-se citar, ainda, a propagação das empresas que vendem informações sobre os mercados, e os órgãos e instituições do governo, que coletam e divulgam preços.

4.3.1. Determinantes do grau de integração no mercado brasileiro de suínos

Na análise de integração de mercado, devem-se levar em consideração os diversos fatores que podem estar afetando o grau de integração. Assim, buscou-se, neste tópico, analisar o papel das variáveis relacionadas ao capital físico, capital humano, comércio, oferta e demanda de carne suína sobre o grau de integração, demonstrado pelo tempo de ajustamento a choques (perfil de persistência mediano).

Inicialmente, foi feita uma análise de correlação no intuito de melhor conhecer o relacionamento das diversas variáveis selecionadas como determinantes do grau de integração de mercado, isto é, do período de ajustamento a choques como forma de mostrar o que se espera com o tempo de ajustamento, caso haja alguma mudança nas referidas variáveis.

A Tabela 15 apresenta os coeficientes de correlações simples entre as variáveis selecionadas e o perfil de persistência mediano. Nota-se que a variável representativa do capital físico relacionada à infra-estrutura de comunicação, representada pelo número de terminais telefônicos em serviços para cada 100 habitantes (-0,8700), foi a variável que apresentou o maior grau de relação com o perfil mediano. Como pode-se observar, esta variável apresentou sinal negativo, indicando que aqueles estados que apresentaram maior acesso à infra-estrutura de comunicação reduziram o tempo de ajuste a desequilíbrios, mostrando maior grau de integração no mercado.

O segundo maior coeficiente de correlação com o perfil de persistência mediano foi verificado na variável representativa da infra-estrutura de transporte, tal como a densidade das rodovias federais pavimentadas (-0,8462). Este resultado indicou que a extensão de estradas pavimentadas disponíveis possui forte relação linear com o grau de integração dos mercados, mostrando que maiores extensões de rodovias federais pavimentadas estiveram associados a menor tempo de ajustamento a choques.

Tabela 15 – Coeficiente de correlação simples entre variáveis selecionadas e perfil de persistência mediano, janeiro de 1980 a março de 2005

Variáveis	Correlação com o perfil de persistência mediano
Densidades das rodovias federais pavimentadas	-0.8462
População estadual (% do total nacional)	-0.6644
PIB <i>per capita</i>	-0.6711
Capital residencial rural	-0.7219
Produção de carne suína (% do total nacional)	-0.3440
Índice de comércio	-0,1144
Taxa estadual de desfrute	0.8184
Anos de escolaridade da população adulta	-0.4792
Distâncias entre as capitais	0.8150
Estimativa do custo do frete	0.6552
Terminais telefônicos/100 habitantes	-0,8700
Número de estabelecimentos de abate de suínos	-0.4375
PIB agrícola <i>per capita</i>	0,2116
Número de focos de febre aftosa	-0.5471
Número de focos de peste suína clássica	-0.3252

Fonte: Dados da pesquisa.

A taxa de desfrute do rebanho (0,8184) para os estados foi a terceira variável que apresentou maior grau de relacionamento com o perfil de persistência. O sinal positivo encontrado indicou que maiores níveis de produtividade do rebanho estiveram relacionados com menor grau de integração no mercado. Embora aparentemente incoerente, é interessante ressaltar que o papel da produtividade no grau de integração de mercados possui caráter ambíguo. Os altos níveis de produtividade estadual podem significar menores necessidades de importação por parte dos estados deficitários, implicando menor necessidade de integração com outras localidades, como forma de atender a demanda local, e vice-versa.

As variáveis representativas da renda do estado, como o PIB *per capita* (-0,6711) e o capital residencial rural (-0,7219), também apresentaram alto padrão de relacionamento com o tempo de reação a choques, mostrando que quanto maior a riqueza de um estado, menor tende a ser o tempo de ajustamento a choques ocorridos no sistema.

As informações relativas aos custos de transporte entre as localidades, representadas pelas estimativas do frete para São Paulo (0,6552) e a distância em relação a esse estado (0,8150), também mostraram relacionamento significativo com os perfis de persistência medianos, indicando que maiores custos de transporte estiveram relacionados a maior tempo de ajuste a desequilíbrios, ou seja, a menor grau de integração.

Por outro lado, as variáveis que retratam menor grau de associação linear com o perfil de persistência mediano foram as variáveis representativas dos fatores sanitários. Notou-se que essas apresentaram correlação negativa moderada a fraca com o grau de integração, o que evidencia que não são tão relevantes como fatores indicativos do grau de integração dos mercados brasileiros de suínos.

O número de estabelecimentos de abate de carne suína com registro no SIF (-0,4375), variável representativa do capital físico, também apresentou correlação baixa com o grau de integração no mercado.

No que tange às variáveis representativas do fluxo de comércio, percentual da produção estadual de carne suína em relação ao total nacional (-0,3440) e índice de comércio (-0,1144), essas apresentaram baixos coeficientes de correlação com o perfil de persistência mediano. Estes resultados indicam que o fluxo de comércio entre as regiões não possui forte relação linear com o tempo de ajustamento a choques, ou melhor, com o grau de integração dos mercados. Vale destacar que devido à dificuldade em determinar suas variáveis representativas, optou-se pela permanência na análise.

O sinal negativo encontrado para o coeficiente de correlação do perfil de persistência mediano com o percentual da população indica que aumentos da população local em relação à população nacional estiveram relacionados linearmente com menor tempo de ajustamento a choques, isto é, maior grau de integração no mercado durante o período analisado. Este resultado evidencia que crescimento populacional em relação ao total nacional esteve relacionado a altos níveis de consumo estadual, o que pode significar escassez do produto e, em conseqüência, maior necessidade de importar de outras regiões como forma de obter o produto para suprir a demanda local, aumentando a integração de mercado,

Quanto aos sinais dos coeficientes calculados, observou-se que a maioria das variáveis selecionadas na análise apresentou sinais esperados para os coeficientes de correlação com o perfil de persistência mediano, com exceção das variáveis número de focos de febre aftosa e peste suína clássica.

4.3.2. Análise dos componentes principais e grau de integração no mercado brasileiro de suínos

No intuito de avaliar os determinantes do grau de integração entre os mercados, usou-se, nesta pesquisa, a análise dos componentes principais, conduzida no sentido de resumir as informações contidas nas 15 variáveis originais selecionadas como explicativas em pequeno conjunto denominado componentes. Esses representam uma combinação linear das variáveis originais, e podem ser interpretados conforme a importância das variáveis que os compõem.

A Tabela 16 contém os cinco primeiros componentes principais (CP), as raízes características maiores que 1, a proporção da variância no conjunto original de variáveis, que pode ser explicada por cada componente, e a variância acumulada.

Em relação à proporção da variabilidade das variáveis selecionadas como explicativas do grau de integração, verificou-se que o primeiro componente principal (CP1) explica, aproximadamente, 44,62% da variância contida nas variáveis originais. O CP2 explica um montante de 20,18%. O terceiro e o quarto componentes explicam, isoladamente, 13,70% e 9,05% das variações, respectivamente. Portanto, os quatro primeiros componentes explicam conjuntamente 87,56% da variância total. Já o quinto componente explica apenas 7,22% das variações. Conjuntamente, os cinco componentes principais explicam cerca de 94,78% da variabilidade das variáveis selecionadas como explicativas do grau de integração. É interessante observar que cada componente tem um significado próprio e relevante, o que faz com que a variância total seja mais bem distribuída entre os cinco primeiros componentes, evitando-se a dominância por uma ou outra variável.

Tabela 16 – Componentes obtidos na análise dos componentes principais dos determinantes do grau de integração dos mercados brasileiros de suínos, 1985 a 2003

Variáveis	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5
Densidades das rodovias federais	-0.375	0.025	0.016	-0.163	0.044
População estadual (%)	-0.313	-0.227	-0.168	-0.026	0.279
PIB <i>per capita</i>	-0.321	0.198	-0.145	-0.209	-0.214
Capital residencial rural	-0.330	-0.230	-0.180	0.043	-0.004
Produção de carne suína (%)	-0.284	0.349	0.078	0.217	0.073
Índice de comércio	-0.178	0.435	0.197	0.179	0.012
Taxa estadual de desfrute	0.228	0.365	-0.048	0.319	0.079
Anos de escolaridade da população adulta	-0.261	0.294	-0.264	-0.273	-0.109
Distâncias entre as capitais	0.223	0.307	-0.392	-0.075	0.135
Estimativa do custo do frete	0.261	0.298	-0.328	0.085	0.167
Terminais telefônicos/100 habitantes	0.174	0.028	0.590	0.029	-0.194
Estabelecimentos de abate de suínos	-0.288	0.170	0.177	0.364	0.132
PIB agrícola <i>per capita</i>	0.047	0.311	0.187	-0.565	-0.345
Número de focos de febre aftosa	-0.180	0.126	0.342	-0.213	0.566
Número de focos de peste suína clássica	-0.226	-0.007	-0.092	0.402	-0.558
Autovalor	6,694	3,027	2,056	1,3578	1,083
Variância explicada (%)	44,62	20,18	13,70	9,05	7,22
Variância acumulada	44,62	64,80	78,51	87,56	94,78

Fonte: Dados da pesquisa.

Os dados da Tabela 16 permitem a identificação das variáveis que encontram-se associadas a cada um dos componentes principais. Essa associação é observada mediante o coeficiente de correlação entre os componentes e as variáveis em análise. A magnitude relativa dos coeficientes de correlação foi o fator determinante da importância relativa das variáveis em cada componente.

O CP1 mostrou-se mais relacionado com os estados que possuem maior acesso a rodovias federais pavimentadas, maior população, PIB *per capita* e capital residencial rural.

O CP2 está associado aos grandes estados produtores de carne suína, estando relacionado aos grandes fluxos de comércio estimados para as localidades e taxa estadual de desfrute. Este componente apresentou ainda uma forte relação com anos de escolaridade da população.

O CP3, por sua vez, está relacionado a estados com baixo custo de transporte (pequena distância, baixos valores para as estimativas do frete), bem como ao grande número de terminais telefônicos.

Já o CP4 mostrou associação com os estados que têm pequeno número de estabelecimentos para abate de carne suína e baixo PIB agrícola *per capita*.

O CP5 apresentou associação com os estados que possuem grandes números de febre aftosa e peste suína clássica.

As estimativas do relacionamento entre os perfis de persistência medianos e os componentes principais são analisadas através de regressão. Os escores observados para os componentes servem para ajustar o modelo de regressão linear, considerando-se o perfil de persistência mediano como representativo do grau de integração entre os mercados, isto é, o tempo necessário para que cada estado se ajuste aos choques em todo o sistema e, como variáveis explicativas, os quatro componentes definidos anteriormente. Não foi considerado o quinto componente devido à sua não-significância e ainda por ter prejudicado a significância dos outros coeficientes, além de reduzir o grau de liberdade na estimação.

O modelo foi estimado por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), mostrando-se estatisticamente significativo a 5% de probabilidade (teste F).

Os resultados mostram que os componentes explicam proporção relevante das diferenças estaduais no grau de integração de mercado. O coeficiente de determinação indicou que cerca de 91,39% da variabilidade do perfil de persistência mediano foi explicada por meio dos quatro componentes principais, indicando um bom ajustamento do modelo aos dados (Tabela 17).

Quanto às estimativas dos coeficientes do modelo, verificou-se uma relação inversa entre o CP1 e o perfil mediano. Considerando que o CP1 está mais relacionado a variáveis representativas do grau de crescimento econômico e social, este resultado é coerente, uma vez que se espera que estados com melhores infra-estruturas de transporte, mais populosos, com maior nível de riqueza, respondam mais rapidamente a choques, sendo, portanto, mais integrados.

Tabela 17 – Ajustamento dos parâmetros da regressão dos perfis de persistência medianos em relação aos componentes principais

Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão	Estatística t	P-valor
C	1.389	0.068	20.316	0.000
CP1	-0.193	0.026	7.286	0.005
CP2	-0.080	0.039	2.040	0.134
CP3	-0.095	0.048	-1.990	0.141
CP4	0.242	0.059	4.129	0.026
R ² = 0.9631		F statistic = 19.5662		
R ² Ajustado = 0.9139		P-valor F-statistic) = 0.0173		

Fonte: Dados da pesquisa.

Torna-se relevante ressaltar que a análise de regressão via componentes principais permite apenas avaliar o grau de associação entre as variáveis e não uma relação de dependência entre elas. Por isso, não se pode dizer que aumento ou diminuição em determinado componente irá provocar aumento ou diminuição no grau de integração entre os mercados (GONZÁLEZ-RIVERA; HELFAND, 2001).

Verificou-se relação inversa entre o CP2 e o tempo de ajustamento a desequilíbrios, sendo esta significativa a 15% de probabilidade. Dado que o CP2 está associado ao fluxo de comércio e nível educacional, é esperado que quanto maiores os indicadores de fluxo de comércio e nível educacional, maior é a integração entre os mercados detentores de tais características. É de conhecimento comum que quanto maior o nível de escolaridade da população adulta, maior a produtividade dos agentes responsáveis pelo fluxo de bens, em todos os níveis de mercado, como também a velocidade e a precisão do fluxo de informações, porque possuem maior acesso aos canais mais relevantes de obtenção das informações. Com isso, observou-se que aqueles estados que apresentaram os melhores indicadores de fluxo de comércio e nível educacional foram os mais integrados, dado que apresentaram menores tempos de ajustamento a choques ocorridos no sistema.

A relação inversa observada entre CP3 e o perfil mediano também era prevista, pelo fato de CP3 estar associado a menores custos de transporte e

maior acesso à infra-estrutura de comunicação. Porém, assim como CP2, este coeficiente também não se mostrou estatisticamente significativo a 10%, sendo significativo a 14%.

O CP4, que está relacionado ao reduzido número de estabelecimentos de abate de suínos, baixo PIB agrícola *per capita*, apresentou uma relação positiva e significativa a 5% de probabilidade com o grau de integração. Este resultado indica que os estados com estas características predominantes tenderam a apresentar um ajustamento mais lento a choques, sendo, portanto, menos integrados.

De maneira geral, os resultados apresentados evidenciaram que localidades que possuem maior acesso à infra-estrutura de comunicação, melhores níveis educacionais e melhor infra-estrutura de transporte são mais integrados, o que leva à aceitação da hipótese formulada neste estudo.

5. RESUMO E CONCLUSÕES

A atividade suinícola brasileira encontra-se distribuída nas diferentes regiões do País e tem experimentado, ao longo das três últimas décadas, enormes ganhos tecnológicos. Entretanto, é possível constatar grandes diferenças entre os sistemas produtivos das várias regiões, e essas podem decorrer, dentre outros fatores, da ineficiência de transmissão de incentivos de mercados. A ineficiência, resultante da heterogeneidade da produção e da concentração de mercado, cuja origem encontra-se no baixo nível educacional e na baixa tecnologia, tem interferido na integração de mercados.

A integração de mercado, em conceito multidimensional, engloba as relações de preços e os elementos que caracterizam os elos dos mercados, e assume papel preponderante no crescimento econômico de uma nação, estado e, ou, região específica.

Em razão da importância da suinocultura no contexto socioeconômico brasileiro, do papel desempenhado pela integração de mercado no crescimento econômico, e considerando que nenhum estudo para o setor tenha sido realizado com o intuito de analisar a integração desse mercado, faz-se relevante saber como os vários mercados regionais se relacionam.

O conhecimento acerca da forma de relacionamento entre os diversos mercados produtores e consumidores do País, bem como a identificação dos fatores determinantes dessa integração, poderá auxiliar no processo de implementação de políticas favoráveis à promoção da eficiência e equidade

entre os mercados regionais, possibilitando maior competitividade do País no mercado internacional.

A integração de mercados regionais assume papel de destaque no contexto de formação de aglomerados econômicos regionais e, ou, nacionais, principalmente quando se objetiva criar e, ou, manter um padrão internacional de competitividade. A busca pela crescente competitividade tem sido uma constância na cadeia suinícola brasileira.

Assim, pretendeu-se, neste trabalho, analisar se os diversos mercados brasileiros de suínos dos diferentes estados da federação são ou não interligados por meio de comércio e fluxo de informações ao longo do tempo, destacando-se, nessa análise, os aspectos relacionados à extensão do mercado, padrão de relacionamento entre os mercados e grau de integração entre as localidades.

Para alcançar esse objetivo, utilizou-se o conceito ampliado de integração de mercado, ou seja, foram considerados integrados os mercados que, durante o período analisado, possuíam um fluxo de mercadorias e de informações ao longo do tempo e espaço.

A metodologia usada na delimitação da extensão do mercado consiste na análise do comportamento de indicadores, construídos para captar o comportamento do potencial de comercialização das localidades com outras, e na aplicação do procedimento de Johansen para identificar o conjunto de localidades que possuem a mesma tendência de comportamento de preços, ou seja, o mesmo fluxo de informações ao longo do tempo. Na análise do padrão de relacionamento entre as localidades integradas, utilizou-se o Modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC). O grau de integração entre as localidades, definido como o tempo requerido para cada localidade ajustar-se a choques, foi estimado por meio do cálculo dos Perfis de Persistência Medianos.

A procura pela identificação das localidades integradas ao longo do tempo iniciou-se com os 16 estados que possuíam séries contínuas para os preços recebidos por produtores de suínos, no período de janeiro de 1980 a março de 2003, sendo eles: Acre, Pará, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás.

A partir dos resultados da análise do comportamento da produção e do consumo de carne suína, em que se objetivava identificar as localidades com potencial de comércio com as demais, foram eliminados os estados do Acre, Pará, Paraíba, Pernambuco e Espírito Santo. A procura pelas localidades que compartilharam as mesmas tendências nas séries de preços revelou que os preços de suínos nos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo compartilharam uma única tendência de comportamento ao longo do tempo, ou seja, apresentaram o mesmo fluxo de informação, e que os estados da Bahia e Ceará, quando inseridos na análise, acrescentaram uma nova tendência de comportamento, não constituindo parte do mercado de suínos.

Notou-se, então, que os nove estados mostraram-se integrados ao longo do período analisado, considerando que apresentaram-se engajados numa quantidade significativa de comércio, ao mesmo tempo em que compartilharam uma única tendência de comportamento dos preços.

Verificou-se que os estados do Sul e Centro-Oeste foram superavitários e os estados do Norte, Nordeste e Sudeste foram deficitários na produção de carne suína, durante o período analisado. Este resultado indica que o volume de comércio parece ter sido mais relevante para a integração das localidades em que ocorreu fluxo de comércio entre exportadores e importadores, e não para aqueles estados que estavam próximos da auto-suficiência. Nas localidades exportadoras de carne suína estão concentradas aquelas localidades que apresentaram grande desenvolvimento tecnológico no período analisado. Sendo assim, o processo de integração foi verificado, sobretudo, entre as regiões detentoras de uma suinocultura mais desenvolvida.

Quanto ao padrão de relacionamento estabelecido entre os nove estados integrados, observou-se que, embora não houvesse localidade dominante do comportamento no mercado, também não havia interação perfeita entre todos os estados. Verificou-se que a maior velocidade de ajustamento ocorreu entre Rio Grande do Sul e Santa Catarina e que o Mato Grosso e Mato Grosso do Sul foram os estados que reagiram a maior número de desequilíbrios transitórios nas relações de equilíbrio de longo prazo. Constatou-se, também, que os vetores de co-integração não estiveram relacionados com a forma de inserção dos estados no mercado. Essas análises

reafirmam a necessidade de um tratamento multidimensional entre as variáveis, ao contrário da tradicional análise bivariada utilizada em análises de integração entre localidades distintas.

No curto prazo, observou-se que São Paulo foi o estado que liderou, significativamente, as variações nos preços dos demais estados que compõem o mercado brasileiro de carne suína.

Quanto à análise do grau de integração, ou seja, a verificação das localidades que são mais e menos integradas, constatou-se que os estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e Santa Catarina foram os que se ajustaram mais rapidamente a desequilíbrios no sistema, possuindo, portanto, maior grau de integração com o mercado. Já os estados do Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Rio Grande do Sul e Paraná apresentaram ajustamento mais lento, indicando que foram as localidades menos integradas do mercado.

Acredita-se que as diferenças quanto ao manejo, raças do rebanho e sistemas de produção, e a distâncias entre os mercados supracitados e o mercado de São Paulo podem ser fatores explicativos do menor grau de integração em relação a São Paulo.

De modo geral, observou-se que o mercado brasileiro de suínos apresentou grande dinamismo em relação ao comportamento dos preços nas diferentes localidades que compõem o mercado, considerando que todos os ajustes ocorreram relativamente rápidos, ou seja, num período de menos de três meses.

Em relação à análise dos determinantes do grau de integração no mercado brasileiro de suínos, pode-se dizer que há uma relação direta entre as localidades que possuem maior acesso à infra-estrutura de comunicação, melhores níveis educacionais e melhor infra-estrutura de transporte com o grau de integração, o que permite inferir que há um relacionamento entre o nível de desenvolvimento econômico e social dos estados e o grau de integração. Portanto, medidas direcionadas à melhoria da infra-estrutura de transporte e comunicação, além do aumento do nível educacional da população, podem contribuir para o aumento do grau de relacionamento entre as localidades do mercado e, dessa forma, aumentar sua eficiência e competitividade.

Assim, espera-se que este trabalho auxilie os formuladores de políticas e as instituições ligadas ao setor no conhecimento dos principais aspectos

relacionados aos mercados integrados, bem como na identificação dos investimentos em educação, estrutura de transporte e comunicação necessários para ampliar a interação entre os diferentes estados da federação. Dessa forma, favorece-se a construção de uma suinocultura mais tecnificada em todas as localidades, o que, por sua vez, reduziria as diferenças regionais, principalmente, no fluxo de informações entre todas as localidades produtoras e consumidoras de carne suína.

As principais limitações deste trabalho estão relacionadas, inicialmente, à indisponibilidade de séries de preços para os estados em termos de macro e microrregiões, de modo que não é possível fazer uma análise da integração de mercado em termos regionais em cada estado. Uma outra limitação é o método de análise. Apesar de ser uma análise multivariada, o poder do teste decresce à medida que são adicionados novos parâmetros, ou seja, perdem-se graus de liberdade em razão do uso de muitas variáveis e, assim, tem-se redução do poder do teste. Acrescenta-se, ainda, o fato dos modelos de co-integração utilizados considerarem negócios unidirecionais contínuos. No entanto, nem sempre isto ocorre. Caso os negócios sejam bidirecionais e descontínuos, os resultados não são confiáveis e, então, faz-se necessário usar o modelo de *swithing regime* (quebra estrutural).

REFERÊNCIAS

- ALDERMAN, H. Intercommodity price transmittal: analysis of food markets in Ghana. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 55, n. 1, p. 43-64, 1993.
- ALEXANDER, C.; WYETH, E.J. Cointegration and market integration: an application to the Indonesian rice market. **The Journal of Development Studies**, v. 30, n. 2, p. 303-328, Jan. 1994.
- ANUALPEC. **Anuário estatístico da pecuária brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria e Comércio, vários anos.
- BARRETT, C.B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.
- BEAULIEU, J.J.; MIRON, J.A. Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. **Journal of Econometrics**, v. 23, n. 55, p. 305-328, 1993.
- BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. **Time series analysis: forecasting and control**. Holden-Day, San Francisco, 1976.
- CHATFIELD, C. **The analysis of time series: an introduction**. 5.ed. London: Chapman e Hall, 1996.
- COSTA, S.M.A.L.; FERREIRA FILHO, J.B.S. Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados de algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 38, n. 2, p. 41-70, 2000.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. **The American Economic Review**, v. 70, p. 312-326, 1980.

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

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econométrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

EViews. **User's guide**. Irvine: QMS, 1997. 656 p. (Versão 3.0).

FACKLER, P.L.; GOODWIN, B.K. **Spatial price analysis: a methodological review**. North Carolina: Department of Agricultural and Resource Economics, North Carolina State University, 2000. (Mimeogr.).

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

FERREIRA, R.L.C.; SOUZA, A.L. Técnicas de análise multivariada aplicadas ao manejo florestal no Brasil. **Boletim Técnico da Sociedade de Investigações Florestais**, Viçosa, n. 14, p. 21, ago. 1997.

FRANSES, P.H. **Testing for seasonal unit root in monthly data**. Rotterdam. Erasmus University, 1990. (Econometric Institute Report, 9032A).

FRANSES, P.H.; HOBJN, B. Critical values for unit root tests in seasonal time series. **Journal of Applied Statistics**, v. 24, p. 25-46, 1997.

FRANSES, P.H.; McALEER, M. Cointegration analysis of seasonal time series. In: OXLEY, L.; McALEERM, A. **Practical issues in cointegration analysis**. Oxford: MPG Books, 1999. cap. 8, p. 235-262.

GHYSELS, E.; PERRON, P. The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 55, n. 1, p. 57-99, 1993.

GHYSELS, E.; OSBORN, D.R. **The econometric analysis of seasonal time series**. Cambridge: Cambridge University Press, 2001. 228 p.

GARDNER, B.L.; BROOKS, K.M. Food prices and market integration in Russia. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 76, p. 641-646, 1994.

GOLETTI, F.; CHRISTINA-TSIGAS, E. Analyzing market integration. In: SCOTTI, G.J. (ed.). **Prices, products and people: analyzing agricultural markets in developing countries**. Boulder: Lynne Rienner, 1995.

GOLETTI, F.; AHMED, R.; FARID, N. Structural determinants of market integration: the case of rice markets in Bangladesh. **Developing Economies**, n. 33, p. 185-202, 1995.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S.M. The extent, pattern and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, Sep. 2000.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S.M. **Economic development and determinants of spatial integration in agricultural markets**. Riverside: University of California, 2001. (Working Paper, 28).

GONZALO, J.; GRANGER, C.W.J. Estimation of common long-memory components in the cointegrated systems. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 13, n. 1, p. 27-35, 1995.

GOODWIN, B.K. Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 14, p. 117-124, Jan. 1992.

GOODWIN, B.K.; SCHROEDER, T.C. Cointegration tests and spacial price linkages in regional cattle markets. **American Journal of Agricultural Economics**, p. 452-464, May 1991.

GOODWIN, B.K.; PIGGOT, N. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 2, n. 83, p. 302-317, 2001.

GRANGER, C.W.J.; ESCRIBANO, A. The long-run relationship between prices from an efficient market: the case of Gold and Silver. **University of California**, San Diego, 1997. (Mimeogr.).

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econométrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUIA 4 RODAS BRASIL. São Paulo: Abril, 1997.

HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analisys in econometric modeling**. New York: Prentice Hall, 1995. 176 p.

HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. Princeton, New Jersey: Princeton University, 1994.

HELFAND, S.M.; REZENDE, G.C. **Mudanças na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: o papel do Centro-Oeste**. Disponível em: <<http://www.nemesis.org.br>>. Acesso em: 28 nov. 2004.

HIDALGO, A.B.; VERGOLINO, J.R.O. O nordeste e o comércio inter-regional e internacional: um teste dos impactos por meio do modelo gravitacional. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 2, n. 4, p. 707-725, 1998.

HYLLEBERG et al. Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, v. 44, p. 215-238, 1990.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa de orçamentos familiares**. Rio de Janeiro, 2003. v. 15, n. 5, p. 1-84.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Anuário estatístico do Brasil. Rio de Janeiro, vários anos.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil**. Brasília, 2004. 39 p. (Texto para discussão, 1009).

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of co-integration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in co-integrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University, 1995.

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

MACKINNON, J.G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, p. 601-618, 1996.

MADDALA, G.S.; KIM, I.M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. 505 p.

MINGOTI, S.A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 297 p.

MIRON, J.A. **The economics of seasonal cycles**. Cambridge: MIT Press, 1996.

NOGUEIRA, F.T.P. **Integração dos mercados internos e externos de café**. 2005. 120 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

PATTERSON, K. **An introduction to applied econometrics: a time series approach**. New York: St. Martin's Press, 2000. 795 p.

PESARAN, M.H.; SHIN, Y. Cointegration and speed of convergence to equilibrium. **Journal of Econometrics**, v. 71, p. 117-143, 1996.

PEREIRA, L.R. **Integração espacial no mercado brasileiro de boi gordo**. 2005. 166 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

PHILLIPS, P.C.B. Optimal inference in cointegrated systems. **Econometrica**, v. 59, p. 283-306, Mar. 1991.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Econometria: modelos e previsões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. 726 p.

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal Agricultural Economics**, n. 68, p. 102-109, 1986.

RICHARDSON, D.J. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. **Journal of International Economics**, n. 8, p. 341-351, 1978.

SANTANA, A.C. Comercialização e integração de mercado na pecuária de corte do Estado do Pará. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36., 1998, Poços de Caldas. **Anais...** Brasília: SOBER, 1998.

SANTANA, A.C.; BRANDT, S.A. Encadeamento de preços na pecuária de corte: uma aplicação do modelo de correção de erros. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 29, n. 2, p. 135-149, 1991.

SEXTON, R.J.; KING, C.L.; CARMEN, H.F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery. **American Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 73, p. 568-580, Aug. 1991.

SPILLER, P.T.; WOOD, R.O. The estimation of transactions costs in arbitrage models. **Journal of Econometrics**, v. 39, p. 309-326, 1988.

SUINOCULTURA INDUSTRIAL, São Paulo, Gessulli Agribusiness, v. 23, n. 1, 2001.

SUINOCULTURA INDUSTRIAL, São Paulo, Gessulli Agribusiness, v. 26, n. 1, 2004a.

SUINOCULTURA INDUSTRIAL, São Paulo, Gessulli Agribusiness, v. 175, n. 1, 2004b.

TIMER, C.P. **The corn economy of Indonésia**. Ithaca, New York: Cornell University Press, 1987. p. 145-167.