

LEONARDO BORNACKI DE MATTOS

**EFEITOS DE CUSTOS DE TRANSAÇÃO SOBRE A  
INTEGRAÇÃO ESPACIAL DE MERCADOS REGIONAIS  
DE CARNE DE FRANGO NO BRASIL**

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  
2008

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

T

M444e  
2008

Mattos, Leonardo Bornacki, 1977-

Efeitos de custos de transação sobre a integração  
espacial de mercados regionais de carne de frango no  
Brasil / Leonardo Bornacki Mattos. – Viçosa, MG, 2008.  
xv, 162f.: il. (algumas col.) ; 29cm.

Inclui apêndice.

Orientador: Viviani Silva Lirio.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 150-156.

1. Carne de frango - Brasil - Mercado. 2. Carne de  
frango - Brasil - Preços. 3. Mercados financeiros.  
4. Custo de transação. 5. Economia agrícola. 6. Inte-  
gração econômica. I. Universidade Federal de Viçosa.

II. Título.

CDD 22.ed. 338.1

LEONARDO BORNACKI DE MATTOS

**EFEITOS DE CUSTOS DE TRANSAÇÃO SOBRE A  
INTEGRAÇÃO ESPACIAL DE MERCADOS REGIONAIS  
DE CARNE DE FRANGO NO BRASIL**

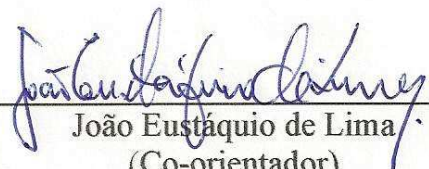
Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.


APROVADA: 18 de abril de 2008.

  
Fernando Tadeu Pongelupe Nogueira

  
José Luis dos Santos Rufino

  
Marília Fernandes Maciel Gomes

  
João Eustáquio de Lima  
(Co-orientador)

  
Viviani Silva Lirio  
(Orientadora)

## AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo dom da vida.

Aos meus pais, Luiz e Maria das Graças, pelo amor incondicional e pelos ensinamentos mais importantes para a minha vida. Aos meus irmãos, Luiz Flávio e Leandro, e à Lanna, pelo apoio irrestrito e por estarem sempre próximos nos momentos mais difíceis.

Aos professores do Departamento de Economia Rural, em especial a Viviani Silva Lirio, minha orientadora, e João Eustáquio de Lima e Antônio Carvalho Campos, meus co-orientadores, que são exemplos a serem seguidos e que muito contribuíram para minha formação acadêmica.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, especialmente à Carminha, Graça, Cida e Tedinha, que, carinhosamente, sempre estiveram à disposição.

Aos amigos Carlos André, Christiano, Chico e Alexandre Gervásio, companheiros de caminhada e de república, pela amizade.

Ao Sr. Ézio José Santiago, Técnico de Planejamento da CONAB, pelas incomensuráveis contribuições para a realização deste trabalho.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realização do curso e ao CNPq, pela concessão da bolsa de estudos.

## **BIOGRAFIA**

LEONARDO BORNACKI DE MATTOS, filho de Luiz Gonzaga de Mattos e Maria das Graças Bornacki de Mattos, nasceu no dia 21 de novembro de 1977 na cidade do Rio de Janeiro.

Em 1998 iniciou o curso de Ciências Econômicas na Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais, em Belo Horizonte, graduando-se em 2002.

Em março de 2003, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, em nível de Mestrado, no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de tese em dezembro de 2004.

Em março de 2005, iniciou o curso de Doutorado em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de tese em 18 de abril de 2008.

Em julho de 2007, ingressou no quadro de docentes da Universidade Federal de Viçosa, *campus* Rio Paranaíba, após ter sido aprovado em concurso público em maio de 2007.

## SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS .....	vii
LISTA DE FIGURAS .....	xi
RESUMO .....	xii
ABSTRACT .....	xiv
1. INTRODUÇÃO .....	1
1.1. Considerações iniciais .....	1
1.2. O problema e sua importância .....	4
1.3. Hipótese .....	8
1.4. Objetivos .....	8
2. REVISÃO DE LITERATURA .....	10
3. REFERENCIAL TEÓRICO .....	27
3.1. Integração espacial dos mercados .....	28
3.2. Integração, eficiência e bem-estar .....	31

	Página
3.3. Arbitragem espacial e a lei do preço único .....	35
3.4. Interdependência oligopolística .....	38
3.5. Arbitragem espacial e a lei do preço único x interdependência oligopolística .....	50
3.6. Custos de transação e suas eventuais fontes na comercialização de carne de frango .....	53
4. METODOLOGIA .....	58
4.1. Referencial analítico .....	58
4.1.1. Co-integração como teste de integração e suas limitações ..	60
4.1.2. Métodos alternativos à co-integração .....	65
4.1.3. Co-integração com <i>threshold</i> .....	68
4.2. Modelo empírico .....	74
4.3. Definição, descrição e fonte dos dados .....	80
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	84
5.1. Análises preliminares das séries de preços .....	84
5.2. Delimitação espacial do mercado de carne de frango inteiro resfriado .....	91
5.3. Determinação do mercado central formador de preço .....	95
5.4. Processo de transmissão de preços do mercado central aos demais mercados regionais .....	98
5.4.1. Testes de co-integração e equilíbrio de longo prazo .....	99
5.4.1.1. Testes de co-integração e equilíbrio de longo prazo entre os preços de carne de frango inteiro resfriado, segundo procedimentos propostos por Johansen (1988) .....	100

5.4.1.2. Testes de co-integração e equilíbrio de longo prazo entre os preços de carne de frango inteiro resfriado, segundo procedimentos propostos por Engle e Granger (1987) .....	103
5.4.2. Modelos auto-regressivos (AR) e auto-regressivos com <i>threshold</i> (TAR <i>models</i> ) univariados .....	108
5.4.3. Modelos bivariados lineares de ajustamento de preços (VEC linear) .....	114
5.4.4. Modelos bivariados não-lineares com três regimes (TVEC <sub>3</sub> ) .....	118
5.4.5. Modelos não-lineares com dois regimes (TVEC <sub>2</sub> ) <i>versus</i> modelos não-lineares com três regimes (TVEC <sub>3</sub> ) .....	136
6. RESUMO E CONCLUSÕES .....	144
REFERÊNCIAS .....	150
APÊNDICE .....	157

## LISTA DE TABELAS

	Página
1	Matriz de custos de transação: possíveis origens de custos de transação nos canais de distribuição ..... 57
2	Estatísticas descritivas das variáveis $BH_t$ , $CE_t$ , $DE_t$ , $GO_t$ , $OP_t$ , $PA_t$ , $PE_t$ , $PG_t$ , $RS_t$ , $SC_t$ e $SP_t$ , de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 ..... 85
3	Distâncias entre o município de São Paulo e as praças de $BH$ , $CE$ , $DE$ , $GO$ , $OP$ , $PA$ , $PE$ , $PG$ , $RS$ e $SC$ , em quilômetros ..... 87
4	Número de relações de co-integração, entre as praças analisadas, segundo resultados dos testes do traço e do máximo autovalor ..... 93
5	Teste de exogeneidade fraca realizado para as variáveis $BH_t$ , $DE_t$ , $GO_t$ , $OP_t$ , $PG_t$ , $RS_t$ , $SC_t$ e $SP_t$ , de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 ..... 98
6	Testes do traço e do máximo autovalor para co-integração entre os preços de frango inteiro resfriado em São Paulo e nas praças de $BH$ , $CE$ , $DE$ , $GO$ , $OP$ , $PA$ , $PE$ , $PG$ , $RS$ e $SC$ , de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007..... 101

7	Relações de co-integração entre o preço do frango resfriado em São Paulo e nas praças de <i>BH, CE, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	104
8	Testes de raiz unitária EG e AEG, realizados para os resíduos das equações de co-integração entre São Paulo e as praças de <i>BH, CE, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , obtidas a partir dos procedimentos de Engle-Granger, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	106
9	Teste da hipótese de perfeita integração através do teste de razão de verossimilhança para restrições nos parâmetros de co-integração referentes às praças de <i>BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , obtidos a partir dos procedimentos de Johansen, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	107
10	Estimativas de modelos auto-regressivos (AR) e auto-regressivos com <i>threshold</i> (TAR) para os resíduos das relações de co-integração entre São Paulo e as praças de <i>BH, CE, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , obtidas pelo método dos MQO, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	110
11	Estimativas de modelos VEC bivariados para as praças de <i>BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , considerando São Paulo o mercado central, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	116
12	Estimativas dos parâmetros de <i>threshold</i> ( $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$ ) a partir da estimação de modelos TVEC <sub>3</sub> bivariados para as praças de <i>BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , considerando São Paulo o mercado central, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	122
13	Exportações de carne de frango por Unidades da Federação, em toneladas, em 2006 .....	125
14	Estimativas de modelos TVEC <sub>3</sub> bivariados e teste de linearidade para as praças de <i>BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , considerando São Paulo o mercado central, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	128

15	Estimativas dos coeficientes auto-regressivos de primeira ordem ( $\rho^j$ ) e das meias-vidas a partir de modelos TVEC <sub>3</sub> bivariados para as praças de <i>BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , considerando São Paulo o mercado central, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	134
16	Determinação do número de regimes de ajustamento de preços com base na estatística LR <sub>23</sub> , obtida a partir dos modelos não-lineares com dois e três regimes, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	137
17	Estimativas de modelos TVEC <sub>2</sub> bivariados para as praças <i>DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , considerando São Paulo o mercado central, para o período de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	139
18	Estimativas dos coeficientes auto-regressivos de primeira ordem ( $\rho^j$ ) e das meias-vidas a partir de modelos TVEC <sub>2</sub> bivariados para as praças de <i>DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS</i> e <i>SC</i> , considerando São Paulo o mercado central, para o período de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	141
1A	Produção de carne de frango por regiões e Unidades da Federação, em toneladas, em 2006 .....	158
2A	Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis <i>BH<sub>t</sub>, CE<sub>t</sub>, DE<sub>t</sub>, GO<sub>t</sub>, OP<sub>t</sub>, PA<sub>t</sub>, PE<sub>t</sub>, PG<sub>t</sub>, RS<sub>t</sub>, SC<sub>t</sub></i> e <i>SP<sub>t</sub></i> , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	159
3A	Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis <i>OP<sub>t</sub>, PG<sub>t</sub>, SC<sub>t</sub>, SP<sub>t</sub>, DE<sub>t</sub>, RS<sub>t</sub>, BH<sub>t</sub></i> e <i>GO<sub>t</sub></i> , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	160
4A	Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis <i>OP<sub>t</sub>, PG<sub>t</sub>, SC<sub>t</sub>, SP<sub>t</sub>, DE<sub>t</sub>, RS<sub>t</sub>, BH<sub>t</sub>, GO<sub>t</sub></i> e <i>PE<sub>t</sub></i> , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	160
5A	Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis <i>OP<sub>t</sub>, PG<sub>t</sub>, SC<sub>t</sub>, SP<sub>t</sub>, DE<sub>t</sub>, RS<sub>t</sub>, BH<sub>t</sub>, GO<sub>t</sub>, PE<sub>t</sub></i> e <i>CE<sub>t</sub></i> , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	161

6A	Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis $OP_t$ , $PG_t$ , $SC_t$ , $SP_t$ , $DE_t$ , $RS_t$ , $BH_t$ , $GO_t$ , $PE_t$ , $CE_t$ e $PA_t$ , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007 .....	161
7A	Número de defasagens incluídas nos modelos VEC, segundo critério de informação de Akaike e teste para autocorrelação do multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey .....	162

## LISTA DE FIGURAS

	Página
1	Competição oligopolística espacial sob preço FOB ..... 40
2	Determinação de preço a partir da teoria do preço-base ..... 48
3	Impacto do desvio do equilíbrio de longo prazo ( $Z_{t-1}$ ) sobre o ajustamento de preço: (a) modelo vetorial de correção de erro (VEC); (b) modelo vetorial de correção de erro com um <i>threshold</i> ; (c) modelo vetorial de correção de erro com dois <i>thresholds</i> ..... 72
4	Preço diário de frango inteiro resfriado, em nível atacadista, nas principais praças produtoras no Brasil, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007, em R\$/100 kg ..... 89

## RESUMO

MATTOS, Leonardo Bornacki de, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, abril de 2008. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. Orientadora: Viviani Silva Lirio. Co-orientadores: Antônio Carvalho Campos e João Eustáquio de Lima.

Custos de transação não-desprezíveis restringem a transmissão de choques de preços entre mercados espacialmente separados, o que reduz a possibilidade de os mercados se tornarem economicamente integrados. O objetivo deste trabalho foi analisar os efeitos de custos de transação sobre a integração espacial do mercado interno de carne de frango inteiro resfriado no período de janeiro de 1998 a junho de 2007. Pretendeu-se verificar se os mercados regionais são espacialmente integrados, estudar a dinâmica espacial e temporal de transmissão de preços entre os mercados e investigar a presença de assimetrias e descontinuidades no processo de transmissão de preços, bem como as diferenças entre os custos de transação existentes nos mercados analisados. A metodologia utilizada baseou-se em modelos econométricos formulados a partir da técnica *Threshold Cointegration*, como os modelos auto-regressivos univariados com *threshold* (modelos TAR) e modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVEC), bivariados, com dois (TVEC<sub>2</sub>) e três (TVEC<sub>3</sub>)

regimes. Foram utilizadas séries diárias de preços nas praças que apresentam maior potencial de comercialização e para as quais existem dados disponíveis, em nível atacadista, da carne de frango inteiro resfriado, a saber: São Paulo (SP), Descalvado (SP), Porto Alegre (RS), Litoral Catarinense (SC), Oeste Paranaense (PR), Ponta Grossa (PR), Belo Horizonte (MG), Goiânia (GO), Fortaleza (CE), Recife (PE) e Belém (PA). As estimativas para os custos que devem ser incorridos para transmitir choques de preços entre os mercados indicam a presença de significativas barreiras à transmissão de preços entre os mercados, que provavelmente surgem em função dos custos de transação. Aparentemente, esses custos decorrem, sobretudo, dos custos relativos ao frete, uma vez que, quase sempre, estiveram associados à distância entre o mercado central e cada uma das demais praças. As exceções ocorreram com as praças do Litoral Catarinense, Porto Alegre e, principalmente, do Oeste Paranaense e Ponta Grossa. Quanto à dinâmica de curto prazo, os resultados obtidos mostraram que, de maneira geral, as observações estiveram concentradas nos regimes para os quais não se espera co-integração entre o preço do mercado central e o preço de cada uma das demais praças. Os coeficientes de ajustamento estimados, na maior parte dos casos, ratificaram a posição de São Paulo como mercado formador de preços. Constatou-se, também, que os preços são pouco sensíveis a eventuais desvios da relação de equilíbrio de longo prazo. As estimativas das meias-vidas mostraram ser necessário período relativamente longo de tempo para que os choques de preços sejam eliminados. Os parâmetros de *threshold* estimados e as meias-vidas calculadas indicaram que o processo de transmissão de preços é assimétrico. Constatou-se ser mais fácil transmitir aumentos de preços ocorridos em São Paulo aos demais mercados do que transmitir as reduções de preços. Elevados custos de transação, provavelmente decorrentes dos custos associados ao frete, e a alta perecibilidade da carne de frango podem explicar, pelo menos em parte, esse resultado.

## ABSTRACT

MATTOS, Leonardo Bornacki de, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, April, 2008. **Effects of transaction costs on the spatial integration of the internal market for frozen whole chicken.** Adviser: Viviani Silva Lirio. Co-advisers: Antônio Carvalho Campos and João Eustáquio de Lima.

Non-negligible transaction costs restrict the transmission of price shock between markets spatially separated, reducing the possibilities that the markets may become economically integrated. The aim of this work was to analyze the effects of transaction costs on the spatial integration of the internal market for frozen whole chicken, from January 1998 to June 2007. Further objectives were verifying whether the regional markets are spatially integrated, studying the spatial and temporal dynamics of price transmission between the markets, investigating the presence of asymmetry and discontinuities in the process of price transmission, besides investigating differences among the transaction costs of the analyzed markets. The applied methodology was based on econometric models formulated from the Threshold Cointegration Analysis, such as Threshold Autoregressive Models (TAR) and Threshold Vector Error Correction Model (TVEC), bivariate, with two (TVEC2) and three (TVEC3) regimes. Daily price

series of the markets in São Paulo (SP), Descalvado (SP), Porto Alegre (RS), Coast of Santa Catarina (SC), West of Paraná (PR), Ponta Grossa (PR), Belo Horizonte (MG), Goiânia (GO), Fortaleza (CE), Recife (PE) and Belém (PA) were used, for these markets presented a major commercialization potential and available data, in wholesale level, for frozen whole chicken meat. The estimates for the costs which must be incurred in order to transmit price shocks between the markets indicate the presence of significant barriers to the price transmission between the markets, existing probably due to the transaction costs. Such costs come apparently due to freight costs, since they were most of time associated to the distance between the central market and each of the other markets. The exceptions occurred specially with the markets of the coast of Santa Catarina, Porto Alegre and specially west of Paraná and Ponta Grossa. About the short-term dynamics, the obtained results showed that, in overview, the observations were concentrated on the regimes where cointegration between the price in the central market and each of the other markets is not expected. In most of the cases, the estimated adjustment coefficients ratified São Paulo's position as price setter. It could also be noted that the prices are not very sensitive to eventual deviations of the balance relations in a long term. The half-life estimates showed that a relatively long period is necessary to eliminate price shocks. The estimated threshold parameters and the calculated half-lives showed that the price transmission process is asymmetric. It could be noted that price increases occurred in São Paulo can be more easily transmitted to further markets than price reductions. High transaction costs deriving probably from freight associated costs and the high perishability of the chicken meat can explain at least partially this obtained result.

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1. Considerações iniciais

Os mercados agropecuários desempenham papel importante na economia de uma nação, sobretudo em países que apresentam vantagens comparativas expressivas na agricultura e na pecuária, como o Brasil. Nesses mercados, informações como aquelas referentes às variáveis preço e qualidade, embora nem sempre completas, são transmitidas entre agentes econômicos, norteadas decisões de naturezas diversas, como o que e quanto produzir.

Nos últimos anos, tem sido expressivo o número de estudos que se propõem a verificar se mercados agropecuários, especialmente separados, são economicamente integrados. Embora amplamente empregado na literatura especializada, não há, como ressaltado por Fackler e Goodwin (2000), uma definição universalmente aceita para o termo “mercados integrados”. Esses autores propõem que a integração seja vista como uma medida do grau em que choques isolados de demanda e de oferta de determinado produto, em uma região, são transmitidos às demais regiões.

O estudo de Barrett (1996) pode ser considerado um dos principais a manifestar preocupação quanto à adequação dos métodos até então disponíveis para realização das análises de integração. Sob o argumento de que tais métodos

dependem basicamente dos dados disponíveis, Barrett (1996) hierarquiza os métodos existentes em três níveis: os do nível I utilizam apenas dados de preços; os do nível II combinam dados de custos de transação<sup>1</sup> e de preços; os do nível III combinam dados de fluxos de mercadorias e de preços, o que elimina a necessidade de séries referentes aos custos de transação.

Ocorre que, quase sempre, os dados de custos de transação e do fluxo de mercadorias entre mercados não são disponíveis, seja pela dificuldade de coletá-los ou, até mesmo, pela impossibilidade de mensurá-los. Barrett e Li (2002) argumentam não haver garantias de que todos os custos de transação sejam mensuráveis.

Park et al. (2002) frisam que apenas uma fração dos custos de transação é de conhecimento dos *traders*, uma vez que a atuação desses agentes se limita a segmentos da cadeia de comercialização. Os custos de transferência, normalmente utilizados como medidas dos custos de transação, não refletiriam, segundo esses autores, os custos das informações, das apólices de seguro, financeiros e de comercialização. Baulch (1997) ressalta que, mesmo quando os custos de transação podem ser mensuráveis, esses dados raramente são de mesma periodicidade das séries de preços, o que impede o uso conjunto dessas variáveis.

A indisponibilidade de dados referentes aos custos de transação tem sido a responsável principal pela predominância, na literatura especializada, de estudos do nível I. Desse nível fazem parte os trabalhos que utilizam desde simples análises de correlação, de regressões e de causalidade de Granger, até aqueles que empregam técnicas mais recentes de séries temporais, como análise de Co-integração e Modelos de Correção de Erro.

Na década de 1990, a literatura referente à econometria de séries temporais evoluiu substancialmente. Grandes avanços ocorreram, sobretudo nos procedimentos e testes utilizados nas análises de estacionariedade das séries. O uso crescente das técnicas mais modernas permite concluir que, na sua grande maioria, as séries de preços, tipicamente utilizadas nas análises de integração de

---

<sup>1</sup> Custos de transação são os custos que os agentes enfrentam todas as vezes que recorrem ao mercado, ou seja, são os custos de se negociar, redigir e garantir o cumprimento de um contrato (FIANI, 2002).

mercados, são não-estacionárias. Essa constatação trouxe consigo a necessidade de adequação dos métodos até então empregados nas análises de integração.

A co-integração, introduzida por Engle e Granger (1987) e refinada por vários outros autores, como, por exemplo, Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), fornece o tratamento adequado às séries não-estacionárias. Quando aplicável, permite que regressões que contemplem esse tipo de variável sejam realizadas sobre seus níveis, sem que se incorra no problema da regressão espúria, além de não se perder informação de longo prazo, o que ocorre quando são utilizadas séries diferenciadas. Ainda, como ressaltado por Barrett (1996), a co-integração diferencia a dinâmica do ajustamento de preços entre o curto e o longo prazo, admitindo instabilidades de curto prazo nas margens de comercialização, que não necessitam ser fixas, mas apenas estáveis no longo prazo. Além disso, através da co-integração, é possível considerar elementos importantes para a análise, como a autocorrelação e os componentes sazonais.

Certo é que as técnicas de co-integração passaram a ser a principal e, muitas vezes, a única ferramenta empregada nas análises de integração de mercados, tendo sido usadas, se não em todos, em vários dos estudos recentes referentes aos mercados agropecuários no Brasil.

Por meio da co-integração, González-Rivera e Helfand (2001b) investigam a integração entre os mercados de arroz em 19 Estados brasileiros. Nogueira (2001) estuda a integração entre os principais mercados brasileiros de café. Coelho (2002) investiga a integração entre os mercados interno e externo de algodão. Bacchi e Alves (2004) analisam o processo de integração vertical da cadeia de comercialização do açúcar cristal empacotado na região Centro-Sul do Brasil. Pereira (2005) avalia a integração espacial no mercado brasileiro de boi gordo. Nogueira (2005) trabalha a questão da integração entre os mercados brasileiros de café, além de considerar, também, a integração desses mercados com os mercados externos dessa *commodity*. Rosado (2006) estuda a integração dos mercados de suínos nos diferentes Estados brasileiros.

No entanto, nenhum desses estudos considera o fato de que a transmissão das variações de preços de um mercado para outro não ocorre, necessariamente,

de maneira contínua. Ao contrário do assumido nesses estudos, há custos no processo de ajuste a eventuais desequilíbrios nas relações entre os preços, o que pode inviabilizar esse processo.

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

Custos de transação não-desprezíveis restringem a transmissão de choques de preços entre mercados espacialmente separados, o que reduz a possibilidade de os mercados se tornarem economicamente integrados. A transmissão de preços somente ocorre quando os ganhos com a arbitragem superam os custos de transação. Quando os custos excedem os ganhos, choques isolados não devem ser transmitidos entre os mercados, o que determina uma situação na qual os preços não se relacionam. Então, em função de custos de transação, o processo de ajustamento de preços não ocorre, necessariamente, de maneira contínua.

A técnica tradicional de co-integração, utilizada na maior parte das pesquisas realizadas no Brasil sobre a integração de mercados, adota a hipótese de que, em mercados integrados, choques isolados de preços são sempre transmitidos a outro(s) mercado(s), mesmo em situações nas quais os custos incorridos nas transações superam os ganhos obtidos. Portanto, os estudos que utilizam a técnica tradicional de co-integração são, em alguma medida, limitados, por não considerarem os efeitos de custos de transação sobre o processo de transmissão dos preços.

Segundo Barrett (2001), quando os custos de transação não são devidamente considerados, as análises não refletem a verdadeira relação entre os mercados. Isso porque esses custos se tornam um componente dos termos de erro das regressões que envolvem os preços praticados em cada um dos mercados. Os parâmetros estimados são, portanto, viesados e inconsistentes.

Fackler e Goodwin (2000) ressaltam que esse é um problema ainda maior em países em desenvolvimento, como o Brasil. Nesses países, a infraestrutura de transporte e comunicação é, geralmente, precária, os mecanismos de

garantias contratuais são inadequados e a instabilidade política é freqüente, o que resulta na elevação expressiva dos custos de transação.

Ressalta-se que, embora existam indícios de custos de transação expressivos, sobretudo nos mercados de produtos perecíveis<sup>2</sup>, como as carnes bovina, suína, de peixe e de frango, nenhum dos estudos já realizados sobre o processo de integração de mercados agropecuários no Brasil levou em consideração os efeitos de custos de transação sobre tal processo. É verdade, também, que vários de seus autores reconhecem esse fato como uma das principais limitações das análises por eles apresentadas e, portanto, que esforços devam ser despendidos a fim de se avançar nesse sentido<sup>3</sup>.

Nesse contexto, o presente estudo se propôs a fornecer uma análise alternativa às já existentes para *commodities* agropecuárias brasileiras, especificamente ao se considerarem os efeitos de custos de transação. Pretendeu-se mostrar que é possível considerar esses efeitos sobre o processo de integração, mesmo que estejam disponíveis apenas dados relativos aos preços. Para isso, utilizou-se a técnica *Threshold Cointegration*, que consiste numa combinação dos métodos tradicionais de co-integração com a presença de não-linearidades e descontinuidades nas relações entre os preços.

Para alcançar os objetivos propostos neste estudo, analisou-se o mercado interno de carne de frango inteiro resfriado. Foram consideradas as praças que apresentam maior potencial de comercialização e para as quais existem dados disponíveis, em nível atacadista, da carne de frango resfriado, a saber: São Paulo (SP), Descalvado (SP), Porto Alegre (RS), Litoral Catarinense (SC), que inclui os municípios de Itajaí e Florianópolis, Oeste Paranaense (PR), que inclui os municípios de Toledo, Cascavel, Palotina e Medianeira, Ponta Grossa (PR), Belo Horizonte (MG), Goiânia (GO), Fortaleza (CE), Recife (PE) e Belém (PA). Em

---

<sup>2</sup> O fato de custos de transação serem elevados em mercados de produtos perecíveis foi destacado por Miljkovic e Paul (2001).

<sup>3</sup> Ver, por exemplo, limitações e sugestões para trabalhos futuros mencionadas nos estudos de Nogueira (2005) e Pereira (2005).

conjunto, os estados nos quais essas praças estão localizadas respondem por cerca de 90% da produção interna de carne de frango<sup>4</sup>.

A escolha do mercado de carne de frango pode ser explicada por dois motivos principais: a possibilidade de os custos de transação serem elevados e a aderência desse mercado aos pressupostos da teoria econômica.

Mercados como o das carnes de frango, entre as quais estão incluídas as aves resfriadas e congeladas e seus cortes, devem apresentar elevados custos de transação, sobretudo nas atividades de comercialização. Esses produtos são altamente perecíveis, o que impõe cuidados especiais no seu manuseio e sua conservação em câmaras frias, tanto para armazenagem quanto para o transporte, o que eleva substancialmente os custos envolvidos<sup>5</sup>. O processo de transferência de carnes de uma localidade para outra exige, portanto, sincronia entre os abatedouros (atacadistas) e varejistas, com vistas a minimizar o tempo gasto com tal processo e manter o produto apto para consumo por maior período. Além dos custos referentes a uma estrutura física específica, como depósitos e caminhões equipados com câmaras frias, tal processo demanda, geralmente, contratos que devem ser firmados e monitorados pelas partes envolvidas, o que também implica custos.

A existência de contratos relativos à atividade de transporte de cargas frigorificadas na indústria avícola foi confirmada, por exemplo, por Araújo e Martins (2001), os quais identificaram que, no Estado do Paraná, a principal estratégia adotada pelas companhias processadoras de carne de frango é a terceirização total da frota de caminhões, por meio da contratação de transportadoras de médio e grande porte. Segundo esses autores, a necessidade de contratos advém, principalmente, da grande especificidade, tanto locacional quanto física, dos ativos envolvidos no processo de transporte das cargas refrigeradas.

---

<sup>4</sup> Valores referentes à produção de carne de frango, em 2006, por regiões e Unidades da Federação, são apresentados na Tabela 1A do Apêndice.

<sup>5</sup> A título de ilustração, Canever (1997) afirma que os custos de transporte incorridos na distribuição da carne de frango aos mercados consumidores são consideravelmente superiores aos custos do transporte dos insumos (pintos de um dia, rações e medicamentos), em razão de grandes distâncias a serem percorridas e da necessidade de refrigeração da carne.

No que se refere à especificidade locacional, o estudo realizado por Araújo e Martins (2001) constatou haver necessidade de as transportadoras localizarem-se próximas aos pontos de embarque e desembarque dos produtos refrigerados, a fim de permitir melhor gerenciamento das transações. Quanto à especificidade física dos ativos, a conclusão é de que esta é significativa e se deve, principalmente, a investimentos na compra de caminhões com equipamentos de refrigeração, *pallets*, cor específica e logomarca da empresa contratante, além de seguros contra terceiros. Todos esses requisitos são definidos através de contratos formais entre os transportadores e os donos das cargas. As especificidades dos caminhões são tão elevadas que, se for necessária a venda deles, seriam recuperados não mais que 60% do capital neles investido.

Siffert Filho e Faveret Filho (1998) ressaltam que o custo incorrido para transferir produtos de uma localidade a outra é significativo, a ponto de o maior distanciamento dos centros consumidores, aliado à preferência do consumidor por frango fresco, implicar a perda de competitividade da agroindústria.

Então, o estudo da integração dos mercados de um produto que, provavelmente, apresenta custos de transação significativos na sua comercialização deve permitir uma noção mais precisa de tais custos e, portanto, das limitações das pesquisas que não os consideram.

O segundo ponto que motivou a escolha do mercado de carne de frango inteiro está associado à identidade desse mercado com os pressupostos teóricos que circundam o estudo da integração de mercados. A teoria econômica, ao explicar o processo que conduz os mercados à integração, assume a hipótese de que mercados regionais comercializam produtos homogêneos, sendo o preço a variável que os diferencia<sup>6</sup>.

O frango inteiro, diferentemente da carne comercializada em cortes, é um produto homogêneo e está pouco associado às marcas<sup>7</sup>. De acordo com Pinotti (2005), o frango inteiro, resfriado ou congelado, por requerer baixo nível de processamento industrial, oferece reduzidas possibilidades para diferenciação do

---

<sup>6</sup> Esse assunto é discutido no Capítulo 3.

<sup>7</sup> Sobre esse assunto, ver, por exemplo, Zanatta et al. (2002) e Guimarães (2005).

produto, de maneira que as empresas ofertam produtos com características similares às dos ofertados pelos concorrentes. Alguns autores, como Siffert Filho e Faveret Filho (1998), consideram o frango inteiro uma *commodity*.

Assim, a questão principal a ser respondida com esta pesquisa é se custos de transação são importantes para determinar a integração de mercados, especificamente do mercado nacional de carne de frango.

### **1.3. Hipótese**

No Brasil, os custos de transação relativos aos mercados regionais de carne de frango inteiro resfriado são elevados e dificultam ou, até mesmo, impedem que mercados espacialmente separados se tornem economicamente integrados.

### **1.4. Objetivos**

O objetivo geral deste trabalho foi o de analisar os efeitos de custos de transação sobre a integração espacial do mercado brasileiro de carne de frango inteiro resfriado, no período de 1998 a 2007.

Especificamente, pretendeu-se:

- a) Verificar se os mercados regionais são espacialmente integrados.
- b) Estudar a dinâmica espacial e temporal de transmissão de preços entre os mercados.
- c) Investigar a presença de assimetrias no processo de transmissão de preços, ou seja, se choques positivos de preços são transmitidos na mesma velocidade e magnitude que os choques negativos.
- d) Investigar a existência de discontinuidades no processo de transmissão de preços entre os mercados.
- e) Investigar, sob a ótica quantitativa, se há diferenças entre os custos de transação existentes nos mercados analisados, ou seja, se tais custos são efetivamente maiores em alguns mercados do que em outros.

Para atender aos objetivos propostos, este trabalho foi estruturado em cinco capítulos, além dessa Introdução. O capítulo 2 apresenta uma revisão da literatura sobre estudos de integração de mercados, na qual são ressaltados os mercados analisados, os métodos, os testes e os dados utilizados, bem como os principais resultados encontrados. No capítulo 3, são apresentados os referenciais que fornecem a sustentação teórica tanto para a formulação da análise proposta por este estudo quanto para a discussão dos resultados obtidos. O capítulo 4 é destinado à apresentação da Metodologia, em que são discutidas as limitações das técnicas de co-integração como ferramentas de análises da integração de mercados, a evolução dessas técnicas, a fim de que sejam considerados os efeitos dos custos de transação, além da apresentação dos modelos empíricos e dos dados utilizados. No capítulo 5 são apresentados e discutidos os resultados alcançados. O capítulo 6, no qual são apresentadas as conclusões, finaliza este estudo.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

Neste capítulo, procura-se mostrar em que contexto se insere a análise de integração de mercados regionais proposta para o mercado de carne de frango inteiro resfriado no Brasil. Pretende-se registrar a maneira com que os métodos utilizados nas análises foram aprimorados, principalmente, ao longo das duas últimas décadas. Para isso, apresenta-se uma revisão de literatura na qual se encontram os estudos de maior destaque na literatura internacional, além daqueles realizados no Brasil. Ressaltam-se os mercados analisados, os métodos, os testes e os dados utilizados, bem como os principais resultados encontrados. Ao final deste capítulo, deve estar claro que, apesar de a literatura internacional já contemplar os efeitos de custos de transação, o mesmo ainda não pode ser afirmado para os estudos realizados no Brasil.

A partir de meados da década de 1980, os estudos sobre integração de mercados passaram a ocupar espaço cada vez maior na literatura especializada. Ravallion (1986) pode ser considerado um dos primeiros autores a manifestar preocupação com os métodos até então utilizados nas análises, quase sempre baseados em simples coeficientes de correlação entre os preços.

Ravallion (1986) propôs um modelo econométrico para se estudar a diferença de preços entre mercados espacialmente separados, modelo este que evita os problemas contidos nas inferências baseadas em correlações estáticas

entre os preços. O modelo é capaz de extrair um conjunto de informações maior que aqueles obtidos a partir dos métodos até então utilizados com o mesmo conjunto de dados. Além disso, em razão do caráter dinâmico do modelo proposto, permite que seja feita distinção entre a integração de curto prazo e a de longo prazo.

Para ilustrar o método proposto, o autor analisou a integração em seis mercados de arroz em Bangladesh, a partir de séries mensais de preços, que cobriram o período de julho de 1972 a 1975, totalizando 36 observações. Os preços considerados foram normalizados em relação ao preço praticado na cidade de Dhaka, que é a capital e maior cidade do país. Os resultados sugeriram significativos afastamentos das condições de integração de mercados, tanto de curto prazo quanto de longo prazo.

O trabalho de Ravallion (1986) despertou, entre os estudiosos de integração de mercados, o interesse pelo assunto, o que fez surgir vários estudos de natureza tanto teórica quanto aplicada.

O estudo de Faminow e Benson (1990) teve o objetivo de apresentar um modelo teórico de integração de mercados baseado na interdependência oligopolística entre as firmas, que decorre de custos de transporte/transferência não-desprezíveis. Esse modelo, portanto, apresenta-se como complemento teórico aos pressupostos da arbitragem espacial e da Lei do Preço Único.

Para ilustrar o modelo proposto, os autores analisaram o mercado de suínos no Canadá, para o que utilizaram o modelo econométrico desenvolvido por Ravallion (1986). Foram utilizados preços semanais de suínos praticados em cinco cidades canadenses, referentes ao período de janeiro de 1965 a 20 de dezembro de 1975, o que totalizou 572 observações. Em função do modelo econométrico utilizado, as séries de preços foram diferenciadas uma vez, o que conduz à análise da interdependência entre as variações nos preços, e não nos níveis de preços.

A análise empírica baseou-se em estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para todas as combinações de pares de preços. Os resultados indicaram práticas não-competitivas de preços para um subgrupo de mercados

canadenses, no período de 1965 a 1970, e sistema competitivo de preços no período após 1970, embora os testes sejam sensíveis às características institucionais dos referidos mercados.

Goodwin e Schroeder (1991) analisaram empiricamente a integração espacial em 11 mercados regionais de boi gordo nos Estados Unidos. Foram utilizadas séries temporais semanais de preços do boi gordo, que cobriram o período de janeiro de 1980 a setembro de 1987, totalizando 400 observações. Foram estudados tanto os mercados que apresentam os maiores volumes de comércio quanto aqueles com os menores volumes.

Neste estudo, a análise empírica evolui para a aplicação de testes de raiz unitária e de co-integração. As relações de co-integração entre os diversos pares de séries temporais de preços foram estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), normalizadas para os mercados de Nebraska, Kansas e Omaha, embora apenas os resultados referentes ao mercado de Nebraska tivessem sido apresentados pelos autores. A escolha desses três mercados para normalização das relações de co-integração foi feita, segundo os autores, de modo arbitrário. Entretanto, foi ressaltado o fato de tais mercados apresentarem grandes volumes de comércio e localização central em relação aos demais.

Os resultados indicaram que os preços nos diferentes mercados regionais exibiram moderada divergência no período analisado, o que significa que a integração foi limitada. Mercados separados por grandes distâncias apresentaram menor grau de integração quando comparados aos mercados mais próximos, o que foi justificado pelos autores pelos elevados riscos e custos de transporte entre os mercados. Goodwin e Schroeder (1991) concluíram, também, ter ocorrido aumento da integração entre os mercados ao longo do período, o que ocorreu paralelamente à elevação da concentração do mercado estudado.

Sexton et al. (1991) desenvolveram e aplicaram metodologia para testar a eficiência da arbitragem inter-regional no mercado de *commodities*. A metodologia proposta pelos autores requer apenas dados de preços em diferentes mercados e é capaz de fornecer informações referentes a integração, eficiência,

margens de comercialização e competitividade dos mercados. A estimação foi feita a partir de um modelo *switching regime*, que é composto por três regimes: um referente a uma situação de eficiente arbitragem; outro, à relativa escassez; e o terceiro, um regime de relativa abundância.

A metodologia proposta por Sexton et al. (1991) foi por eles aplicada ao mercado de aipo nos Estados Unidos. A estimação envolveu dados semanais de preços de aipo, que cobriram o período de janeiro de 1985 a dezembro de 1998. Os mercados incluídos no estudo foram selecionados de acordo com o volume de comércio, o que levou à seleção dos cinco maiores mercados (Boston, Chicago, Los Angeles, New York e San Francisco), bem como pela localização geográfica, quando foi selecionado o mercado de Atlanta.

Os resultados obtidos apontaram na direção de significativos afastamentos da condição de arbitragem eficiente para os mercados. A probabilidade de arbitragem cresceu significativamente à medida que foram introduzidas na análise defasagens associadas às transferências de produtos da Califórnia a mercados mais distantes.

González-Rivera e Helfand (2001b) analisaram a integração nos mercados brasileiros de arroz nos diferentes Estados brasileiros, considerando-se aspectos relacionados com delimitação espacial dos mercados, forma de relacionamento entre estes e determinação dos mercados que são mais ou menos integrados.

Esses autores utilizaram dados mensais referentes ao preço pago ao produtor de arroz, em 19 Estados brasileiros, que cobriram o período de janeiro de 1970 a agosto de 1997. González-Rivera e Helfand (2001b), por meio de análise multivariada, identificaram a extensão geográfica do mercado brasileiro de arroz. Os resultados indicaram que, dos 19 Estados considerados na análise, 15 pertenciam ao mesmo mercado econômico. Posteriormente, através da metodologia desenvolvida por Pesaran e Shin (1996), estimaram os Perfis de Persistência, que indicam o grau de integração do mercado. Os autores demonstraram que grandes volumes de comércio não foram suficientes para garantir elevado grau de integração. Entre outros fatores, a distância física e as

diferenças qualitativas dos produtos podem contribuir para redução do grau de integração. González-Rivera e Helfand (2001b) sugeriram que estudos posteriores concentrassem na explicação dos determinantes do grau de integração, o que foi feito posteriormente, por exemplo, por Pereira (2005), em estudo sobre a integração do mercado de boi gordo no Brasil.

O estudo de Goodwin e Holt (1999) foi um dos primeiros a utilizar a técnica de co-integração com *threshold*<sup>8</sup>, desenvolvida por Balke e Fomby (1997), para análises empíricas de integração de mercados. Os primeiros autores analisaram o processo de transmissão de preços na cadeia de carne bovina. Eles investigaram de que modo choques de preços são transmitidos entre produtor, atacado e varejo. O ponto de partida da análise foi o fato de estudos anteriores que tiveram o mesmo objetivo terem ignorado propriedades importantes das séries temporais utilizadas, especialmente a possibilidade de se tratar de séries não-estacionárias.

A principal contribuição do estudo de Goodwin e Holt (1999) foi o fato de esses autores terem considerado a possibilidade de os processos de transmissão de preços serem não-lineares, o que ainda não havia sido feito. Para isso, utilizaram a técnica de co-integração com *threshold*, desenvolvida inicialmente por Balke e Fomby (1997). Especificamente, foi estimado um modelo de correção de erros com *threshold* (modelo TVEC), que foi utilizado para investigar o comportamento do preço em cada nível da cadeia da carne bovina nos Estados Unidos.

O modelo estimado por Goodwin e Holt (1999) considerou dois *thresholds* ( $\gamma_1$  e  $\gamma_2$ ), o que estabeleceu três regimes de ajustamento e, então, a possibilidade de ajustamentos assimétricos. A estimação dos *thresholds* foi feita através de um *grid* de busca bidimensional, seguindo o procedimento proposto por Balke e Fomby (1997), cujo objetivo é o de minimizar a soma de quadrados dos resíduos do modelo estimado<sup>9</sup>.

---

<sup>8</sup> O termo *threshold* pode ser traduzido para o português como “limiar”. Entretanto, optou-se por manter o termo em inglês.

<sup>9</sup> Procedimento alternativo foi apresentado por Obstfeld e Taylor (1997), cujo objetivo é o de maximizar uma função de Verossimilhança.

O procedimento completo executado pelos autores envolveu três etapas: na primeira, utilizaram os testes de raiz unitária (ADF) e de co-integração (Johansen) para análise das séries temporais dos dados; na segunda, procuraram pelo primeiro *threshold* ( $\gamma_1$ ) entre 5% e 95% dos maiores valores, em termos absolutos, dos termos de correção de erro negativos e, de maneira similar, pelo segundo *threshold* ( $\gamma_2$ ) entre 5% e 95% dos maiores valores, dos termos de correção de erro positivos; na etapa final, testaram a significância estatística da não-linearidade por meio do método proposto por Hansen (1997).

Goodwin e Holt (1999) utilizaram séries de preços semanais, referentes aos níveis de produtor, atacado e varejo, que cobriram o período de janeiro de 1981 à primeira semana do mês de março de 1998, o que representou o total de 897 observações.

As relações de co-integração foram estimadas por MQO e normalizadas em relação aos preços no varejo. Em cada relação estimada, foi incluído um termo de intercepto. Dentre os três regimes de ajustamento de preços, predominou o segundo, no qual não há transmissão de preços entre os níveis de mercado. Este regime conteve 605 observações, e o primeiro e o terceiro, 182 e 110 observações, respectivamente.

Os resultados encontrados indicaram que, embora os testes confirmassem a presença de respostas assimétricas aos choques de preços, estas foram modestas e economicamente pouco significativas. Os resultados também sugeriram que os mercados tornaram-se relativamente mais eficientes na transmissão de informações através da integração vertical.

Goodwin e Piggott (2001) procuraram analisar a relação entre os preços de vários mercados regionais de milho e soja na Carolina do Norte. Esses autores, assim como Goodwin e Holt (1999), utilizaram auto-regressões com *threshold* e os métodos de co-integração propostos por Balke e Fomby (1997).

Foram utilizados dados de preços diários referentes aos quatro maiores mercados de milho e soja na Carolina do Norte, para o período de 2 de janeiro de 1992 a 4 de março de 1999, o que contabilizou 1.773 observações. Tanto para os mercados de milho quanto para os de soja, foram considerados mercados centrais

aqueles que apresentaram maiores volumes de comércio, de modo que as relações de co-integração entre os vários pares de preços foram normalizadas em relação aos mercados centrais. Portanto, tratou-se de uma análise de natureza bivariada, com os preços em cada mercado comparados aos dos mercados centrais. A análise de estacionariedade das séries foi implementada por meio dos testes de raiz unitária ADF.

Goodwin e Piggott (2001), seguindo Martens et al. (1998), utilizaram um modelo com dois *thresholds* ( $\gamma_1$  e  $\gamma_2$ ), o que definiu a existência de três regimes e permitiu, portanto, o ajustamento assimétrico de preços. Eles ressaltaram que o número de *thresholds* foi limitado pelo número de observações disponíveis. Assim como Goodwin e Holt (1999), esses autores procuraram pelo primeiro *threshold* ( $\gamma_1$ ) entre 1% e 99% dos maiores valores, em termos absolutos, dos termos de correção de erro negativos. De maneira similar, eles procuraram pelo segundo *threshold* ( $\gamma_2$ ) entre 1% e 99% dos maiores valores dos termos de correção de erro positivos. O teste de significância estatística da não-linearidade foi conduzido de acordo com o procedimento de Hansen (1997), que confirmou a significância do efeito *threshold*.

Os *thresholds* estimados foram razoavelmente simétricos em torno de zero. Dentre os seis modelos bivariados estimados (um para cada um dos três pares de mercado de milho e soja), em cinco deles o regime definido entre os dois *thresholds*, ou seja, a “região neutra”, foi o que apresentou a maior frequência de observações. Goodwin e Piggott (2001) não encontraram evidências significativas de assimetria no processo de ajustamento dos preços.

Outro estudo que ocupou posição de destaque na literatura referente à integração de mercados foi o realizado por Lo e Zivot (2001), que procuraram investigar a natureza não-linear do ajustamento à Lei do Preço Único. Esses autores utilizaram modelos bivariados de correção de erro vetorial com *threshold* para análise de co-integração, levando-se em consideração o logaritmo do diferencial de preços em cada um dos pares de preços analisados.

Lo e Zivot (2001) desenvolveram uma sistemática para especificação, teste e estimação do ajustamento à Lei do Preço Único. O procedimento utilizado

por esses autores respaldou-se nos estudos de Balke e Fomby (1997), Tsay (1989) e Hansen (1999). Utilizando experimentos de Monte Carlo et al. (2001) compararam o uso de técnicas univariadas e multivariadas para se testar co-integração na presença de não-linearidade com *threshold*, bem como para estimar os parâmetros de vários modelos de co-integração com *threshold*. Foram analisados procedimentos para especificação de modelos baseados em testes de hipóteses em modelos aninhados (*nested*), a fim de verificar se modelos restritos com *threshold* podem ser identificados a partir de modelos irrestritos.

A metodologia desenvolvida foi empregada na análise de co-integração com *threshold* para uma gama muito grande de preços desagregados de 41 bens e serviços em 29 cidades dos Estados Unidos.

Lo e Zivot (2001) consideraram algumas modificações no procedimento adotado por Balke e Fomby (1997) para o teste de co-integração com *threshold*. O procedimento adotado foi similar ao de duas etapas sugerido por Balke e Fomby (1997), com a diferença de que os primeiros autores concentraram-se em procedimentos de estimação e de testes multivariados. Esses autores ainda acrescentaram uma terceira etapa na análise, que procurou avaliar a forma do modelo com *threshold* a partir de testes de hipóteses de modelos aninhados em um modelo geral e irrestrito com *threshold*.

Lo e Zivot (2001) empregaram sistemas bivariados de preços mensais (em logaritmo) de produtos diversos, em diferentes localizações, considerando a cidade de New Orleans referência para investigar a validade empírica da Lei do Preço Único, embora essa escolha não tivesse sido justificada pelos autores. Foram considerados 41 produtos e 28 cidades (excluindo a de referência), o que resultou em 1.148 sistemas bivariados de preços. Foram utilizadas séries mensais de índices de preços ao consumidor, que cobriram o período de dezembro de 1986 a junho de 1996.

A primeira etapa da análise consistiu em testar a hipótese nula de não co-integração. A co-integração foi geralmente encontrada em categorias de produtos relativamente homogêneos (carnes, frutas frescas e vegetais, ovos, combustíveis, peixe, frutos do mar e aves). Por outro lado, a co-integração geralmente não foi

encontrada em categorias de bens e serviços relativamente heterogêneos (carros usados), categorias de bens sujeitos a intervenções severas dos governos federal ou estadual, como taxas e regulações das vendas (bebidas alcoólicas e produtos de fumo) e bens destinados ao consumo doméstico (manutenções e reparos, despesas pessoais e educacional, aluguéis de imóveis, manutenção e reparo de carros).

A partir dos resultados dos testes da hipótese nula de não co-integração, Lo e Zivot (2001) estimaram modelos apenas para os pares de cidades cujos preços dos produtos foram co-integrados com *threshold*, em nível de significância estatística de 10%. Na aplicação empírica realizada por Lo e Zivot (2001) foi utilizado o método de Mínimos Quadrados Seqüenciais, apresentado por Hansen (1999), para as estimações dos modelos.

Os resultados obtidos mostraram evidências de assimetria na dinâmica de ajustamento de preços nas estimativas dos modelos TVEC. Outra conclusão relevante tirada pelos autores foi o fato de os *thresholds* estimados parecerem inconsistentes com a teoria da arbitragem para *commodities*, de maneira que a não-linearidade por eles identificada não deve ser interpretada como resultado da distância entre as duas cidades.

Esses resultados, segundo Lo e Zivot (2001), implicam duas possibilidades. Primeiramente, a distância não é o único fator determinante para a segmentação de mercado. Aliás, esses autores observaram que para bens mais homogêneos, como peixes e frutos do mar, carne de boi e de aves, a variação entre os *thresholds* estimados em cada uma dessas categorias é pequena. Entretanto, para bens mais heterogêneos, como calçados, a variação é maior e existem mais *outliers*. Dessa forma, os autores sugeriram que, para testar a teoria dos custos de transação em trabalhos posteriores, os mercados sejam analisados individualmente, uma vez que as características de uma *commodity* específica podem criar algum tipo de distorção na estimação. Em segundo lugar, os modelos com *threshold* fortemente restritos podem conter erro de especificação.

O estudo de Abdulai (2002) utilizou a técnica de co-integração com *threshold* para investigar a relação entre o preço da carne suína nos níveis de

produtor e varejo na Suíça. O modelo especificado permitiu que fosse testada a presença de assimetrias no processo de ajustamento de preços. Esse processo foi analisado a partir de um modelo assimétrico de correção de erros, cujos resultados foram comparados àqueles obtidos através do uso de um convencional modelo simétrico de correção de erros.

Foram utilizadas séries mensais de preços da carne suína, em níveis de produtor e varejo, que cobriram o período de janeiro de 1988 a setembro de 1997, o que correspondeu ao total de 117 observações. Para a análise de estacionariedade das séries, foi utilizado o teste de raiz unitária ADF. A relação de co-integração entre as duas séries de preços foi estimada pelo método de MQO e conteve um termo de intercepto.

Os resultados indicaram que a transmissão de preços entre produtor e varejo é assimétrica, de modo que a velocidade com a qual aumentos de preço em nível do produtor são repassados ao varejo é superior à velocidade com a qual reduções desse mesmo preço são transmitidas ao varejo.

Sephton (2003) procurou estender a análise de Goodwin e Piggott (2001) em várias direções, por considerar que a análise realizada por aqueles autores, que foi baseada em uma única equação, está sujeita a potenciais erros de especificação<sup>10</sup>. Sephton (2003) considerou importante determinar se o teste multivariado de co-integração com *threshold* proposto por Hansen e Seo (2002) confirmaria os resultados obtidos por Goodwin e Piggott (2001).

Uma característica do método de Hansen e Seo (2002) é a ausência de um intercepto na relação de co-integração, o que tornou difícil uma comparação entre os resultados obtidos por Sephton (2003) e aqueles encontrados por Goodwin e Piggott (2001), uma vez que esses autores examinaram tanto o diferencial de preços quanto os resíduos de co-integração, que contêm interceptos.

---

<sup>10</sup> Em seu estudo, Sephton (2003) utilizou os mesmos dados que os usados por Goodwin e Piggott (2001), que haviam concluído que cada uma das séries poderia ser considerada I(1).

Os resultados encontrados por Sephton (2003) forneceram evidências de que custos de transação podem criar não-linearidades na relação existente entre os preços praticados em mercados espacialmente dispersos.

Meyer (2004) estudou os efeitos dos custos de transação sobre a integração espacial dos mercados de suínos na Alemanha e na Holanda, a partir de um modelo vetorial de correção de erros com *threshold* (modelo TVEC). Para isso, o autor utilizou dados semanais referentes aos preços dos suínos nesses dois mercados, que cobriram o período de junho de 1989 a março de 2001, o que representou um total de 600 observações.

Esse autor apresentou uma discussão bastante sucinta sobre o número de *thresholds* a ser considerado no modelo de co-integração e citou Enders e Granger (1998), Abdulai (2002), Ben-Kaabia et al. (2002) e Sephton (2003) como exemplos de estudos que optaram por apenas um *threshold*, e Obstfeld e Taylor (1997), Goodwin e Piggott (2001) e Serra e Goodwin (2002) como exemplos dos que utilizaram dois *thresholds* nas análises realizadas.

Meyer (2004) ressaltou, também, que na maior parte dos estudos anteriormente mencionados não foi apresentada nenhuma justificativa para o número de *thresholds* considerado. Para esse autor, o modelo com dois *thresholds* estaria mais próximo à teoria econômica que aquele com apenas um *threshold*.

Outro ponto que deve ser destacado no estudo de Meyer (2004) é o procedimento utilizado para determinação do valor do *threshold*. Esse autor utilizou uma variante do procedimento proposto por Hansen e Seo (2002), que é baseado no logaritmo do determinante da matriz de covariâncias dos resíduos. Entretanto, diferentemente de Hansen e Seo (2002), que propuseram uma busca conjunta para o valor do *threshold* e para os parâmetros do vetor de co-integração, Meyer (2004) considerou apenas a determinação do parâmetro de *threshold*.

Os resultados obtidos sugeriram a existência de significativos custos de transação entre os mercados analisados, de maneira que ignorar tais custos pode levar a conclusões equivocadas.

Ben-Kaabia et al. (2005) estudaram o mecanismo de transmissão de preços na cadeia produtiva de aves na Espanha, cadeia esta caracterizada por elevado grau de integração vertical e forte concentração horizontal.

Embora tivessem apresentado uma relação extensa de outros estudos que também procuraram analisar o processo de transmissão de preços em setores com elevado grau de integração vertical, Ben-Kaabia et al. (2005) se apoiaram em dois pontos principais para justificar a análise por eles proposta: o fato de os demais trabalhos não terem considerado adequadamente as propriedades das séries temporais utilizadas; e a pressuposição de que o processo de transmissão de preços é linear, o que negligencia os efeitos dos custos incorridos, em toda a cadeia, para que seja realizado o ajustamento de preços.

O estudo de Ben-Kaabia et al. (2005) foi dividido em duas etapas: na primeira, os autores analisaram a relação de preços entre os produtores de aves e os produtores de ração; na segunda, investigaram a relação entre os preços praticados pelos produtores e aqueles observados em nível de varejo, ou seja, pagos pelo consumidor final.

A partir de dados mensais referentes ao período de 1980 a 2001, Ben-Kaabia et al. (2005) especificaram e estimaram modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (modelos TVEC) com três regimes (dois *thresholds*), seguindo a abordagem metodológica proposta por Lo e Zivot (2001). Os parâmetros de *threshold* ( $\gamma_1, \gamma_2$ ) foram estimados de modo que fosse minimizada a soma de quadrados dos resíduos.

Uma dificuldade enfrentada pelos autores decorreu da presença de quebra estrutural em cada uma das séries temporais utilizadas, devido à integração da Espanha à Comunidade Européia. Como destacado por Ben-Kaabia et al. (2005), para que esse componente não afetasse o diferencial de preços e, conseqüentemente, a análise de co-integração, ele teve que ser considerado na análise. Para isso, esses autores utilizaram os procedimentos propostos por Johansen et al. (2000), que são uma generalização do tradicional teste multivariado de co-integração proposto por Johansen. Apesar de investigarem a presença de assimetria no processo de ajustamento de preços, os autores não

encontraram evidências em favor de assimetria, de maneira que a resposta a choques positivos é similar, em valor absoluto, à resposta a choques negativos.

Embora na literatura internacional a técnica de co-integração com *threshold*, utilizada para investigar processos não-lineares, ou descontínuos, de transmissão de preços tivesse sido utilizada em parcela significativa dos estudos sobre o assunto, o mesmo não pode ser dito no que diz respeito aos estudos realizados no Brasil. Os estudos mais recentes, na sua quase totalidade, têm utilizado modelos auto-regressivos lineares para captar a dinâmica temporal de transmissão de preços entre mercados e, ou, níveis de mercado.

Nogueira (2001) investigou a integração espacial do mercado de café arábica em mercados regionais nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, que são os maiores produtores nacionais desse tipo de café. O estudo baseou-se na análise de co-integração dos preços, para o que foram utilizados os procedimentos e testes desenvolvidos por Johansen. As análises de transmissão de preços entre mercados foram feitas a partir de modelos vetoriais de correção de erro lineares (modelos VEC). Foram utilizadas séries de preços de periodicidade diária, semanal e quinzenal, que cobriram o período de setembro de 1996 a outubro de 2000. Os resultados encontrados pelo autor permitiram concluir que os mercados regionais do Cerrado, Sul de Minas, Mogiana e Paulista são espacialmente integrados.

Alves (2002) procurou analisar o processo de transmissão de preços entre os mercados dos principais produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo. Esse autor determinou a intensidade e a duração em que as oscilações de preços foram transmitidas entre os diferentes níveis de mercado, bem como entre produtos no mesmo nível de mercado. Foram considerados dados mensais referentes aos preços do açúcar cristal empacotado, aos níveis de varejo e produtor, do açúcar cristal industrial, do açúcar cristal exportado e do álcool anidro. A análise compreendeu o período de maio de 1998 a junho de 2002, o que totalizou 49 observações.

O modelo econômico considerado no estudo de Alves (2002) foi analisado a partir de testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF),

de co-integração, propostos por Johansen, bem como pela estimação de Modelos Vetoriais de Correção de Erro (VEC) lineares. Os resultados obtidos apontaram na direção de inter-relações contemporâneas entre os preços do açúcar cristal industrial no mercado interno e o recebido pelo exportador, bem como os preços do açúcar cristal empacotado em níveis de produtor e varejo. Constatou-se, também, que o preço do álcool anidro não está contemporaneamente associado aos preços dos açúcares cristal industrial e exportado.

Coelho (2002) estudou a integração entre os preços do algodão nos mercados interno e externo, a fim de verificar a influência da abertura comercial na relação entre os preços do algodão. Em sua análise, o autor optou pelas técnicas de co-integração, especificamente pelos procedimentos desenvolvidos por Johansen. Foram utilizadas quatro séries temporais para representar os preços internos e externos. Os dados, considerados em logaritmos, tiveram periodicidade mensal e cobriram o período de janeiro de 1982 a setembro de 2001. A análise de estacionariedade das séries foi feita, principalmente, através dos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Os resultados obtidos indicaram que os mercados brasileiro e norte-americano de algodão são perfeitamente integrados, de modo que choques de preços ocorridos em um dos mercados são completamente transmitidos ao outro mercado no longo prazo.

Bacchi e Alves (2004) estudaram o processo de integração dos segmentos do produtor e do varejo, referentes à cadeia do açúcar cristal empacotado na região Centro-Sul do Brasil. Foram consideradas séries temporais mensais de preços logaritmizados, que cobriram o período de maio de 1998 a dezembro de 2002. Em sua análise, os autores utilizaram os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), os testes de co-integração de Johansen e Modelos Vetoriais de Correção de Erro (VEC) lineares.

Os resultados obtidos indicaram que os preços do açúcar cristal empacotado, em níveis de produtor e varejo, são expressivamente relacionados, tanto no longo quanto no curto prazo.

Pereira (2005) analisou a integração espacial nos mercados de boi gordo nos diferentes Estados brasileiros e, assim como González-Rivera e Helfand (2001b), considerou aspectos relacionados com delimitação espacial dos mercados, forma de relacionamento entre estes e determinação dos mercados que são mais ou menos integrados. O estudo dessa autora apresentou contribuição em relação àquele realizado por González-Rivera e Helfand (2001b), ao investigar os fatores que influenciaram a integração dos mercados.

Para delimitar a extensão do mercado, verificou-se o comportamento de indicadores construídos para captar o comportamento do potencial de comercialização entre as localidades, bem como se identificou, através dos procedimentos de Johansen, o conjunto de localidades que possuíam o mesmo fluxo de informações ao longo do tempo. A relação entre os preços do boi gordo nos diversos Estados foi estimada por meio de Modelos de Correção de Erros Vetorial (VEC) lineares. O grau de integração entre as localidades, definido pelo tempo requerido para que cada localidade se ajustasse a choques, foi estimado por meio do cálculo de Perfis de Persistência Medianos, conforme metodologia desenvolvida por Pesaran e Shin (1996). Posteriormente, esses perfis de persistência foram utilizados como variáveis dependentes na análise dos determinantes da intensidade da integração.

Foram utilizadas séries mensais dos preços recebidos pelos produtores de boi gordo, referentes ao período de janeiro de 1980 a agosto de 2003, além de outras variáveis, como representantes do capital físico, capital humano, produção, consumo e comércio.

Os resultados mostraram que os Estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Espírito Santo, Bahia e Rondônia estiveram integrados ao longo do período analisado, com maior integração entre as localidades no período de 1990 a meados de 2003.

Quanto à análise dos determinantes do grau de integração, constatou-se relação direta entre as localidades que possuíam maior acesso à infra-estrutura de comunicação, melhores níveis de qualificação da mão-de-obra e melhor infra-estrutura de transporte.

Pereira (2005) apontou o fato de os modelos de co-integração utilizados não permitirem descontinuidades no fluxo de comércio entre as localidades como uma das principais limitações do trabalho.

Nogueira (2005) argumentou haver carência de estudos sobre a integração do mercado brasileiro de café, especialmente no que se refere ao tipo de produto, que pode ser arábica ou robusta, e à questão geográfica, o que relaciona mercados regionais nacionais a mercados internacionais. Esse autor, então, procurou analisar a extensão, o padrão e o grau de integração do mercado brasileiro de café. Também, investigou o grau de integração entre o mercado interno e os mercados externos de café, a partir de procedimentos metodológicos similares aos utilizados no estudo de Pereira (2005).

Em sua análise, Nogueira (2005) utilizou séries temporais mensais de preços de café recebidos pelo produtor nas diversas Unidades da Federação, referentes ao período de janeiro de 1979 a fevereiro de 2004.

Os resultados obtidos permitiram concluir que a extensão da integração do mercado brasileiro de café é determinada pelos Estados da Bahia, Ceará, Mato Grosso, Rondônia, Espírito Santo, Paraná, São Paulo e Minas Gerais, os quais produzem os diferentes tipos de café, arábica e robusta. O autor concluiu, ainda, não haver um estado dominante no que diz respeito às transmissões de preços, sendo as variações de preços de curto prazo bem distribuídas em todo o sistema.

Rosado (2006) realizou estudo de natureza teórica e analítica semelhante aos estudos de González-Rivera e Helfand (2001b), Nogueira (2005) e Pereira (2005). A autora analisou a integração dos mercados de suínos nos diferentes Estados brasileiros. Além de investigar questões relativas à delimitação espacial dos mercados, à forma de relacionamento entre eles e à determinação daqueles mercados que são mais ou menos integrados, a autora procurou, assim como Pereira (2005), avançar na análise dos fatores que determinam o grau de integração dos mercados em questão. Foram utilizadas séries temporais mensais referentes ao preço pago ao produtor de suíno, que cobriram o período de janeiro de 1980 a março de 2005. Os resultados encontrados indicaram que o mercado brasileiro de suínos é composto principalmente por nove Estados e que, embora

não tivesse havido uma localidade dominante quanto ao comportamento do mercado, não houve interação perfeita entre os mercados. Essa autora concluiu, ainda, que existe relação direta entre o grau de integração e as localidades que possuem melhores indicadores educacionais e maior acesso à infra-estrutura de comunicação e transporte. Assim, conclui-se que o grau de integração esteve positivamente associado ao nível de desenvolvimento econômico e social dos Estados.

Essa revisão parcial dos estudos sobre integração de mercados mostra que foram contemplados produtos de diferentes naturezas, produtos em cadeia e que os métodos de análise evoluíram do simples cálculo de correlações para modelos de séries temporais baseados em co-integração, mecanismos de correção de erro e mecanismos descontínuos de transmissão de preços definidos por co-integração com *threshold*.

### **3. REFERENCIAL TEÓRICO**

O referencial teórico utilizado neste estudo apresenta os fundamentos da teoria econômica que explicam o processo a partir do qual mercados espacialmente dispersos se tornam economicamente integrados. Há, segundo Goodwin e Schroeder (1991), duas correntes teóricas que subsidiam o entendimento do processo de integração de mercados.

Uma corrente considera que mercados regionais tornam-se interligados como resultado de ações competitivas por parte dos arbitradores, que buscam lucros. A arbitragem garantirá que um único equilíbrio seja alcançado, tal que preços em mercados alternativos irão diferir não mais que os custos de transação. Nesse caso, os retornos esperados com a especulação são forçados a zero e os mercados tornam-se espacialmente integrados. Entretanto, esse tipo de ligação entre os mercados requer a pressuposição de que todas as transações realizadas em cada região ocorrem em um único ponto no espaço, sendo nulo o custo intra-regional de transporte.

Uma outra linha de estudos, embora em menor evidência, argumenta que os mercados são interligados por uma interdependência oligopolística, através da qual a área de competição entre firmas é limitada pelos custos de movimentação dos produtos. Faminow e Benson (1990) frisam que essa forma de integração dos

mercados não depende da pressuposição de que os custos intra-regionais de transporte sejam nulos.

### 3.1. Integração espacial dos mercados

Embora seja um tema muito abordado na literatura referente aos mercados de *commodities* agropecuárias, não há consenso entre os pesquisadores quanto a uma definição uniforme para a “integração de mercados”, sendo várias as definições encontradas para esse termo.

Desde os primeiros estudos que procuraram abordar esse assunto, a integração de mercados sempre esteve associada à relação de interdependência dos preços nos diferentes mercados. Desse modo, a co-movimentação de preços passou a ser referência para se concluir pela integração ou não dos mercados. Definições similares, todas pautadas na interdependência dos preços, são freqüentemente encontradas na literatura especializada.

Uma das definições mais simples para essa expressão foi apresentada por Monke e Petzel (1984). Para esses autores, mercados integrados são aqueles nos quais preços de produtos diferenciados não apresentam comportamento independente. No caso de mercados espacialmente dispersos, produtos idênticos são diferenciados por sua localização, e testes estatísticos da interdependência de preços em diferentes localidades devem indicar o grau de integração.

Segundo Ravallion (1986) e Baulch (1997), dois mercados são considerados espacialmente<sup>11</sup> integrados se, na presença de comércio entre eles, o preço no mercado importador se iguala ao preço no mercado exportador adicionado pelo custo de transporte e por outros custos incorridos para movimentação do produto entre os mercados.

De acordo com Barrett (1996), a integração de mercados está relacionada ao livre fluxo de produtos e informações e, portanto, de preços, através da forma,

---

<sup>11</sup> Barrett (1996) lembra que, além da integração *espacial*, que é observada entre mercados espacialmente distintos, a integração pode ser ainda *vertical*, quando verificada entre as etapas de comercialização e processamento dentro da própria cadeia produtiva, e *intertemporal*, quando se refere à integração entre diferentes períodos.

do espaço e do tempo. Se dois mercados são integrados, um choque de preço em um deles deve se manifestar sobre o preço no outro mercado. Contrariamente, em mercados perfeitamente segmentados, os preços devem ser independentes.

Segundo Faminow e Benson (1990), integração de mercado é o processo pelo qual ocorre a interdependência dos preços entre mercados distintos. Para Goodwin e Piggott (2001), a integração de mercados pode ser definida como a extensão com que os choques de preços são transmitidos entre as localidades.

Fackler e Goodwin (2000) sintetizam essas definições e consideram que a integração espacial de mercados refere-se ao grau com que choques de oferta e demanda são transmitidos de uma região para outra. Esses autores propõem que tal grau possa ser aproximado por uma medida por eles denominada de *razão de transmissão de preços*. A partir da consideração de um choque econômico hipotético,  $\varepsilon_A$ , que muda o excesso de demanda de um produto na região A, mas não na região B, esses autores definem a *razão de transmissão de preços* da região A para a B ( $R_{AB}$ ), associada a esse choque, da seguinte maneira:

$$R_{AB} = \left( \frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A} \right) / \left( \frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A} \right), \quad (1)$$

em que o numerador da equação (1) representa a variação infinitesimal do preço na região B, resultante do choque econômico na região A, enquanto o denominador representa a variação infinitesimal do preço na região A, resultante desse mesmo choque econômico.

Então, segundo Fackler e Goodwin (2000), a relação  $R_{AB}$  representa uma medida da integração dos mercados. Os mercados são ditos perfeitamente integrados caso  $R_{AB} = 1$ . Integração menos que perfeita ocorre quando  $R_{AB} < 1$ . É possível, ainda, que determinada região seja mais integrada a outra do que esta com a primeira, o que significa que a razão de transmissão de preços não é necessariamente simétrica, podendo ocorrer  $R_{AB} \neq R_{BA}$ .

Fackler e Goodwin (2000) ressaltam não ser preciso que duas regiões tenham comércio direto para apresentarem alto grau de integração, mas, para que ocorra a integração espacial de mercados, é necessário que as regiões participem de um sistema de comércio que envolva troca de mercadoria e de informações. Por exemplo, duas regiões A e B, que fornecem produto para uma região C, podem ser altamente integradas; é a ligação comercial com C que faz com que A e B sejam integradas. Choques de preços podem ser transmitidos, indiretamente, por meio da rede de comércio via ligações existentes entre as regiões.

A definição de integração de mercados com base no comportamento dos preços é sem dúvida a mais utilizada. Entretanto, recentemente, autores como Barrett (2001, 2005), Barrett e Li (2002) e Miljkovic e Paul (2001) têm defendido a necessidade de se estabelecer um outro conceito para a integração, que é o pautado na “comerciabilidade” (*tradability*) dos produtos, ou seja, no fluxo de mercadorias, seja ele potencial ou efetivo. Se um produto é comercializado entre dois mercados, então o mercado desse produto é dito integrado. Fluxos de mercadorias são suficientes, mas não necessários, para se estabelecer a integração, uma vez que a ligação entre os dois mercados pode ocorrer por meio de um terceiro.

Barrett (2001) afirma que, em termos microeconômicos, a integração dos mercados representa a transferência do excedente de demanda de um mercado para outro no sentido Walrasiano. Esse autor resalta ainda que os preços não necessitam estar equilibrados e não é necessário grande conhecimento econômico para se inferir a respeito da integração ou não, apenas analisar dados sobre comércio entre os mercados em questão.

De acordo com esse grupo de autores, informações extraídas do comportamento dos preços também são úteis e fornecem subsídios para a discussão de um outro conceito, relacionado ao de integração, mas com significado próprio e independente, que é o de eficiência. O conceito de eficiência é discutido na seção seguinte.

### 3.2. Integração, eficiência e bem-estar

Mais do que propor nova definição para o conceito de integração, os autores que defendem que a integração seja vista como um conceito pautado na “comerciabilidade” dos produtos, e não na interdependência dos preços, mostram-se descrentes quanto à real contribuição de estudos que buscam verificar se mercados são ou não integrados. Consideram que, embora tais estudos sejam informativos e de fácil entendimento por parte dos leitores, inclusive aqueles pouco familiarizados com a literatura econômica, medidas apenas quantitativas de integração nada informam a respeito de eficiência e bem-estar, que é com o que os economistas deveriam se preocupar.

Como ressaltado por Barrett (2001), o que permanece não muito claro e o que é relevante é se os padrões de comércio prevalecentes são eficientes, seja sob o ponto de vista privado, social, ou ambos; caso contrário, que políticas seriam adequadas para melhorar a alocação dos recursos entre os mercados?

O conceito de eficiência está relacionado à existência de benefício marginal nulo com a arbitragem, conforme estabelecido pelas condições de equilíbrio espacial. Segundo Barrett (2001), o modelo de equilíbrio que prevalece na teoria de comércio é o de equilíbrio espacial de Enke-Samuelson-Takayama-Judge (ESTJ), segundo o qual a diferença de preços de produtos homogêneos, entre duas localidades, é função dos custos para se realizar a arbitragem espacial e da existência de quotas que limitam o volume de comércio entre as localidades. Uma versão generalizada das condições de equilíbrio, segundo o modelo de ESTJ, é apresentada a seguir:

$$\begin{aligned} P^A &\leq P^B + \tau^{B,A} & , & \text{ se } q^{B,A} = 0 \\ P^A &= P^B + \tau^{B,A} & , & \text{ se } q^{B,A} \in (0, q^{-B,A}) \\ P^A &\geq P^B + \tau^{B,A} & , & \text{ se } q^{B,A} = q^{-B,A} \end{aligned} \tag{2}$$

em que  $P^A$  e  $P^B$  são os preços verificados nos mercados A e B, respectivamente;  $\tau^{B,A}$  representa os custos a serem incorridos para se transferir uma unidade de produto do mercado B para o A, doravante denominados de custos de transação;  $q^{B,A}$  é o volume de comércio entre os mercados B e A; e  $q^{-B,A}$  é a quota que estabelece o volume máximo de comércio permitido entre os dois mercados.

Portanto, tal como apresentado em (2), o modelo de equilíbrio espacial de ESTJ estabelece que, quando não há restrições sobre o comércio entre as regiões, as ações dos arbitradores garantem que a diferença de preços entre as duas localidades seja limitada por, no máximo, os custos de transação. Entretanto, na presença de quotas de comércio, a diferença de preços supera os custos de transação, dado que há restrições sobre a transferência de excedentes entre os mercados.

O mercado do produto em questão é classificado como eficiente se as condições de equilíbrio forem satisfeitas. O conceito de eficiência, assim definido, implica equilíbrio de mercado de longo prazo perfeitamente competitivo, no qual não há incentivos para a entrada, visto que o lucro marginal com a arbitragem é minimizado.

Deve-se notar que, como estabelecido em (2), a existência efetiva de comércio entre as regiões não é necessária nem suficiente para que o equilíbrio seja alcançado. Este é, portanto, um dos motivos principais que levam estudos como os de Barrett (2001, 2005), Barrett e Li (2002) e Miljkovic e Paul (2001) a reivindicarem a distinção dos conceitos de “eficiência” – no sentido de se atender às condições de equilíbrio – do conceito de “integração” – definido como *tradability* – em análises que procuram estabelecer relação entre os mercados de um mesmo produto em diferentes localidades.

Barrett (2001) chama a atenção para o fato de as condições de equilíbrio estabelecidas pelo modelo de ESTJ, que norteiam o conceito econômico de eficiência, definirem quatro variáveis: os preços em cada mercado, custos de transação, o volume de comércio e, também, as quotas de comércio. Essas

seriam, portanto, variáveis imprescindíveis para quaisquer análises que porventura venham a abordar a eficiência dos mercados. Conclusões equivocadas são alcançadas quando considerada apenas a variável preço, que é a situação mais freqüente, dadas as dificuldades e custos da coleta dos dados referentes às outras três variáveis.

Vale ressaltar, também, que os conceitos de integração, mesmo o pautado na interdependência dos preços, e de eficiência, embora correlatos, são independentes. À primeira vista, pode-se ter a falsa idéia de que integração de mercados implica eficiência destes. Segundo Barrett (1996), embora mercados segmentados sejam menos prováveis de serem perfeitamente competitivos, a integração não é condição necessária nem suficiente para a eficiência. Mesmo se os preços diferirem exatamente pelos custos de transferência, não se pode presumir competição perfeita, visto que tal igualdade é também consistente com preços estabelecidos tanto em monopólios quanto em oligopólios espaciais cooperativos, como aqueles dos modelos de Faminow e Benson (1990).

A existência de um monopolista hipotético, com atuação em várias localidades, é um exemplo simples, mas ilustrativo, que corrobora os argumentos de Barrett (1996). Nesse caso, uma única firma determinaria os preços em todas as localidades, de modo que a interdependência entre os preços pode ser máxima sem que, entretanto, os mercados locais sejam competitivos e tampouco eficientes.

Além de integração e eficiência, um terceiro conceito pode ser abordado a partir das condições de equilíbrio espacial enunciadas, por exemplo, no modelo ESTJ. Trata-se do conceito de bem-estar.

Eficiência, definida como a satisfação das condições de equilíbrio, não requer qualquer referência à magnitude dos custos de transação, representados pelo termo  $\tau^{B,A}$  no modelo de ESTJ apresentado em (2). Barrett (2001) ressalta que o bem-estar, por sua vez, não depende apenas do atendimento do equilíbrio competitivo de longo prazo, mas também da minimização dos custos do comércio e dos ganhos advindos da imposição de quotas, ambos tratados como exógenos em modelos de equilíbrio espacial. Quando os custos de transação são

expressivos e, ou, as barreiras comerciais são efetivas, a economia se priva dos benefícios provenientes da especialização.

O bem-estar social, que depende da alocação eficiente dos recursos entre os mercados, depende fundamentalmente da minimização dos custos do comércio. Essa é, portanto, a razão pela qual Barrett (2001) argumenta que os economistas devem estar atentos para a magnitude dos custos  $\tau^{B,A}$ , que inibem a integração dos mercados e, portanto, a especialização. Elementos que potencializam tais custos, como a imposição de barreiras comerciais, devem ser vigorosamente combatidos em prol do bem-estar social.

González-Rivera e Helfand (2001a) lembram que o grau de integração é principalmente uma função dos custos de transação da movimentação de bens e informações entre as localidades. Há vários fatores que atuam no sentido de reduzir esses custos e, conseqüentemente, elevar a integração espacial de um mercado. Alguns exemplos desses fatores são: capital físico, capital humano, oferta, demanda, comércio, medidas de políticas, entre outros.

Quando a análise se refere à integração espacial de mercados, os custos de transação captam a distância econômica entre as localidades. Eles tendem a crescer com a distância física, com o tempo requerido para transferir bens e informações e com outros fatores que impedem os fluxos entre as localidades.

Maiores custos de transação aumentam a possibilidade de os mercados serem segmentados, tornando maiores as chances de a região possuir suas próprias ofertas e demandas locais. Mesmo que uma região seja integrada com o resto do mercado, o fato de ser mais caro transferir bens e informações a partir dessa localidade ou para essa localidade implica que os ajustamentos aos choques de oferta e demanda provavelmente levarão mais tempo. Pressupõe-se, portanto, que, quanto menores os custos de transação, maior o grau de integração dos mercados.

González-Rivera e Helfand (2001a) ressaltam ainda que a obtenção de uma medida completa e precisa dos custos de transação não é trivial. Os custos de transação devem ser concebidos como quase brutos, ao incluírem comissões relacionadas à procura e à transferência do produto, taxas, custos legais,

financeiros, de transporte, de oportunidade do tempo alocado na procura por informações e outros custos, decorrentes da negociação e imposição contratual.

### 3.3. Arbitragem espacial e a lei do preço único

Para Fackler e Goodwin (2000) e vários outros autores, a arbitragem espacial é o elemento básico que conduz os mercados à integração, o que faz desse referencial o mais empregado na literatura. Goodwin e Piggott (2001), Lo e Zivot (2001) e Meyer (2004) são alguns exemplos de estudos que se basearam nesse referencial.

Mercados regionais tornam-se interligados como resultado de ações competitivas por parte dos arbitradores, que buscam lucros. As atividades desses agentes envolvem a aquisição de *commodities* em mercados que apresentam os menores preços e a posterior revenda nos mercados nos quais os preços são maiores (GOODWIN; SCHROEDER, 1991).

De acordo com Fackler e Goodwin (2000), as ações dos arbitradores garantem que preços de produtos homogêneos, em duas localidades quaisquer, irão diferir por não mais que o custo de mover o produto da região com menor preço para a região com maior preço, tal como estabelecido em (3):

$$P_j - P_i \leq r_{ij} \quad (3)$$

sendo  $r_{ij}$  o custo em que o arbitrador deve incorrer para mover a *commodity* da região  $i$  para a região  $j$ , que inclui, além do custo de transporte, todos os custos relevantes para realizar transações entre localidades espacialmente separadas. A expressão apresentada em (3) é conhecida na literatura como as “condições da arbitragem espacial”.

Deve-se ressaltar que não há, na literatura, uma terminologia uniforme para o termo  $r_{ij}$  que aparece na expressão (3). Normalmente, são três os termos utilizados: custos de transporte, custos de transferência e custos de transação.

Mesmo Fackler e Goodwin (2000), que explicitamente reconhecem a existência de outros custos na movimentação de bens, se referem a eles apenas por custos de transporte. Essa também é a terminologia adotada, por exemplo, por Ravallion (1986).

Faminow e Benson (1990) utilizam, sem clara distinção, os termos custos de transporte e custos de transferência. Baulch (1997), embora também use os mesmos termos, se refere ao primeiro como sendo um dos componentes do segundo.

A terminologia mais adotada, entretanto, é a de custos de transação, tanto em estudos com enfoque teórico quanto nos de natureza aplicada. Se considerada a definição dada por Williamson, citado por Paula e Martinele (2004), de que transação é um evento que ocorre quando um bem é transferido, incorrendo em custos *ex-ante* e *ex-post*, este parece ser realmente o termo mais adequado para se referir aos custos de transferir produtos entre mercados.

Barrett (2001), que também adota o termo custos de transação, procura, através de uma expressão algébrica, similar à expressão (4), decompor o que ele considera ser uma boa caracterização de todos os custos envolvidos no processo.

$$r_{ij} \equiv f_{ij} + v_{ij} + d_{ij} + w_{ij} \quad (4)$$

O autor considera, então, que os custos de transação ( $r_{ij}$ ) são compostos por custo de transporte ( $f_{ij}$ ), por custos variáveis ( $v_{ij}$ ) associados a taxas, seguro de cargas, contratos, despesas financeiras, *hedging*, atendimento a barreiras técnicas (padrões sanitários e fitossanitários), entre outros, por impostos aduaneiros ( $d_{ij}$ ) e, também, por custos de transação não mensuráveis ( $w_{ij}$ ), como o custo de oportunidade do empresário, custo de busca por informações, prêmios de risco associados à falhas nos contratos, etc.

Nota-se que, se a parcela ( $w_{ij}$ ) for subtraída de (4), a expressão resultante seria, segundo Barrett e Li (2002), a decomposição dos custos de transferência. Para esses autores, custos de transferência são a parcela mensurável dos custos de transação.

No caso específico dos mercados regionais de carne de frango, espera-se que os custos de transação ( $r_{ij}$ ) sejam determinados, principalmente, pelos custos de transporte ( $f_{ij}$ ) e por custos variáveis ( $v_{ij}$ ) relacionados a contratos e seguros de cargas. Além de as distâncias entre os mercados serem significativas, a conservação da carne requer que esta seja transportada em veículos equipados com câmaras frias, o que aumenta a especificidade dos ativos e, portanto, o custo incorrido para se transportar carne de um mercado para outro. Assim, custos de transação e distância percorrida devem estar positivamente relacionados, de maneira que mercados mais distantes apresentem custos de transação maiores que mercados mais próximos.

Intimamente relacionada ao conceito da arbitragem espacial está a Lei do Preço Único (LPU), que estabelece, abstraindo-se os custos de transação, preço único comum em mercados que forem interligados pelo comércio e pela arbitragem.

Fackler e Goodwin (2000) frisam a necessidade de se apontar a existência de duas versões dessa lei. A versão fraca da LPU, segundo esses autores, é aquela que se confunde com a condição definida pela arbitragem espacial e apresentada na expressão (3). A outra versão da LPU, a versão forte, estabelece que a condição definida pela arbitragem espacial é válida como uma igualdade, ou seja:

$$P_j - P_i = r_{ij} \quad (5)$$

que é a versão da LPU geralmente testada nos estudos de integração de mercados.

Sexton et al. (1991) ressaltam que são três as situações nas quais a LPU pode não ser verificada: a) os mercados não são ligados pela arbitragem, ou seja, são autárquicos; b) há impedimentos à arbitragem eficiente, como barreiras comerciais, informações imperfeitas e, ou, aversão ao risco; e c) prevalece competição imperfeita em um ou mais mercados.

Segundo Baulch (1997), deve-se ressaltar que as condições da arbitragem espacial, apresentadas em (3), sejam na forma de igualdade ou de desigualdade, são ambas consistentes com a integração dos mercados. Entretanto, mercados integrados não significam, necessariamente, que eles sejam competitivos. As condições da arbitragem são consistentes, também, com práticas não-competitivas de preços, como argumentado por Faminow e Benson (1990).

### **3.4. Interdependência oligopolística**

Uma interpretação alternativa para a maneira pela qual os mercados tornam-se integrados considera, diferentemente do pressuposto de competição perfeita assumido pela arbitragem espacial, a interdependência locacional.

O ponto de partida é o de que, nos mercados onde vendedores e compradores estão espacialmente distribuídos, os custos de transferência do produto afetam o preço a ser pago pelos consumidores, ou seja, os custos intra-regionais não são nulos. A existência de custos de transferência intra-regionais faz com que os produtores comparem preços nas localidades mais próximas, diferenciando os consumidores de acordo com a sua localização.

Segundo Greenhut (1971), esse comportamento dos produtores resulta numa característica importante da competição espacial. Mesmo quando há um grande número de vendedores em determinada região, o que sugeriria competição perfeita, cada vendedor considera apenas seu concorrente mais próximo como potencial competidor, de modo que, nos mercados agrícolas, haveria competição oligopolística. Nesse caso, a decisão do preço a ser praticado por cada competidor depende de sua expectativa em relação à reação de cada um de seus concorrentes. Portanto, mercados nos quais vendedores e compradores estão espacialmente distribuídos e em que os diferenciais dos custos de transporte do produto são significativos não devem ser perfeitamente competitivos. Além disso, os limites geográficos dependem diretamente dos preços relativos e podem não permanecer fixos mediante mudança nos preços.

Faminow e Benson (1990), em linha com os argumentos de Greenhut (1971), consideram que o processo que conduz à integração dos mercados, ou seja, que leva à interdependência dos preços, deve ser deduzido de um modelo de competição oligopolística espacial. Esse modelo deve ser capaz de descrever a função de reação dos competidores tomando como referência a variável preço e, portanto, fornecer as bases teóricas que circundam o processo de integração dos mercados.

O modelo de interdependência oligopolística apresentado por Faminow e Benson (1990) é estruturado de maneira a descrever o processo de integração dos mercados em situações tanto de competição como de conluio entre os membros do oligopólio. O modelo mostra, também, a maneira com que os custos envolvidos na transferência de produtos entre mercados espacialmente separados influenciam a relação entre os preços.

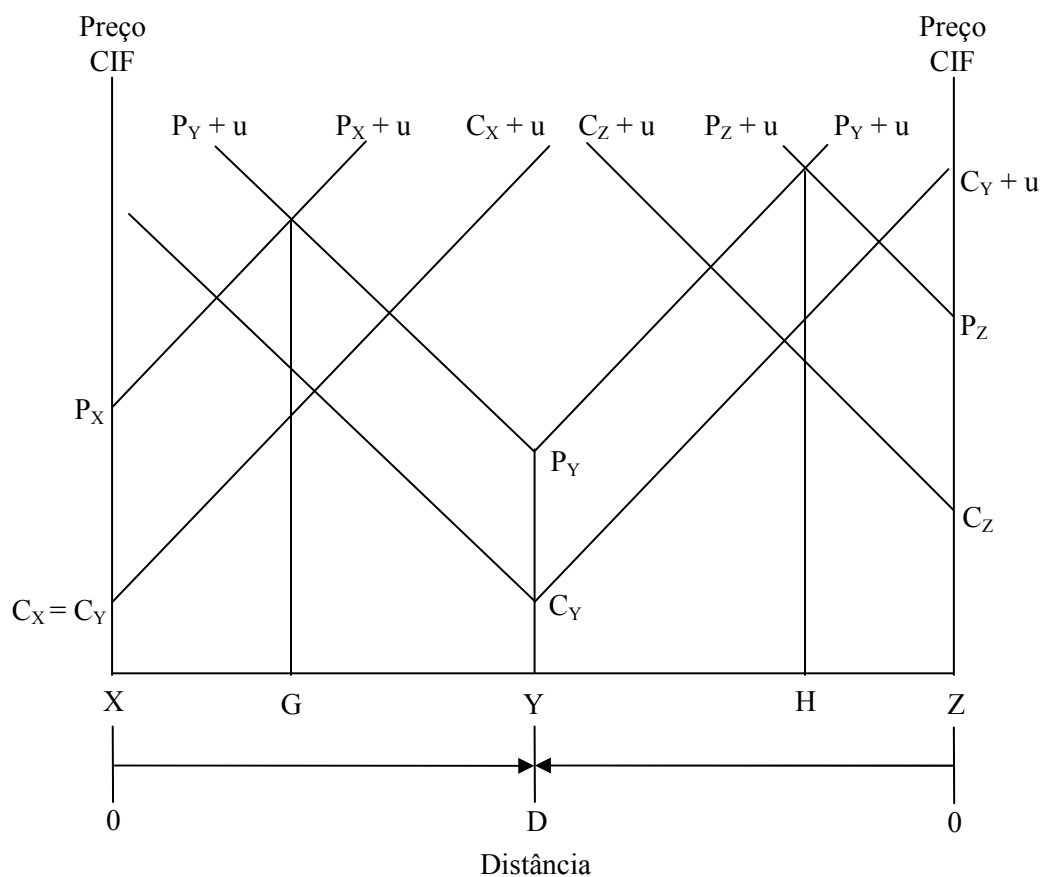
No primeiro caso, Faminow e Benson (1990) consideram que há competição espacial entre as firmas que participam do oligopólio. Cada membro do oligopólio decide o preço FOB<sup>12</sup> que cobrará pelo seu produto, deixando que a quantidade seja determinada endogenamente. A título de ilustração, esses autores consideram um oligopólio com três firmas ( $X$ ,  $Y$  e  $Z$ ), espacialmente separadas, que vendem produtos fisicamente homogêneos a consumidores espacialmente distribuídos entre as firmas  $X$  e  $Z$ , conforme ilustra a Figura 1.

O modelo em questão assume que a demanda em cada um dos diversos pontos de compra, que se encontram distribuídos entre  $X$  e  $Z$ , tenha a seguinte especificação:

$$\bar{P} = a - b q \tag{6}$$

---

<sup>12</sup> Preço FOB (*free on board price*) representa o preço livre de frete, ou seja, o preço que o comprador deve pagar ao vendedor para receber o produto no local de origem do produto.



Fonte: Faminow e Benson (1990, p. 51).

Figura 1 – Competição oligopolística espacial sob preço FOB.

em que  $\bar{P}$  representa o preço a ser pago pelo consumidor no ponto de entrega da mercadoria, ou seja, o preço CIF<sup>13</sup>, e  $a$  e  $b$  são constantes positivas. Os autores consideram, a título de simplificação, que o custo de transporte por unidade de distância a ser percorrida é unitário e constante, tal que o preço que o consumidor paga por unidade de mercadoria entregue em sua localidade é dado por:

$$\bar{P} = P + u \quad (7)$$

<sup>13</sup> Preço CIF (*Cost, Insurance and Freight*) representa o preço que o comprador deve pagar ao vendedor para receber o produto no seu destino. O preço CIF inclui, portanto, o preço FOB mais os custos de transferência.

sendo  $P$  o preço FOB que a firma define para seu produto e  $u$  a distância a ser percorrida entre a firma e o consumidor, ou seja, entre a origem e o destino do produto.

Com relação aos custos de produção ( $C_i$ ), a hipótese adotada é a de que o custo incorrido por cada membro do oligopólio é formado por um componente fixo, denotado por  $F$ , e um componente variável, que envolve custo marginal constante  $c$ , tal que:

$$C_i = F_i + c_i Q_i, \quad i = x, y, z. \quad (8)$$

sendo  $Q_i$  a quantidade produzida pela  $i$ -ésima firma.

Faminow e Benson (1990) destacam que, num contexto de competição entre firmas espacialmente separadas, não é necessário que estas apresentem custos marginais iguais para que se mantenham no mercado. Dessa maneira, em seu modelo, esses autores adotam a hipótese de que a firma  $Z$  apresenta custo marginal de produção superior ao das demais, ou seja:

$$c = c_x = c_y < c_z \quad (9)$$

o que define  $Z$  como um produtor sujeito a maior custo de produção que aqueles enfrentados por seus concorrentes, o que é ilustrado nos eixos verticais extremos da Figura 1.

Cabe ressaltar que, tais como definidos em (8), os custos de produção não incluem custos de transporte. A determinação dos custos que as firmas incorrem para produzir e levar o produto até o consumidor requer a adição dos custos de transporte  $u$ , que crescem com a distância a ser percorrida, tal como apresentado na Figura 1.

Uma vez que os produtos são fisicamente homogêneos, os consumidores optam pelo produto da firma que oferecer o menor preço  $\bar{P}$ , o que é facilmente percebido com o auxílio da Figura 1. Consumidores localizados em qualquer

ponto entre  $X$  e  $G$ , por exemplo, optam pela firma  $X$ , visto que  $P_x < P_y < P_z$ . Por outro lado, aqueles situados entre  $G$  e  $Y$  fazem opção pela firma  $Y$ , já que  $P_y < P_x < P_z$ . Procedimento análogo é adotado por aqueles estabelecidos entre  $Y$  e  $Z$ , sendo respeitado o menor preço CIF como critério de diferenciação do produto. Na Figura 1, os pontos  $G$  e  $H$  estabelecem os limites geográficos da área de atuação de cada um dos três membros do oligopólio.

Se, por algum motivo, a firma  $Z$  decidir reduzir o preço FOB de seu produto<sup>14</sup>, a distância  $H$ , que determina sua área de atuação, será ampliada e consumidores que antes adquiriam produtos da firma  $Y$  transferem suas demandas para  $Z$ . A firma  $Y$ , não satisfeita com a perda de seus clientes, acompanha  $Z$  e também reduz o preço cobrado por seu produto. Embora a ação tomada por  $Y$  tivesse o objetivo de recuperar a sua área de atuação, que passou a ser ocupada por  $Z$ , esta repercute, também, sobre a área ocupada por  $X$ , dado que a redução de  $P_y$  eleva a distância  $(D - G)$ . A firma  $X$ , por sua vez, reage à ação de  $Y$  e reduz  $P_x$  para recuperar sua parcela de mercado. O mesmo procedimento pode ser considerado a fim de se visualizar a maneira pela qual um choque em  $P_x$  é transmitido a  $P_y$  e a  $P_z$ .

Como mostram Faminow e Benson (1990), a interdependência entre as ações de cada membro do oligopólio pode, também, ser deduzida a partir da solução do problema de maximização de lucro das firmas que atuam nesse oligopólio. Nesse contexto de competição oligopolística, o problema econômico a ser solucionado por cada firma é o de determinar seu preço FOB de maneira a maximizar seu lucro. Para isso, faz-se necessário obter a demanda para cada uma das firmas, o que é feito a partir da expressão resultante da substituição de (7) em (6), considerando-se a área total de atuação de cada firma. As equações (10), (11) e (12) apresentam as demandas agregadas.

---

<sup>14</sup> Uma eventual redução dos custos de produção, por exemplo, poderia levar a firma  $Z$  a tomar esse tipo de decisão.

$$Q_x = \int_0^G \left[ \frac{1}{b} (a - p_x - u) \right] du \quad (10)$$

$$Q_y = \int_0^{D-G} \left[ \frac{v}{b} (a - p_y - u) \right] du + \int_0^{D-H} \left[ \frac{1}{b} (a - p_y - u) \right] du \quad (11)$$

$$Q_z = \int_0^H \left[ \frac{1}{b} (a - p_z - u) \right] du \quad (12)$$

sendo  $Q_x$ ,  $Q_y$  e  $Q_z$  as demandas agregadas para os produtos das firmas  $X$ ,  $Y$  e  $Z$ , respectivamente.

O lucro de cada uma das firmas, por sua vez, é obtido de acordo com a equação (13):

$$\pi_i = (P_i - c_i)Q_i - F_i, \quad i = x, y, z \quad (13)$$

Cada firma, então, determina seu preço de maneira a maximizar seu lucro, o que é feito de acordo com a seguinte condição:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial P_i} = 0 \quad (14)$$

Cabe ressaltar que a decisão de qual preço cobrar repercute diretamente sobre os limites da área de atuação de cada firma, visto que os produtos são diferenciados exclusivamente em função do preço. A firma  $X$ , por exemplo, expandirá sua área de atuação até o ponto em que o preço que o consumidor deve pagar por seu produto for exatamente igual ao preço a ser pago pelo produto da firma  $Y$ , o que ocorre na localidade  $G$ . A localização de  $G$ , portanto, é definida tal que:

$$P_x + G = P_y + (D - G) \quad (15)$$

ou, alternativamente:

$$G = \frac{1}{2} (P_y - P_x + D) \quad (16)$$

uma vez que se assume taxa unitária e constante de transporte por unidade de distância a ser percorrida.

De maneira análoga, o ponto  $H$ , que estabelece os limites da área de atuação das firmas  $Y$  e  $Z$ , é determinado de modo a deixar o consumidor indiferente a essas firmas, ou seja:

$$P_y + (D - H) = P_z + H \quad (17)$$

ou, alternativamente:

$$H = \frac{1}{2} (P_y - P_z + D) \quad (18)$$

Os valores exatos dos preços praticados por cada membro do oligopólio, determinados a partir da condição de maximização de lucro estabelecida pela equação (14), dependem dos parâmetros das funções de demanda ( $a$  e  $b$ ) e de custo ( $c_i$ ), bem como da extensão da área de atuação de cada membro. As funções de reação das firmas são definidas, portanto, como:

$$P_x = P_x \left( a, b, c_x, G, \frac{\partial G}{\partial P_x} \right) \quad (19)$$

$$P_y = P_y \left( a, b, c_y, G, H, \frac{\partial G}{\partial P_y}, \frac{\partial H}{\partial P_y} \right) \quad (20)$$

$$P_z = P_z \left( a, b, c_z, H, \frac{\partial H}{\partial P_z} \right) \quad (21)$$

As equações (19), (20) e (21) representam, respectivamente, as funções de reação das firmas  $X$ ,  $Y$  e  $Z$ .

As funções de reação mostram que, ao fixarem seus preços, as firmas consideram os impactos sobre os limites das suas áreas de atuação, o que pode ser constatado pelos termos  $\partial G / \partial P_x$ , na função de reação de  $X$ ;  $\partial G / \partial P_y$  e  $\partial H / \partial P_y$ , na função de reação de  $Y$ ; e  $\partial H / \partial P_z$ , na função de reação de  $Z$ .

Admitindo que ao estabelecerem os seus preços as firmas esperam que seus concorrentes reajam às suas decisões<sup>15</sup>, pode-se chegar a expressões que quantificam as variações da área de atuação de cada firma em função do preço por ela determinado. Da equação (16), tem-se que:

$$\frac{\partial G}{\partial P_x} = \frac{1}{2} \left( \frac{\partial P_y}{\partial P_x} - 1 \right) \quad (22)$$

$$\frac{\partial G}{\partial P_y} = \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{\partial P_x}{\partial P_y} \right) \quad (23)$$

Analogamente, da equação (18) conclui-se que:

$$\frac{\partial H}{\partial P_z} = \frac{1}{2} \left( \frac{\partial P_y}{\partial P_z} - 1 \right) \quad (24)$$

$$\frac{\partial H}{\partial P_y} = \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{\partial P_z}{\partial P_y} \right) \quad (25)$$

---

<sup>15</sup> A pressuposição de que a firma  $i$  reaja à determinação do preço FOB fixado pela firma  $j$  implica  $(\partial P_i / \partial P_j) \neq 0$ .

Substituindo-se a equação (22) na função de reação de  $X$ , as equações (23) e (25) na função de reação de  $Y$ , e a equação (24) na função de reação de  $Z$ , chega-se a:

$$P_x = P_x \left[ a, b, c_x, G, \frac{1}{2} \left( \frac{\partial P_y}{\partial P_x} - 1 \right) \right] \quad (26)$$

$$P_y = P_y \left[ a, b, c_y, G, H, \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{\partial P_x}{\partial P_y} \right), \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{\partial P_z}{\partial P_y} \right) \right] \quad (27)$$

$$P_z = P_z \left[ a, b, c_z, H, \frac{1}{2} \left( \frac{\partial P_y}{\partial P_z} - 1 \right) \right] \quad (28)$$

As equações (26), (27) e (28) são as funções de reação das firmas  $X$ ,  $Y$  e  $Z$ , respectivamente, que tornam evidente a interdependência dos preços praticados por cada membro do oligopólio.

Chama-se a atenção para o fato de que, embora a função de reação da firma  $X$  não incorpore explicitamente a interdependência dessa firma em relação à  $Z$ , tal relação pode ser deduzida diretamente da função de reação de  $Y$ . De acordo com a equação (27), para toda ação de  $Z$  há uma correspondente reação de  $Y$  que, com base na equação (26), induz reação por parte de  $X$ . Raciocínio análogo a esse pode ser utilizado para mostrar a maneira pela qual a ação da firma  $X$  induz reação por parte de  $Z$ . Portanto, é a ligação com a firma  $Y$  que leva à interdependência entre  $X$  e  $Z$ . Uma vez que o preço de cada firma depende do preço definido pelos dois outros membros do oligopólio, conclui-se que  $X$ ,  $Y$  e  $Z$  fazem parte do mesmo mercado.

Faminow e Benson (1990) frisam que, se o processo de formação de preços é de fato caracterizado por competição oligopolística espacial, ele apresenta um caráter dinâmico, o que significa que os choques iniciais de preços e suas respectivas reações muito provavelmente induzem sucessivas mudanças de preços até que um novo equilíbrio seja alcançado. O processo completo de ajustamento de preços, em virtude de sua natureza dinâmica, não ocorre

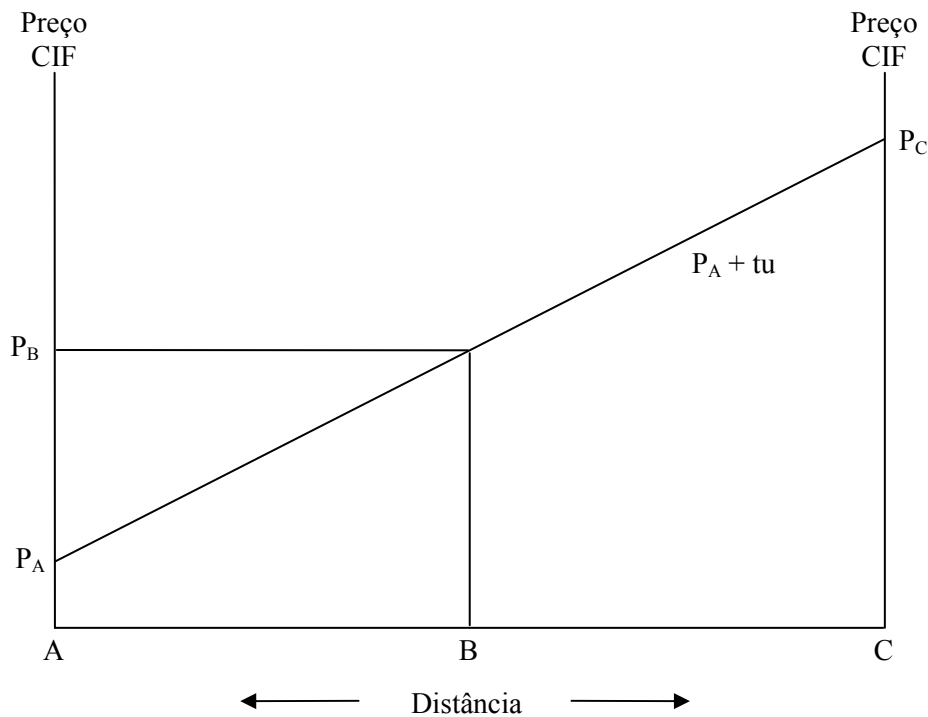
instantaneamente, sendo requerido algum tempo para que o novo equilíbrio seja obtido.

Os preços praticados por cada membro do oligopólio, quando alcançado o novo equilíbrio de mercado, não precisam ser, necessariamente, iguais ou, nem mesmo, diferirem por valores exatamente iguais aos custos de transporte. Num contexto de competição espacial, os preços podem apresentar alto grau de interdependência, mesmo que os preços (FOB) praticados por cada firma sejam diferentes, o que é facilmente visualizado a partir da Figura 1. A arbitragem espacial garante que os preços a serem pagos por consumidores espacialmente dispersos não apresentarão diferenças superiores aos custos para se transportar o produto de uma localidade para outra.

Para ilustrar a dinâmica do processo de integração de mercados, o modelo de competição espacial oligopolística, anteriormente descrito, pressupõe a existência de competição entre os membros de um oligopólio, tal que cada firma define o preço FOB para seu produto levando em consideração a maneira com que seus concorrentes reagem à sua escolha.

Entretanto, o processo de integração pode ocorrer mesmo em mercados nos quais não há competição entre as firmas. De acordo com a Teoria do Preço-Base, mercados interligados estabelecem e mantêm, por meio de um oligopólio organizado, um sistema não-competitivo de preços. Segundo Faminow e Benson (1990), tal oligopólio pode ser do tipo colusivo, quando seus membros determinam em conjunto o preço a ser praticado, ou do tipo liderança-preço, em que a firma líder define o preço e as demais, denominadas seguidoras, acompanham a decisão da líder.

Nesse sistema não-competitivo de preços, o preço-base é definido num mercado específico, o mercado-base, situado em determinada localidade, e o preço a ser pago por compradores estabelecidos em qualquer outra localidade é definido pela soma do preço-base e dos custos a serem incorridos para se transferir a mercadoria do mercado-base até o ponto onde o consumidor está localizado, como ilustrado na Figura 2.



Fonte: Faminow e Benson (1990).

Figura 2 – Determinação de preço a partir da teoria do preço-base.

De acordo com o ilustrado na Figura 2, assume-se o ponto A como sendo a localidade-base. O preço-base,  $P_a$ , pode ser determinado por meio de acordos colusivos entre as diversas firmas espacialmente distribuídas entre A e C, ou apenas pelas firmas estabelecidas em A, que nesse caso atuariam como firmas líderes. As firmas localizadas em regiões como B e C, por exemplo, tomam como base o preço praticado em A,  $P_a$ , e adicionam o custo de transporte para obterem o preço a ser cobrado pelos produtos por elas comercializados, tal que:

$$P_b = P_a + t u_{ab} \quad (29)$$

$$P_c = P_a + t u_{ac} \quad (30)$$

sendo  $t$  o valor do frete por unidade de distância e  $u_{ab}$  e  $u_{ac}$  as distâncias a serem percorridas para se transportar o produto do mercado A até os mercados B e C, respectivamente.

De acordo com o pressuposto do preço-base, quando  $P_a$  é alterado por qualquer motivo, todos os demais preços são alterados na mesma magnitude, o que torna evidente a interdependência entre os preços. Ademais, na presença de cooperação entre os membros do oligopólio ou mesmo da atuação de firmas líderes, o ajustamento dos preços nas diversas localidades ocorre instantaneamente, visto que não se desencadeia nenhum processo de ação e reação por parte das firmas, como acontece na competição espacial oligopolística.

Portanto, diferentemente do modelo de competição espacial oligopolística, em que mercados distintos poderiam apresentar preços FOB diferentes para o mesmo produto, no sistema não-competitivo estabelecido pelo preço-base, os preços líquidos de custos de transporte são, necessariamente, iguais. A possibilidade de haver alguma diferença entre os preços, que não aquela definida pelos custos de transporte, é imediatamente eliminada pela arbitragem espacial, uma vez que os consumidores diferenciam os produtos apenas pelo preço. Logo, conclui-se que a arbitragem espacial, assim como no modelo competitivo, tem participação apenas secundária no processo de integração de mercados.

Vale ressaltar que, embora os autores considerem explicitamente apenas os custos de transporte, tanto no modelo de competição oligopolística quanto no sistema não-competitivo de preços, estes os fazem com o intuito de caracterizar os custos incorridos para se transferir produtos entre mercados.

Contudo, é inegável a existência de outros custos, sejam eles mensuráveis ou não, que não os de transporte. A adoção de um conceito mais amplo de custos, como o de custos de transferência ou custos de transação, não mudaria a essência do modelo de Faminow e Benson (1990) e seria, provavelmente, mais adequado que o termo custos de transporte. A adição dos termos  $v_{ij}$ ,  $d_{ij}$  e  $w_{ij}$ , definidos na expressão (4), aos custos de transporte apenas

ampliaria a área de atuação de cada firma, aumentando as possibilidades de os mercados serem segmentados.

### **3.5. Arbitragem espacial e a lei do preço único x interdependência oligopolística**

A utilização de um modelo de interdependência oligopolística, neste estudo, deve ser vista como um complemento indispensável à teoria pautada em modelos de arbitragem, e não como suportes teóricos substitutos.

Essa necessidade advém da existência de mercados não-competitivos, nos quais a arbitragem não deve ser o mecanismo que conduz à interdependência dos preços. É justamente nessa lacuna, criada pela imperfeição dos mercados, que Faminow e Benson (1990) se apóiam para explicar o elemento que torna preços interdependentes. O grande diferencial e, portanto, a importante contribuição do modelo desses autores está no fato de este explicar a interdependência dos preços tanto em situações de competição quanto de cooperação entre os membros do oligopólio. Considerar apenas a hipótese de mercados perfeitamente competitivos, como aquela adotada pela arbitragem espacial e pela LPU, pode significar um descasamento entre os pressupostos teóricos e as evidências do mundo real, especialmente quando a análise se refere a um mercado como o de carne resfriada de frango. Nesse mercado, embora existam muitas firmas, são poucas as que atuam em todas as regiões do País e que detêm parcelas de mercado mais expressivas. Trata-se, portanto, de um mercado concentrado<sup>16</sup>.

Se em termos teóricos o modelo de interdependência oligopolística fornece embasamento teórico alternativo, em termos práticos a adoção de tal modelo subsidia a interpretação dos resultados de maneira oposta à oferecida pela arbitragem espacial e pela LPU. Para mostrar como seu modelo altera a leitura dos resultados, Faminow e Benson (1990) utilizam o modelo analítico proposto por Ravallion (1986), até então o principal modelo considerado em estudos de

---

<sup>16</sup> Dados da Associação Brasileira dos Produtores e Exportadores de Frango – ABEF (2006) indicam que, em 2006, a soma das parcelas de mercado das cinco maiores firmas alcançou cerca de 40%.

integração, por ser o primeiro a considerar que o processo de transmissão de preços de um mercado ao outro possui caráter dinâmico.

Para testar a integração dos mercados, Ravallion (1986) pressupõe que o processo de formação de preços decorre da existência de um mercado central urbano, com o qual mercados rurais, relativamente menores que o central, estabelecem relações comerciais. A conclusão a se chegar quanto à integração ou não depende das estimativas dos parâmetros do seguinte modelo:

$$P_t^A = \sum_{j=1}^n a_j P_{t-j}^A + \sum_{k=0}^m b_k P_{t-k}^B + \varepsilon_t \quad (31)$$

em que  $P_t^A$  e  $P_t^B$  são os preços nos mercados  $A$  e  $B$ , respectivamente, no período  $t$ ;  $a_j$  e  $b_k$  são parâmetros a serem estimados; e  $\varepsilon_t$  é um termo de erro. Tal como apresentado em (31), o modelo de Ravallion (1986) conclui sobre integração de mercados em quatro situações diferentes:

a) Mercados autárquicos ou independentes, se:

$$b_k = 0 \quad (k = 0, 1, \dots, m)$$

b) Integração de curto prazo, versão forte, se:

$$b_0 = 1; \quad a_j = b_k = 0 \quad (j = 1, 2, \dots, n; k = 1, 2, \dots, m)$$

c) Integração de curto prazo, versão fraca, se:

$$b_0 = 1; \quad \sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=1}^m b_k = 0$$

d) Integração de longo prazo, se:

$$\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=0}^m b_k = 1$$

Mercados autárquicos, ou independentes, são caracterizados pelo fato de tanto o efeito contemporâneo quanto o efeito defasado do preço de uma localidade sobre o preço de outra localidade serem nulos. Nesse caso, a variação no preço em um dos mercados não é transmitida ao outro, nem mesmo com alguma defasagem temporal.

A integração de curto prazo, na sua versão forte, ocorre quando o ajustamento do preço em  $A$  é realizado, de maneira integral, no mesmo período em que se observam alterações no preço em  $B$ , sem qualquer defasagem temporal.

Quando se considera que a interdependência dos preços tem sua origem na arbitragem espacial, a hipótese de integração de curto prazo do modelo de Ravallion (1986), na sua versão forte, equivale à hipótese da versão forte da LPU, que, por sua vez, considera mercados perfeitamente competitivos, com os arbitradores atuando rapidamente. Esta seria, então, a razão pela qual toda alteração no preço em  $B$  seria integralmente transmitida ao preço em  $A$ , no mesmo período.

Por outro lado, Faminow e Benson (1990) defendem que, quando consumidores e vendedores são espacialmente distribuídos e os custos intra-regionais de transporte são significativos, o único sistema de formação de preços capaz de produzir tal situação é aquele sustentado na Teoria do Preço-Base. A não-rejeição da hipótese de integração de curto prazo, segundo esses autores, indica práticas não-competitivas, sob as quais os preços são determinados em acordos cooperativos e, por isso, alterados simultaneamente.

Portanto, ao se considerar o modelo de interdependência oligopolística, a conclusão-padrão de que mercados altamente integrados (nos quais os movimentos dos preços são fortemente correlacionados) se devem à competição

e, por isso, são eficientes é invertida: o modelo de Faminow e Benson (1990) estabelece que tal situação decorre de práticas colusivas, com os preços formados sob o sistema do preço-base, o que conduz os mercados à ineficiência.

A integração de curto prazo, na sua versão fraca, requer que, em termos médios, os efeitos defasados dos preços sejam nulos, o que seria consistente com um sistema de formação de preços, sob o pressuposto do preço-base, menos que perfeito. Faminow e Benson (1990) argumentam que, se tal hipótese for válida para todos os mercados, tem-se a indicação de que os preços são determinados através de práticas colusivas, porém de modo tácito, o que impõe alguma defasagem temporal para que novo equilíbrio seja alcançado. Entretanto, se esse resultado for válido apenas para um subconjunto de mercados, então um cartel incompleto pode estar em operação.

Por fim, de acordo com o modelo de Ravallion (1986), a integração de mercados de longo prazo ocorre quando todos os efeitos contemporâneos e defasados somam um. Esse resultado é, de acordo com Faminow e Benson (1990), consistente com a competição oligopolística espacial sob preço FOB. Nota-se que a integração de curto prazo implica integração de longo prazo, embora o inverso não seja verdade.

### **3.6. Custos de transação e suas eventuais fontes na comercialização de carne de frango**

Pode-se dizer que o estudo dos custos de transação iniciou-se com a tentativa de algumas correntes não ortodoxas do pensamento econômico de explicarem a gênese da firma. Destaque deve ser dado a Coase (1937), cujas idéias fundamentaram o que atualmente é conhecido como a Nova Economia Institucional. Coase (1937) considera que, para entender o que uma empresa faz, deve-se primeiro entender por que ela existe e quais forças governam a atividade econômica. Argumenta que existem custos em usar os mecanismos de mercado. Exemplos seriam os custos de descobrir quais os preços, os custos de negociar contratos individuais para cada transação de troca e os custos para especificar as

condições de troca num contrato de longo prazo. Posteriormente, todos esses custos ficaram conhecidos como custos de transação (HOBBS, 1996, citado por NEVES, 1999).

Entretanto, como exposto em Neves (1999), os custos de transação podem ser evitados se a empresa integrar-se verticalmente e assumir os custos de coordenar internamente a atividade econômica, por meio de suas funções gerenciais. Os custos passariam a ser aqueles referentes à administração de fluxos verticais de produtos e de fatores de produção.

Williamson (1985) ressalta que estudos empíricos sobre custos de transação quase nunca procuram medir tais custos diretamente. Geralmente, procura-se investigar se as relações organizacionais, como as práticas contratuais e estruturas de governança, estão em linha com o postulado pela teoria econômica.

Nesta seção, procura-se identificar, através da literatura, as prováveis fontes de custos de transação no processo de comercialização de carne de frango, em nível atacadista, que é o objeto de análise deste estudo. Pretende-se, assim, subsidiar a discussão dos resultados obtidos na operacionalização dos modelos econométricos, que são apresentados no Capítulo 5.

Utilizando-se a definição oferecida por Williamson (1985), custos de transação são os custos de se mover o sistema econômico, ou seja, de efetuar uma troca, seja entre duas empresas no mercado ou através de transferência de recursos entre estágios verticalmente integrados numa mesma empresa, sob a consideração de que a informação não é perfeita e tem custos.

Neves (1999) sugere que, para facilitar uma classificação, os custos de transação sejam divididos em dois grandes grupos, adotando-se o momento do fechamento da transação como a fronteira entre eles. Assim, há custos antes da efetivação da transação (custos *ex-ante*) e custos após a efetivação (custos *ex-post*).

Os custos *ex-ante* são decompostos em custos de informação e custos de negociação. Enquanto os primeiros estão associados aos custos da procura, da obtenção da informação sobre produtos, insumos, preços, compradores,

vendedores, seleção de alternativas, os demais são aqueles associados a aspectos operacionais de redigir contratos, pagamentos a consultorias, advogados, serviços de intermediários que desempenham funções no processo, entre outros.

Os custos *ex-post* são custos de mensuração e monitoramento do desempenho, dos padrões de qualidade e regularidade exigidos na transação, custos decorrentes de acompanhamento jurídico ou administrativo, advindos da má adaptação, custos de renegociações e redesenho contratual, custos de manutenção das estruturas de controle, custos de compromisso de seguro, etc.

Farina et al. (1997) apontam que o principal elemento introduzido por Williamson (1985) à teoria dos custos de transação foi a especificidade dos ativos. Os ativos envolvidos em determinada transação são específicos quando não podem ser utilizados de forma alternativa sem perda considerável. Conforme os ativos se tornam mais específicos, os custos da utilização de contratos, em geral, crescerão mais que aqueles relativos à integração vertical.

Neves (1999), a partir de adaptação do trabalho de Williamson (1985), classifica os ativos envolvidos segundo suas especificidades. No que diz respeito aos ativos envolvidos na comercialização de carnes de frango, é verdade que todas as especificidades apresentadas no trabalho de Neves (1999) podem ser verificadas, em maior ou menor grau. Entretanto, merecem destaque as seguintes especificidades: locacional, temporal, dedicada ou física.

A especificidade locacional aparece nas transações nas quais os ativos envolvidos possuem, devido a características de transporte do produto transacionado, restrições locacionais, devendo estar próximos para que a transação seja efetuada com sucesso.

A especificidade temporal refere-se ao tempo para efetivação da transação e leva em consideração o produto transacionado, principalmente sua perecibilidade e a eventual perda de qualidade com o tempo. Como frisa Neves (1999), quanto maior a especificidade temporal, mais delicada é a transação e menor será o universo das alternativas existentes. A necessidade de entregas freqüentes e rápidas e o tempo de processamento são exemplos apresentados pelo autor.

Por fim, a especificidade dedicada ou física refere-se aos ativos envolvidos na produção do produto transacionado, que podem ser mais ou menos específicos, o que permite realocações mais ou menos custosas para outras atividades. Como exemplos desse tipo de especificidade, Neves (1999) cita algumas áreas nos hipermercados, como fornos e equipamentos frigoríficos (câmaras frias), sistemas de armazenagem a frio, estrutura de estocagem especial, etc., além dos investimentos feitos pelos fabricantes nos canais de distribuição, desde gôndolas especiais, geladeiras, máquinas de café e outras.

No caso da carne de frango, principalmente em razão de sua perecibilidade, é inegável a presença das especificidades anteriormente mencionadas. A exigência de transporte e armazenagem do produto em câmaras frias e em curtos espaços de tempo é um exemplo.

A Tabela 1, apresentada a seguir, é uma adaptação da “Matriz de Custos de Transação”, elaborada por Neves (1999), a partir de revisão de estudos correlatos, com o objetivo de apontar possíveis origens de custos de transação nos canais de distribuição.

Segundo Stern et al. (1996, citados por NEVES, 1999), cada transação envolve pedidos, avaliação e pagamentos por produtos e serviços. O custo da distribuição pode ser minimizado através da rotinização das transações. Se não for assim, cada transação é objeto de negociação, gerando aumento de custos e redução de eficiência. Os custos de negociação, como argumentado por Neves (1999), são um dos componentes dos custos de transação. Os canais de distribuição visam, sobretudo, facilitar o processo de busca por produtos e, ao torná-los mais disponíveis, reduzir custos de informação, outro componente dos custos de transação.

Seguindo os argumentos desses autores, pode-se afirmar, então, a existência de custos de transação nas relações entre empresas processadoras e distribuidoras, tendo em vista que, no caso da carne de frango, essa relação se dá quase sempre via mercado.

Tabela 1 – Matriz de custos de transação: possíveis origens de custos de transação nos canais de distribuição

---

<b>Custos de transação <i>ex-ante</i></b> (antes da efetivação das transações)
Pesquisa de informação de preço
Incerteza de venda dos produtos
Procura por compradores e vendedores
Seleção de alternativas de compra/venda
Tempo de negociação
Redação de contratos
Busca por informação de qualidade
Outros

---

<b>Custos de transação <i>ex-post</i></b> (após a efetivação das transações)
Monitoramento de desempenho
Redesenho de contratos
Renegociações periódicas
Monitoramento de direitos de propriedade
Monitoramento de uso da marca
Adaptação
Disputa legal
Risco de não-entrega (falha no fornecimento)
Risco de quebras de contratos
Outros

---

Fonte: Adaptado pelo autor, a partir de Neves (1999).

## 4. METODOLOGIA

### 4.1. Referencial analítico

Os primeiros estudos que testaram a integração de mercados se basearam nas correlações entre os preços para descrever a maneira com que os mercados são relacionados.

O modelo proposto por Ravallion (1986)<sup>17</sup> foi o primeiro a considerar o caráter dinâmico do processo de ajustamento dos preços e tem a vantagem de permitir a distinção entre a integração de mercados de curto prazo, ou instantânea, e a noção menos restritiva de integração como conceito de equilíbrio de longo prazo. Ravallion (1986) considera que tal distinção é importante por ser pouco provável que os padrões de comércio se ajustem instantaneamente à diferença entre os preços. Contudo, espera-se que, decorrido algum tempo, os ajustamentos de curto prazo convirjam para algum equilíbrio. Um modelo dinâmico pode, então, extrair maior conjunto de informações a partir dos mesmos dados utilizados por modelos estáticos.

Desde então, os procedimentos de testes apresentaram algumas sofisticações, o que permite que sejam considerados elementos importantes para

---

<sup>17</sup> O modelo de Ravallion (1986) já foi apresentado na seção 3.5.

as análises, como tendências comuns, não-estacionariedade e endogeneidade das séries temporais dos preços.

Entretanto, como ressaltado por Baulch (1997), nenhuma das abordagens disponíveis até então modificou a essência desses testes, ou seja, o fato de a integração ser estudada a partir da co-movimentação dos preços, sem que seja feita qualquer referência aos custos envolvidos nas transações entre mercados. Embora sejam várias as abordagens utilizadas, Baulch (1997) propõe que estas sejam divididas em duas categorias apenas, de acordo com o procedimento adotado no teste.

A primeira categoria incluiria abordagens como a Lei do Preço Único e o modelo proposto por Ravallion (1986). Ao assumirem que, na presença de integração, alterações no preço em um dos mercados são integralmente transmitidas aos demais mercados, de maneira instantânea ou com alguma defasagem temporal, essas abordagens baseiam-se no teste da perfeita co-movimentação dos preços. Entretanto, segundo Baulch (1997), se houver alguma descontinuidade no fluxo de comércio, choques de demanda e, ou, de oferta não serão, necessariamente, transmitidos integralmente aos preços. Então, quando são consideradas essas abordagens, variações nos custos de transferência podem, equivocadamente, levar à rejeição da hipótese de integração, mesmo que as condições de arbitragem espacial permaneçam válidas.

A segunda categoria incluiria abordagens como Causalidade de Granger e testes de co-integração, que, segundo Baulch (1997), são testes para uma noção mais geral de equilíbrio, pois permitem que a co-movimentação de preços seja menos que perfeita e que os preços sejam simultaneamente determinados. No entanto, esses testes, além de ignorarem os custos de transferência, assumem relação permanente entre os preços, o que é inconsistente com a descontinuidade de comércio estabelecida pelas condições da arbitragem.

Na década de 1990, a literatura referente à econometria de séries temporais apresentou grandes avanços, sobretudo nos procedimentos e testes utilizados nas análises de estacionariedade das séries. O uso crescente das técnicas mais modernas permite concluir que, na sua grande maioria, as séries de

preços, tipicamente utilizadas nas análises de integração de mercados, são não-estacionárias, o que trouxe consigo a necessidade de adequação dos métodos até então empregados nas análises.

A co-integração, introduzida por Engle e Granger (1987), fornece o tratamento adequado às séries não-estacionárias, por permitir que regressões que contemplem esse tipo de variável sejam realizadas sobre seus níveis, sem que se incorra no problema da regressão espúria, além de não se perder informação de longo prazo, o que ocorre quando são utilizadas séries diferenciadas. A co-integração diferencia a dinâmica do ajustamento de preços entre o curto e o longo prazo, admitindo instabilidades de curto prazo nas margens de comercialização, que não necessitam ser fixas, mas apenas estáveis no longo prazo. Além disso, através dessa técnica, é possível considerar elementos importantes para a análise, como autocorrelação e componentes sazonais.

A capacidade de a co-integração superar as limitações dos métodos anteriormente utilizados em estudos de integração de mercados fez dessa técnica a mais utilizada nessa literatura. Entretanto, se, do ponto de vista estatístico, a co-integração parecia ser a solução para todos os problemas, o mesmo não se pode afirmar quando se avalia a adequação dessa técnica aos fundamentos da teoria econômica que circundam o processo de integração de mercados. De acordo com Mcnew e Fackler (1997), a grande limitação dessa técnica como teste direto para integração de mercados está no fato de não representar condições necessárias nem suficientes para a integração dos mercados.

#### **4.1.1. Co-integração como teste de integração e suas limitações**

No contexto de co-integração, choques que perturbam o equilíbrio de longo prazo são corrigidos pelo sistema por meio de um mecanismo, o Mecanismo de Correção de Erros (MCE), que influencia o comportamento de curto prazo das variáveis de modo a haver uma relação entre as dinâmicas de curto e longo prazos.

Dois mercados hipotéticos,  $A$  e  $B$ , por exemplo, estarão em equilíbrio de longo prazo se houver uma combinação linear entre os seus respectivos preços,  $P_t^A$  e  $P_t^B$ , tal que:

$$P_t^A - \beta_1 P_t^B = Z_t = 0 \quad (32)$$

em que

$$Z_t = \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (33)$$

sendo  $\varepsilon_t$  é um termo de erro ruído branco.

Em termos práticos, a análise da relação de equilíbrio entre  $P_t^A$  e  $P_t^B$  recai sobre a natureza do processo  $Z_t$ , que representa o desvio da relação de equilíbrio de longo prazo, apresentada em (32). Se, em  $Z_t = \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$ , o coeficiente auto-regressivo de primeira ordem ( $\rho$ ) for tal que  $\rho=1$ ,  $Z_t$  segue um passeio aleatório, que é não-estacionário. Nesse caso,  $P_t^A$  e  $P_t^B$  não são co-integrados e não há relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços<sup>18</sup>. Entretanto, se  $\rho < 1$ , o processo  $Z_t$  é estacionário, de modo que os preços são co-integrados e apresentam relação de equilíbrio de longo prazo.

Quando os preços são co-integrados há, segundo Engle e Granger (1987), uma representação equivalente em termos de um Mecanismo de Correção de Erros (MCE), tal como apresentado em (34):

$$\Delta P_t^A = \varphi \Delta P_t^B - \alpha Z_{t-d} + u_t \quad (34)$$

em que  $\alpha$  é definido como coeficiente de ajustamento e o índice  $d$  representa defasagem temporal a ser determinada.

---

<sup>18</sup> Se  $\rho > 1$ ,  $Z_t$  é uma série explosiva e, portanto, não-estacionária.

O MCE, tal como apresentado em (34), força a dinâmica de curto prazo das variáveis – variações entre períodos consecutivos, representados pelo operador de primeira diferença<sup>19</sup>  $\Delta$  – ao comportamento de longo prazo, cujas informações estão contidas na variável  $Z_t$ . O coeficiente de ajustamento ( $\alpha$ ) indica o peso com o qual o longo prazo influencia o curto prazo. Então, se houver um choque que eleve o preço no mercado  $B$  em alguma medida, as ações dos arbitradores, por exemplo, fazem com que tal choque seja transmitido ao preço do mercado  $A$ .

Os tradicionais modelos de co-integração, amplamente utilizados nos estudos de integração de mercados, estabelecem que, independentemente da magnitude do choque, os arbitradores passam a transferir bens do mercado  $A$  ao  $B$ , mesmo que para isso incorram em custos que superem os ganhos decorrentes da arbitragem. Contudo, como os arbitradores buscam lucros, esse provavelmente não deve ser o comportamento padrão desses agentes.

Então, se os choques sobre os preços são relativamente pequenos, ou seja, se a diferença entre os preços verificada após a ocorrência destes for inferior aos custos da arbitragem, não há motivos para se esperar que esses choques sejam transmitidos entre os mercados. Portanto, em função dos custos da arbitragem, há períodos nos quais os choques não são continuamente transferidos e os mercados não são interligados. Por outro lado, os choques relativamente maiores induzem a ação dos arbitradores, que transferem o excesso de demanda do mercado com preço menor àquele com preço maior.

Embora parcela significativa dos estudos sobre integração de mercados se sustente na co-integração entre os preços, Alexander e Wyeth (1994) afirmam que a co-integração não é necessária, pois, se os custos de transação forem não-estacionários, os preços provavelmente não serão co-integrados, o que não significa que a arbitragem não possa ocorrer. A co-integração também não é suficiente para se concluir pela existência de integração, visto que os preços

---

<sup>19</sup> O operador de primeira diferença é definido por:  $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ .

podem ser co-integrados, mas a diferença entre eles ser tão pequena que não supera os custos de transação e, portanto, não viabiliza a arbitragem.

Para ilustrar o argumento de Alexander e Wyeth (1994), considera-se a seguinte regressão:

$$P_t^A = \beta_1 P_t^B + \varepsilon_t \quad (35)$$

em que  $P_t^A$  e  $P_t^B$  são os preços praticados nos mercados  $A$  e  $B$ , respectivamente, e  $\varepsilon_t$  é um termo de erro.

O teste de integração de mercados, com base na co-integração, consiste em verificar se os preços são ou não co-integrados, o que ocorre quando há combinação linear estacionária entre eles. Isolando  $\varepsilon_t$  em (35), tem-se:

$$P_t^A - \beta_1 P_t^B = \varepsilon_t \quad (36)$$

ou seja, uma combinação linear entre  $P_t^A$  e  $P_t^B$ , representada por  $\varepsilon_t$ , que deve ser estacionário para que os mercados sejam integrados. De acordo com Engle e Granger (1987), pode-se testar a presença de raiz unitária diretamente em  $\hat{\varepsilon}_t$ , que é uma estimativa para o termo de erro da regressão (35), através do teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>20</sup>.

A indicação de que  $\hat{\varepsilon}_t$  é uma série estacionária leva à conclusão imediata de que os mercados são integrados. Contudo, esta será uma conclusão equivocada caso a diferença entre os preços  $P_t^A$  e  $P_t^B$  não seja grande o suficiente para viabilizar as ações dos arbitradores. Se  $P_t^A - P_t^B < \tau_{B,A}$ , sendo  $\tau_{B,A}$  os custos que os arbitradores devem incorrer para transferir mercadorias de

---

<sup>20</sup> Entretanto, neste caso, os valores críticos do teste não seguem os originalmente tabulados por Dickey e Fuller, dado que  $\hat{\varepsilon}_t$  é uma série estimada. Existe uma tabela com os valores apropriados, que pode ser obtida, por exemplo, em Davidson e Mackinnon (1993).

$B$  para  $A$ , esses agentes não atuarão e os mercados não serão integrados. Portanto, mesmo que os preços sejam co-integrados, não há garantias de que os mercados sejam integrados, o que mostra que a co-integração dos preços não é suficiente para garantir integração dos mercados.

Por outro lado, supõe-se uma situação na qual  $P_t^A - P_t^B > \tau_{B,A}$ , de modo que os arbitadores são permanentemente incentivados a transferirem excedentes de um mercado ao outro. No caso extremo de integração de mercados, em que a versão forte da LPU é válida, tem-se:

$$P_t^A - P_t^B = \tau_{B,A}, \quad (37)$$

o que caracteriza mercados perfeitamente integrados.

Entretanto, testar essa hipótese equivale a testar a estacionariedade do termo  $\tau_{B,A}$ , que representa os custos de transação. Então, se estes custos forem não-estacionários, chega-se à conclusão, equivocada, de que os mercados não são integrados. Portanto, a co-integração dos preços, além de não ser suficiente, não é necessária para se concluir pela integração. Mercados podem ser integrados mesmo que os preços não sejam co-integrados. Ressalta-se que, na regressão (35), os custos de transação estão embutidos no termo de erro  $\varepsilon_t$  e, quando não-estacionários, levam à conclusão de que  $\hat{\varepsilon}_t$  é não-estacionário e, que, portanto, trata-se de mercados segmentados.

Em razão das limitações apresentadas pela co-integração, quando utilizada como teste de integração de mercados, Barrett (1996) propõe que essa técnica não seja utilizada como teste direto de integração, mas como procedimento que antecede outros testes econométricos, o que tem levado à busca por abordagens que superem tal deficiência.

#### 4.1.2. Métodos alternativos à co-integração

O reconhecimento da importância dos custos de transação, quase sempre negligenciados, tem levado à aplicação de novas metodologias que explicitamente reconhecem a influência de tais custos sobre a ligação espacial entre os mercados.

As classes dos modelos *switching regression* e auto-regressivos com *threshold (TAR models)* têm se tornado as mais comuns entre os métodos mais recentes de análises de integração de mercados. Ambas são motivadas pelo fato de os métodos até então disponíveis não levarem em consideração os custos de transação. A consideração desses custos permite que se avance, também, no sentido de verificar, empiricamente, o conceito de eficiência dos mercados, embora ainda não seja possível chegar a conclusões a respeito de tal conceito.

O conceito de eficiência ao qual se faz referência diz respeito à satisfação das condições definidas pelo modelo de equilíbrio espacial de ESTJ, já apresentado na seção 3.2, e é discutido e investigado geralmente em estudos que utilizam modelos *switching regression*, a partir dos quais são determinadas probabilidades associadas à ocorrência de cada uma das três situações definidas pelo modelo de ESTJ. Os modelos são especificados de acordo com os dados disponíveis.

Os primeiros estudos a utilizarem tal método foram os de Spiller e Huang (1985), Spiller e Wood (1988) e Sexton et al. (1991), que usaram apenas dados de preços. Posteriormente, Baulch (1997) desenvolveu o *Parity Bounds Model (PBM)* ao incorporar dados de custos de transferência, enquanto Barrett e Li (2002) acrescentaram, além dos custos de transferência, informações referentes ao volume de comércio.

Os modelos *switching regression* requerem a estimação de parâmetros, geralmente representados por  $\lambda_i$ , que determinam a probabilidade de ocorrência de cada regime analisado, regimes estes que variam de acordo com os produtos e mercados analisados. A estimação dos parâmetros  $\lambda_i$  é feita pelo método de máxima verossimilhança.

A principal crítica direcionada aos modelos *switching regression* é o fato de ser necessário assumir pressuposições referentes às distribuições de alguns parâmetros envolvidos na estimação, sobre as quais a teoria econômica pouco tem a dizer. Os críticos consideram que essas pressuposições são excessivamente fortes. Outra importante limitação encontra-se no fato de não ser possível uma análise da dinâmica do processo de integração dos mercados. Tal metodologia, através de probabilidades estimadas, trabalha a integração (e a eficiência) como uma questão de “sim” ou “não”, e não como um processo dinâmico. Dercon e Campenhout (1998) argumentam que não há ganhos em se considerarem os custos de transação sem que seja possível identificar a dinâmica temporal do processo. Soma-se, ainda, o fato de não serem consideradas, na estimação desses modelos, propriedades estatísticas das séries temporais, como, por exemplo, a estacionariedade e a autocorrelação.

Embora não esteja livre de limitações e críticas, a classe dos modelos auto-regressivos não-lineares tem ocupado posição de destaque na literatura recente de integração de mercados, principalmente por ser flexível o suficiente para se adequar às propriedades estatísticas das séries temporais, especialmente no que se refere à estacionariedade destas.

Nessa classe de modelos, as observações que compõem a amostra são divididas em subgrupos, e o critério adotado para tal divisão é o valor assumido por determinada variável, que é conhecida como variável de *threshold*. A cada uma das subamostras corresponde uma auto-regressão. A não-linearidade se refere, portanto, ao fato de os coeficientes das auto-regressões variarem entre subperíodos da amostra, e não ao grau das auto-regressões. Os tradicionais modelos auto-regressivos lineares (AR), incorporados da variável de *threshold*, dão origem aos auto-regressivos não-lineares, denominados *TAR models*, em que a inicial “T” se refere à presença do *threshold*.

A incorporação da variável *threshold* não se limita ao caso AR univariado e pode igualmente ser feita aos modelos auto-regressivos vetoriais (VAR), que são extensões multivariadas dos modelos AR, o que remete aos modelos TVAR. O mesmo se aplica à versão co-integrada dos modelos VAR, ou

seja, aos modelos vetoriais de correção de erro (VEC) – neste caso, dando origem aos modelos TVEC.

Nas análises de integração de mercados, os modelos TVAR e TVEC baseiam-se na estrutura auto-regressiva do processo de ajustamento dos preços entre os mercados. Representam uma maneira de incorporar aos tradicionais modelos VAR e VEC, comumente utilizados em estudos dessa natureza, as não-linearidades presentes em tal processo. Essas não-linearidades são atribuídas à presença de custos envolvidos no processo – os custos de transação.

Entre as principais vantagens dos modelos TVAR e TVEC está o fato de não ser necessária a prévia identificação da relação de causalidade entre os preços nos diferentes mercados, o que muitas vezes pode ser difícil de ser estabelecido. Também, eles permitem que seja identificada a trajetória temporal do processo de transmissão de preços e, portanto, da integração dos mercados. A dinâmica da transmissão de preços contém, basicamente, três importantes informações: a) a proporção dos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços que é corrigida a cada período; b) se, após a ocorrência de um choque nessa relação, o sistema retorna para o equilíbrio inicial ou converge para um nível de preços superior ou inferior ao observado antes do choque; e c) a existência de assimetrias no processo, ou seja, se o efeito de choques negativos é o mesmo daquele decorrente de choques positivos de preços. Em favor desses modelos está, também, o fato de considerarem elementos que influenciam as análises, como tendências determinísticas, tendências estocásticas (não-estacionariedade), autocorrelação, entre outros.

Como todo método, a classe dos modelos TAR não está livre de limitações. A principal crítica atribuída a esses modelos diz respeito ao fato de eles assumirem custos de transação constantes ao longo do tempo. Esse problema poderia ser minimizado caso não fosse necessário elevado número de observações, o que limitaria o período de análise e, portanto, reduziria o risco de violação da hipótese de custos constantes. Entretanto, em razão do elevado número de parâmetros a serem estimados, são necessárias muitas observações, o que requer extenso período de análise. A essa crítica soma-se a impossibilidade

de identificação de causas das não-linearidades. A atribuição destas aos custos de transação é feita apenas com referência à teoria econômica, de maneira que não se pode afirmar, com certeza, se de fato se devem a tais custos. Ressalta-se, ainda, que o uso desses modelos limita-se aos casos univariados e bivariados.

Na análise realizada neste estudo utiliza-se a classe dos modelos TAR, por se considerar que esta é mais adequada à análise proposta que a classe dos modelos *switching regression*. Em função das propriedades estatísticas das séries de preços que são utilizadas, limita-se aos modelos não-lineares co-integrados. Estes modelos são decorrentes da técnica de co-integração com *threshold* (*threshold cointegration*), apresentada na seção seguinte.

#### **4.1.3. Co-integração com *threshold***

O reconhecimento da importância dos custos de transação, quase sempre negligenciados, tem levado à aplicação de novas metodologias que explicitamente reconhecem a influência desses custos sobre a ligação espacial entre os mercados. A co-integração com *threshold* (*Threshold Cointegration*), inicialmente proposta por Balke e Fomby (1997), tem sido a mais utilizada. Alguns exemplos de estudos que fizeram opção por esse método são: Goodwin e Holt (1999), Goodwin e Piggott (2001), Lo e Zivot (2001), Abdulai (2002), Sephton (2003), Meyer (2004), Ben-kaabia et al. (2005), entre outros.

Para a análise da integração espacial dos mercados considerados neste estudo, optou-se pelo uso da técnica de co-integração com *threshold*. Barrett (2001), um dos principais críticos da literatura que aborda a integração de mercados sem levar em consideração os custos de transação, ratifica essa opção. Segundo esse autor, quando há informações apenas sobre os preços das *commodities*, os modelos auto-regressivos vetoriais com *threshold* (TVAR) e os modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVEC) parecem ser realmente os mais adequados.

Como já mencionado anteriormente, o avanço das técnicas de co-integração, principalmente a partir de meados da década de 1990, contribuiu para

que a maioria dos estudos de integração de mercados se baseasse nessa técnica. A partir de então, os modelos vetoriais de correção de erro (VEC) passaram a ser amplamente empregados, principalmente por serem apropriados para as situações nas quais não é claro qual preço causa os demais.

A utilização de um modelo VEC para estimar o ajustamento de preços está associada à pressuposição de que o ajustamento de preços induzido pelos desvios do equilíbrio de longo prazo é assumido ser uma função linear e contínua da magnitude desses desvios. Dessa maneira, mesmo desvios muito pequenos induzirão um processo de ajustamento em cada um dos mercados. Tal pressuposição, entretanto, conduz a resultados viesados, por ignorar a influência dos custos de transação sobre o ajustamento dos preços, já que, na presença desses custos, esse ajustamento não deve ser contínuo.

A incorporação dos efeitos dos custos de transação fornece, então, uma justificativa para o uso de modelos de ajustamento de preços com a inclusão da variável representativa do efeito *threshold*. Segundo Goodwin e Holt (1999), o efeito *threshold* ocorre quando choques de grande magnitude, isto é, acima de determinado *threshold*, induzem respostas diferentes daquelas decorrentes de choques relativamente pequenos, ou seja, abaixo do *threshold*. Os modelos com *threshold* geralmente são motivados pela existência de custos no processo de ajustamento, que podem inibir e, até mesmo, impedir o ajustamento a choques de pequena magnitude.

O estudo de co-integração com *threshold* foi inicialmente desenvolvido por Balke e Fomby (1997) como meio de combinar não-linearidade e co-integração e tem dado origem a vários estudos de natureza aplicada<sup>21</sup>.

Para se mostrar como um modelo de co-integração com *threshold* pode ser utilizado para a análise de integração entre  $k$  mercados, considera-se, inicialmente, uma relação tradicional de co-integração, que representa uma situação de equilíbrio econômico, como a mostrada em (38):

---

<sup>21</sup> Uma revisão dessa literatura foi apresentada por Lo e Zivot (2001).

$$P_{1t} - \beta_2 P_{2t} - \beta_3 P_{3t} - \dots - \beta_k P_{kt} = Z_t \quad (38)$$

em que  $P_{it}$  ( $i=1, 2, \dots, k$ ) é o preço observado no  $i$ -ésimo mercado no momento  $t$ ,  $\beta_i$  são parâmetros que determinam as relações entre os preços e  $Z_t = \rho Z_{t-1} + u_t$  representa o desvio da relação de equilíbrio no período  $t$ . A co-integração entre os preços  $P_{it}$  está condicionada à natureza do processo auto-regressivo  $Z_t$ . À medida que  $\rho$  se aproxima de 1, os desvios do equilíbrio se aproximam de um processo passeio aleatório e, portanto, de uma situação de não-estacionariedade, na qual os preços não são integrados.

Balke e Fomby (1997) estendem essa estrutura básica de co-integração entre variáveis – nesse caso, entre os preços – para o caso em que  $Z_t$  segue um processo auto-regressivo com *threshold*, conforme o apresentado em (39):

$$\rho = \begin{cases} \rho^{(1)}, & \text{se } |Z_{t-1}| \leq \gamma \\ \rho^{(2)}, & \text{se } |Z_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (39)$$

em que  $\gamma$  representa o *threshold*, que delimita os regimes alternativos, e  $\rho^{(j)}$ , ( $j=1, 2$ ) indica que  $\rho$  varia de acordo com o regime.

Pequenos desvios da relação de equilíbrio, caracterizados pelo fato de que  $|Z_{t-1}| \leq \gamma$ , sugerem  $\rho^{(1)} = 1$ , ou seja, um processo passeio aleatório e, portanto, não-estacionário, de maneira que os preços não são co-integrados. Por outro lado, desvios da relação de equilíbrio relativamente maiores, tal que  $|Z_{t-1}| > \gamma$ , conduzem a  $\rho^{(2)} < 1$ , o que caracteriza um processo auto-regressivo estacionário e, então, uma situação em que os preços são co-integrados.

Balke e Fomby (1997) mostram que o processo auto-regressivo com *threshold* possui representação equivalente em termos de um modelo vetorial de

correção de erro com *threshold*, conhecido como modelo TVEC, tal como o apresentado em (40):

$$\Delta X_t = \begin{cases} \sum_{i=1}^p \xi_i^{(1)} \Delta X_{t-i} + \alpha^{(1)} Z_{t-1}, & \text{se } |Z_{t-1}| \leq \gamma \\ \sum_{i=1}^p \xi_i^{(2)} \Delta X_{t-i} + \alpha^{(2)} Z_{t-1}, & \text{se } |Z_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (40)$$

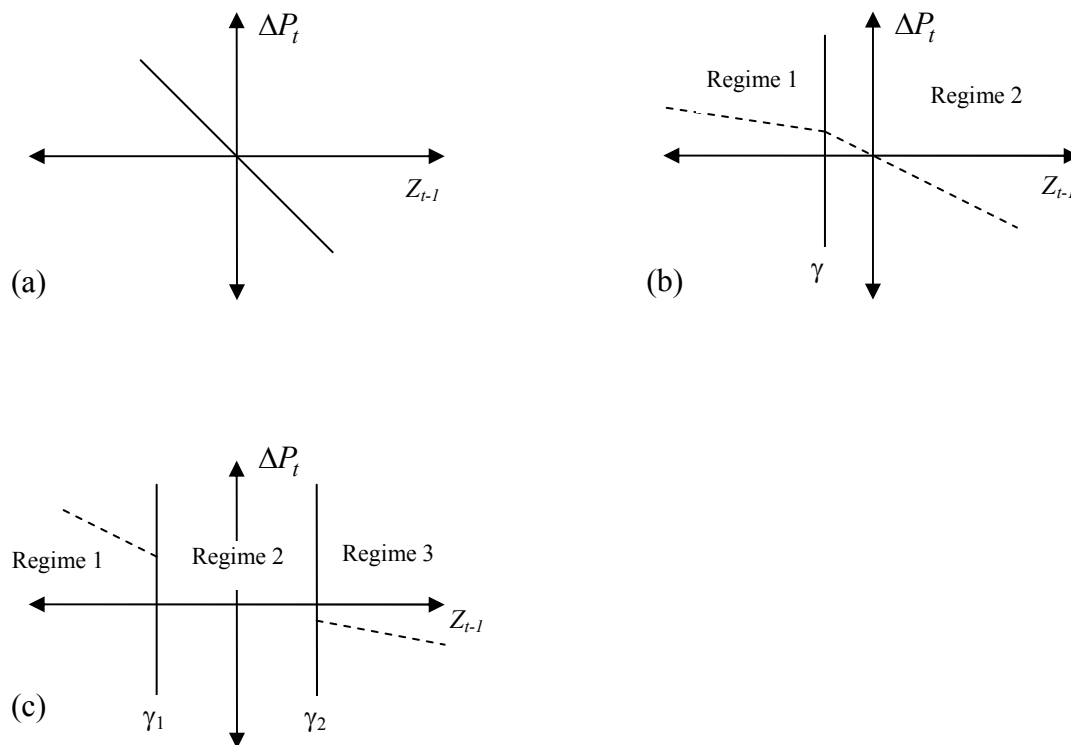
em que  $X_t$  é um vetor de dimensão  $(k \times 1)$  com os preços dos  $k$  mercados,  $\Delta$  é o operador de primeira diferença,  $\xi_i^{(j)}$  ( $i=1,2,\dots,p$ , e  $j=1,2$ ) são matrizes  $(k \times k)$  de parâmetros e  $\alpha^{(j)}$  são vetores-coluna  $(k \times 1)$  com os coeficientes de ajustamento.

Balke e Fomby (1997) mostram, também, que o modelo TVEC com dois regimes de ajustamento de preço, ou seja, TVEC<sub>2</sub>, pode facilmente ser estendido de maneira a permitir mais de um *threshold*, por exemplo, dois *thresholds*, o que definiria um modelo com três regimes de ajustamento e, portanto, um TVEC<sub>3</sub><sup>22</sup>. Essa situação é ilustrada na Figura 3.

A Figura 3(a) ilustra o processo de ajustamento de preços ( $\Delta P_t$ ) como função linear e contínua dos desvios do equilíbrio de longo prazo ( $Z_{t-1}$ ) e corresponde ao uso de um modelo VEC sem o efeito *threshold*.

A Figura 3(b) ilustra o processo de ajustamento de preços correspondente a um modelo TVEC com um único *threshold* ( $\gamma$ ). Desvios do equilíbrio de longo prazo, inferiores a  $\gamma$ , conduzem a um processo de ajustamento, delimitado pelo regime 1, diferente do processo de ajustamento induzido por desvios superiores a  $\gamma$  (regime 2). Embora essa seja uma maneira explícita de considerar assimetrias no processo de ajustamento de preços, tal especificação não admite a possibilidade de nenhum ajustamento ocorrer.

<sup>22</sup> Um modelo TVEC pode incluir múltiplos *thresholds*. No caso de  $m$  *thresholds*, são definidos  $m+1$  regimes de ajustamento (GOODWIN; HOLT, 1999).



Fonte: Meyer (2004, p. 329).

Figura 3 – Impacto do desvio do equilíbrio de longo prazo ( $Z_{t-1}$ ) sobre o ajustamento de preço: (a) modelo vetorial de correção de erro (VEC); (b) modelo vetorial de correção de erro com um *threshold*; (c) modelo vetorial de correção de erro com dois *thresholds*.

A Figura 3(c) ilustra um modelo de ajustamento com três regimes, um dos quais acima do termo de equilíbrio de longo prazo (regime 1) e o outro abaixo (regime 3). A região entre  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  (regime 2) pode ser interpretada como os desvios do equilíbrio de longo prazo que são tão pequenos, comparativamente aos custos do ajustamento, que não causarão nenhum ajustamento nos preços relativos, ou seja, uma faixa de “não-ajustamento”, na qual os preços não são co-integrados. Além disso, um modelo com dois *thresholds* é consistente com desvios tanto positivos quanto negativos em relação ao equilíbrio de longo prazo, fora da faixa de “não-ajustamento”.

Dado que mercados economicamente integrados são caracterizados por preços interdependentes, relações de co-integração, como aquela apresentada em (38), e a maneira com que os preços praticados em cada um dos  $k$  mercados se ajustam a eventuais desequilíbrios em tal relação fornecem, então, subsídios importantes para o delineamento do processo de integração econômica. Nesse caso, assume-se que os preços contêm as informações necessárias para que possam ser feitas inferências sobre a integração.

No contexto de integração de mercados, custos de transação significativos justificam a existência de assimetrias, que são caracterizadas por mudanças na inclinação da reta  $\Delta P_t / Z_{t-1}$ , bem como da faixa de “não-ajustamento”. Considerando-se que os agentes econômicos são incentivados a alterar os preços apenas se os ganhos superarem os custos incorridos, estimativas para os parâmetros  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  podem ser boas aproximações dos custos de transação existentes (MEYER, 2004; GOODWIN; PIGGOTT, 2001; CAMPENHOUT, 2007). A presença de uma faixa de “não-ajustamento”, como ilustrada na Figura 3(c), não significa que os mercados não são integrados, apenas representa um intervalo no qual não há integração entre os preços, o que é coerente com a presença de custos de transação e as condições de arbitragem.

Espera-se, então, que os modelos de co-integração com *threshold* captem custos de transação existentes. Entretanto, deve ser ressaltado que existem outros elementos, que não custos de transação, que podem dificultar e até mesmo impedir a transmissão de preços entre os mercados. Por exemplo, a criação de barreiras técnicas e, ou, comerciais, que impedem o fluxo de produtos entre os mercados, muito provavelmente devem repercutir na relação entre os preços. Contudo, se mantidas por longos períodos, essas barreiras devem criar ofertas e demandas locais e, portanto, tornar os mercados autárquicos.

A co-integração com *threshold* não deve, assim, ser vista como solução definitiva para os estudos de integração de mercados, livre de críticas e limitações, mas como um avanço em relação às abordagens até então utilizadas.

## 4.2. Modelo empírico

Neste estudo, o primeiro passo no sentido de considerar os possíveis efeitos de custos de transação sobre a integração dos mercados consiste na estimação de modelos auto-regressivos univariados com *threshold* (modelos TAR) para os mercados estudados. Tal procedimento tem o objetivo de estudar a natureza do processo auto-regressivo referente à série dos desvios das relações de equilíbrio,  $Z_t$ , conforme especificado na equação (38).

Embora simples, se comparado a modelos não-lineares mais completos, como os modelos TVEC com três regimes, a estimação de modelos TAR tem sido, segundo Campenhout (2007), um dos procedimentos mais utilizados para se estudar a integração de mercados. Os modelos TAR a serem estimados seguem a mesma especificação daqueles utilizados por Goodwin e Piggott (2001) e Campenhout (2007), por exemplo. Considerando a série  $Z_t$  definida na equação (38), os modelos TAR assumem a seguinte especificação:

$$\Delta Z_t = \begin{cases} \lambda^{(interno)} Z_{t-1} + v_{1t}, & \text{se } |Z_{t-1}| \leq \gamma \\ \lambda^{(externo)} Z_{t-1} + v_{2t}, & \text{se } |Z_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (41)$$

Vale ressaltar que testar a hipótese de que na equação (39) o coeficiente auto-regressivo do  $j$ -ésimo regime,  $\rho^{(j)}$ , é igual a 1 equivale ao teste da hipótese de que, em (41), o coeficiente  $\lambda^{(j)}$  é igual a zero.

Os modelos TAR a serem estimados, tal como definido em (41), possuem dois regimes (TAR<sub>2</sub>). O primeiro, o “regime interno”, é definido pelas observações cujos desvios das relações de equilíbrio ( $Z_t$ ), defasados em um período ( $Z_{t-1}$ ), em valor absoluto ( $|Z_{t-1}|$ ), são menores ou iguais ao valor do parâmetro de *threshold* ( $\gamma$ ). O segundo regime, o “regime externo”, é estimado utilizando-se as observações cujos desvios das relações de equilíbrio, em valor

absoluto, são maiores que o valor do parâmetro de *threshold*<sup>23</sup>. O fato de serem considerados os valores absolutos desses desvios impede que seja analisada a presença de assimetrias.

Para analisar a integração dos mercados brasileiros de carne de frango, levando-se em consideração os efeitos dos custos de transação, são estimados, além dos modelos TAR<sub>2</sub>, modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVEC), bivariados, conforme a seguinte especificação:

$$\Delta X_t = \xi_0^{(j)} + \sum_{k=1}^K \xi_k^{(j)} \Delta X_{t-1} + \alpha^{(j)} Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(j)} \quad (42)$$

em que  $X_t = (\ln P_t^A, \ln P_t^B)'$  é o vetor dos logaritmos naturais dos preços em cada um dos dois mercados;  $\Delta p_t = p_t^i - p_{t-1}^i$  é o operador de primeira diferença;  $\xi_0^{(j)}$  são vetores-coluna (2x1) de termos constantes;  $\xi_k^{(j)}$  ( $k=1,2,\dots,K$ ) são matrizes (2x2) de parâmetros;  $\alpha^{(j)}$  são vetores-coluna (2x1) dos coeficientes de ajustamento;  $Z_{t-1}$  são os desvios do equilíbrio de longo prazo entre os pares de preços, defasados em um período, utilizados como termo de correção de erro;  $\varepsilon_t^{(j)}$  são vetores-coluna (2x1) dos termos de erro;  $K$  indica o número de defasagens do vetor  $X_t$ ; e  $j=1,2,\dots,m$  indica o número de regimes de ajustamento dos preços.

A estimação do modelo econométrico apresentado em (42) segue o procedimento proposto por Lo e Zivot (2001). Esses autores combinam o método de estimação de modelos auto-regressivos univariados com *threshold* (TAR *models*), com dois e três regimes, desenvolvido por Hansen (1999), com a estratégia adotada por Tsay (1998) para a estimação de modelos auto-regressivos multivariados com *threshold* (TVAR *models*). O procedimento completo, que envolve a especificação, estimação e análises de significância estatística, é realizado em três etapas principais.

<sup>23</sup> A utilização dos termos “regime interno” e “regime externo” segue os termos adotados por Goodwin e Piggott (2001).

A primeira etapa corresponde à tradicional análise de integração entre mercados. Inicialmente, por meio de testes de raízes unitárias, faz-se um estudo de estacionariedade das séries de preços consideradas, a fim de se identificar a ordem de integração destas. Espera-se ratificar o fato de que, na sua grande maioria, as séries de preços sejam não-estacionárias.

Ainda na primeira etapa, após identificação da ordem de integração das variáveis, procura-se verificar se os pares de preços são co-integrados, ou seja, busca-se uma combinação linear entre as variáveis que seja estacionária e, então, que represente uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. A hipótese nula de não co-integração é testada contra a hipótese alternativa de co-integração linear, ou seja, sem o efeito *threshold*, o que é feito a partir dos procedimentos e testes propostos por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) e, também, pelos procedimentos de Engle e Granger (1987).

A segunda etapa consiste na obtenção dos parâmetros de *threshold*, que determinam os limites entre os diferentes regimes de ajustamento de preços. A fim de investigar a existência de assimetrias no processo de ajustamento de preços, considera-se a possibilidade de até três regimes, tal que  $j=1, 2, e 3$ . Embora o número máximo de regimes considerados deva ser escolhido nesta etapa, sua definição exata ocorre apenas na etapa final de estimação do modelo TVEC especificado em (42), quando se realiza teste apropriado.

A determinação dos parâmetros  $\hat{\gamma}_1$ , no caso de um TVEC<sub>2</sub>, e de  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$ , no caso de um TVEC<sub>3</sub>, segue o procedimento proposto por Balke e Fomby (1997) e aprimorado por Lo e Zivot (2001).

O procedimento consiste em, inicialmente, ordenar os dados de acordo com o valor da variável de *threshold*, ou seja,  $Z_{t-1}$ , em vez de ordená-los através do tempo, dando origem ao que é conhecido na literatura como uma auto-regressão “arrumada”. A auto-regressão “arrumada” é útil para detectar o tipo do comportamento com *threshold*, devido ao fato de o modelo TVEC ter sua estrutura alterada de acordo com o valor  $Z_{t-1}$ .

Posteriormente, seguindo Lo e Zivot (2001), os parâmetros  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$  são obtidos de maneira a solucionar o seguinte problema de minimização:

$$(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2) = \text{Minimizar } S_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2) \quad (43)$$

em que

$$S_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2) = \text{traço} [\hat{\Sigma}_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)] \quad (44)$$

e  $\hat{\Sigma}_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)$  é a matriz de covariâncias dos resíduos do modelo TVEC<sub>3</sub>.

A minimização de (44) é feita por meio de um procedimento-padrão, que consiste na construção do que é conhecido na literatura especializada como “grade de busca bidimensional”, dado que  $S_3(\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2)$  não é diferenciável em  $\gamma$ . Num eixo horizontal, são plotados os valores referentes ao parâmetro a ser obtido,  $\hat{\gamma}_1$  ou  $\hat{\gamma}_2$ , e, num eixo vertical, os valores referentes à variável a ser minimizada. A partir de então, são realizadas estimações seqüenciais do modelo TVEC, condicionadas aos diferentes valores assumidos pelo parâmetro  $\hat{\gamma}_i$ , até que  $S_3(\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2)$  seja minimizada.

Deve-se ressaltar que  $\hat{\gamma}_1$  é obtido de maneira independente de  $\hat{\gamma}_2$ . No procedimento adotado para determinação de  $\hat{\gamma}_1$ , são consideradas apenas as observações para as quais  $Z_{t-1} < 0$ , enquanto para a busca de  $\hat{\gamma}_2$ , apenas as observações para as quais  $Z_{t-1} > 0$ . Como apontam Goodwin e Holt (1999), a grade de busca deve ser restrita, de maneira que seja garantido um número mínimo de observações para estimação de cada um dos três regimes. Seguindo esses autores, a busca por  $\hat{\gamma}_1$  é feita entre 5% e 95% dos maiores (em valores absolutos) termos  $Z_{t-1}$  negativos, e a busca por  $\hat{\gamma}_2$ , entre 5% e 95% dos maiores

termos  $Z_{t-1}$  positivos<sup>24</sup>. Depois de encontrados os parâmetros de *threshold*, o modelo TVEC especificado em (42) é estimado pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários de maneira condicional aos valores de  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$  (Mínimos Quadrados Ordinários Seqüenciais Condicionados).

A terceira etapa realizada na estimação do modelo TVEC equivale a um teste de significância estatística da presença do efeito *threshold*. Inicialmente, testa-se a hipótese nula de linearidade (nenhum *threshold* e um único regime) contra a hipótese alternativa de não-linearidade com dois *thresholds* (três regimes), por meio da seguinte estatística *LR* proposta por Lo e Zivot (2001):

$$LR_{1,3} = T \left( \ln \left| \hat{\Sigma} \right| - \ln \left| \hat{\Sigma}(\gamma_1, \gamma_2) \right| \right) \quad (43)$$

em que  $\hat{\Sigma}$  e  $\hat{\Sigma}(\gamma_1, \gamma_2)$  são as matrizes de covariâncias dos resíduos dos modelos VEC (linear) e TVEC<sub>3</sub>, respectivamente, e  $T$  é o tamanho da amostra. A rejeição da hipótese de linearidade indica que o processo de ajustamento de preços é mais bem descrito por um modelo não-linear com *threshold*, comparativamente aos tradicionais modelos VEC lineares. Não se pode, entretanto, afirmar que o modelo TVEC<sub>3</sub> é o mais adequado.

A definição do número exato de regimes deve, segundo Lo e Zivot (2001), ser feita em um procedimento adicional, no qual um modelo TVEC<sub>3</sub> é comparado a um TVEC<sub>2</sub>. Essa argumentação tem como ponto de partida o estudo de Hansen (1999), onde são propostos testes seqüenciais baseados em modelos aninhados, envolvendo, portanto, a estimação de modelos auto-regressivos com *threshold* (TAR) restritos e irrestritos.

A adoção de tal procedimento neste estudo visa superar um dos pontos críticos observados em grande parte dos estudos de co-integração com *threshold*. Segundo Meyer (2004), a maioria desses estudos não se preocupa em testar se o número de regimes considerado é de fato o mais adequado.

---

<sup>24</sup> Goodwin e Piggott (2001) restringiram a grade de busca de maneira que cada regime contivesse pelo menos 25 observações, enquanto Hansen e Seo (2002) e Meyer (2004), de maneira que cada regime contivesse no mínimo 5% das observações.

Lo e Zivot (2001) argumentam que, ao ser rejeitada a hipótese nula de linearidade, deve ser testada a hipótese de não-linearidade com um *threshold* (TVEC<sub>2</sub>) contra a alternativa de não-linearidade com dois *thresholds* (TVEC<sub>3</sub>), para o que os autores propõem o uso da seguinte estatística:

$$LR_{2,3} = T \left( \ln \left| \hat{\Sigma}_2(\hat{\gamma}) \right| - \ln \left| \hat{\Sigma}_3(\hat{\gamma}) \right| \right) \quad (44)$$

em que  $\hat{\Sigma}_2(\hat{\gamma})$  e  $\hat{\Sigma}_3(\hat{\gamma})$  são as matrizes de covariâncias dos resíduos dos modelos TVEC<sub>2</sub> e TVEC<sub>3</sub>, respectivamente.

Ocorre que, como ressaltado por Lo e Zivot (2001), as distribuições assintóticas das estatísticas  $LR_{1,3}$  e  $LR_{2,3}$  não são padronizadas, uma vez que envolvem parâmetros que estão presentes apenas sob as hipóteses alternativas. Nesse caso, métodos de *bootstrap* devem ser utilizados para que os p-valores possam ser computados. Especificamente, utiliza-se o procedimento proposto por Lo e Zivot (2001), que consiste em uma adaptação, para análises multivariadas, do algoritmo utilizado por Hansen (1999) para o caso univariado<sup>25</sup>. O algoritmo para o *bootstrap* é o seguinte:

1. Gera-se uma amostra aleatória  $\varepsilon_t^* (t = 1, 2, \dots, T)$ , por amostragem com reposição, para o vetor dos resíduos  $\hat{\varepsilon}_t$  obtidos na estimação do modelo VEC linear pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários.
2. Gera-se, recursivamente, o vetor bivariado  $X_t^* (t = 1, 2, \dots, T)$  de preços, usando os parâmetros obtidos na estimação do modelo VEC linear pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários.
3. Com o vetor  $X_t^*$  simulado, calcula-se a estatística  $LR_{1m}^*$  utilizando o mesmo método empregado para o cálculo de  $LR_{m-1, m}$ .
4. Repetem-se as etapas anteriores  $n$  vezes<sup>26</sup>.

<sup>25</sup> O algoritmo encontra-se descrito em Hansen (1999, p. 566).

<sup>26</sup> Hansen (1999) adotou  $n = 2.000$ .

5. Considera-se como p-valor de *bootstrap* o percentual da estatística  $LR_{m-1, m}^*$  (simulada) que excede o  $LR_{m-1, m}$  (observado).

Dos parâmetros que são estimados nos modelos TVEC, dois são de especial interesse: o parâmetro de *threshold* ( $\hat{\gamma}_i$ ), que deve mensurar custos de transação, e o coeficiente de ajustamento ( $\hat{\alpha}_i$ ), que reflete a velocidade com que os preços se ajustam a eventuais desequilíbrios. Ajustamentos mais lentos devem estar associados à presença de maiores custos no processo. Portanto, diferenças nos valores desses parâmetros, quando comparados todos os modelos estimados, devem indicar diferenças, também, entre os custos de transação nos mercados estudados.

Todas as estimações realizadas neste estudo são feitas através do *software* econométrico Eviews, versão 4.1. Para implementação de todos os procedimentos necessários à estimação tanto dos modelos TAR quanto dos modelos TVEC<sub>2</sub> e TVEC<sub>3</sub>, foram construídas rotinas específicas, visto que o referido *software* não possui interfaces para tal finalidade em sua área de trabalho<sup>27</sup>.

### 4.3. Definição, descrição e fonte dos dados

Neste estudo são utilizadas séries de preços do frango inteiro resfriado. Os dados são referentes ao mercado atacadista, uma vez que tanto a arbitragem espacial quanto a interdependência oligopolística das firmas, que são os fatores que conduzem os mercados regionais à integração, ocorrem nesse nível de mercado.

Atividades atacadistas são aquelas realizadas por estabelecimentos que vendem aos varejistas, compradores industriais, institucionais e comerciais, mas não a consumidores finais (STERN et al., 1996 e BERMAN, 1996, citados por

---

<sup>27</sup> As rotinas construídas para estimação dos modelos TAR, TVEC<sub>2</sub> e TVEC<sub>3</sub> encontram-se disponíveis com o autor.

NEVES, 1999). Essas atividades, geralmente, estão associadas à comercialização de quantidades expressivas dos produtos.

Como frisado por Neves (1999), em um canal de distribuição<sup>28</sup>, é possível eliminar os agentes intermediários entre o produtor e o consumidor final, entre eles o atacadista. Entretanto, é impossível eliminar suas funções. Isto é exatamente o que ocorre na cadeia agroindustrial da carne de frango. A função do atacadista é exercida pelo próprio produtor, as empresas processadoras da carne, por meio de suas equipes de vendas.

Na outra ponta do canal de distribuição está o varejo. As atividades varejistas são definidas por Stern et al. (1996), Berman (1996) e Rosembloom (1999), citados por Neves (1999), como atividades de vendas de produtos e serviços aos consumidores para uso pessoal, familiar ou da casa. Essas atividades podem ser executadas por todos os membros do canal de distribuição e até mesmo pela própria indústria.

No tocante à carne de frango, as atividades de varejo são desempenhadas, na maior parte dos casos, pelos supermercados e hipermercados<sup>29</sup>, que contam com a preferência do consumidor. Wedekin e Neves (1995) destacam os supermercados como os componentes do segmento varejista de maior influência no processo de comercialização de alimentos, por deterem a parcela mais expressiva do faturamento do setor.

Portanto, para os propósitos deste estudo, assume-se como “preço no atacado” aquele estabelecido no processo de negociação entre as empresas processadoras (companhias integradoras) e os supermercados. Normalmente, as negociações entre esses dois agentes estão associadas a quantidades significativas

---

<sup>28</sup> Batalha (1997), citado por Souza (1999), define canal de distribuição como um conjunto de agentes econômicos utilizados por uma empresa produtiva para difundir seus produtos junto ao consumidor, podendo ser classificado de acordo com o comprimento do canal e com a tecnologia de venda utilizada para atendimento ao comprador.

<sup>29</sup> No Brasil, são consideradas hipermercados as lojas com mais de 5 mil metros quadrados (WEDEKIN; NEVES, 1995, p. 9). Neste estudo, a menos que seja feita alguma distinção, referências feitas aos supermercados incluem, também, os hipermercados.

de carne de frango. Não há, entretanto, uma medida que estabeleça o limite a partir do qual as atividades passam a ser classificadas como atacadistas<sup>30</sup>.

As atividades de comercialização da carne de frango, no mercado atacadista, estão concentradas em determinadas localidades, as praças, que, geralmente, são as capitais estaduais. A presença de grandes redes de supermercados, do número expressivo de outros estabelecimentos que comercializam esse produto, como supermercados de menor porte, açougues, padarias etc., que visam atender o grande mercado consumidor, além da proximidade com grandes centros produtores desse tipo de carne, podem explicar tal concentração.

Dessa maneira, espera-se que séries temporais dos preços praticados nas praças onde estão concentradas as atividades de comercialização sejam mais adequadas à análise proposta do que dados estaduais, normalmente obtidos a partir de médias de preços em vários municípios.

Foram consideradas neste estudo as praças que apresentam maior potencial de comercialização e para as quais existem dados disponíveis, em nível atacadista, da carne de frango resfriado, a saber: São Paulo (SP), Descalvado (SP), Porto Alegre (RS), Litoral Catarinense (SC)<sup>31</sup>, que inclui os municípios de Itajaí e Florianópolis, Oeste Paranaense (PR), que inclui os municípios de Toledo, Cascavel, Palotina e Medianeira, Ponta Grossa (PR), Belo Horizonte (MG), Goiânia (GO), Fortaleza (CE), Recife (PE) e Belém (PA). Em conjunto, os Estados nos quais essas praças estão localizadas respondem por cerca de 90% da produção interna de carne de frango.

Para cada praça anteriormente mencionada, há uma correspondente série de preços do frango inteiro resfriado. A fim de associar as séries de preços às respectivas praças, foram definidas as seguintes siglas:

---

<sup>30</sup> O critério adotado por uma companhia integradora visitada durante o período de pesquisa define como “venda no atacado” aquela cuja quantidade do produto negociado é suficiente para completar a capacidade de armazenagem apresentada pelo veículo utilizado no transporte do produto até o cliente, independentemente da dimensão do veículo.

<sup>31</sup> No tocante ao Estado de Santa Catarina, não existem dados do preço do frango inteiro resfriado na região do Oeste Catarinense. Segundo informações obtidas na Safras & Mercado, que é a consultoria responsável pela apuração dos dados, nessa região do Estado ocorre a formação do preço do frango vivo. No caso do frango resfriado, a formação de preços ocorre no litoral do Estado, onde está concentrado o consumo da carne de frango.

- $BH_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado em Belo Horizonte.
- $CE_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado em Fortaleza.
- $DE_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado em Descalvado.
- $GO_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado em Goiânia.
- $OP_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado no Oeste Paranaense.
- $PA_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado em Belém.
- $PE_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado em Recife.
- $PG_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado em Ponta Grossa.
- $RS_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado em Porto Alegre.
- $SC_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado no Litoral Catarinense.
- $SP_t$  – logaritmo natural da série de preços do frango inteiro resfriado em São Paulo.

Os dados, de periodicidade diária, cobrem o período de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007, o que pode ser justificado pela necessidade de elevado número de observações, imposta pela metodologia econométrica utilizada.

Os dados têm como fonte a Consultoria Safras & Mercado ([www.safras.com.br](http://www.safras.com.br)). Segundo informado por essa empresa, a coleta dos dados é feita através de contato telefônico diário com três informantes, que podem ser tanto uma rede de supermercados como uma empresa processadora, localizados em cada uma das praças para as quais há dados disponíveis.

## **5. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **5.1. Análises preliminares das séries de preços**

Os resultados obtidos a partir dos diferentes procedimentos econométricos adotados são baseados, exclusivamente, nas séries dos preços diários do frango inteiro resfriado, em nível atacadista, verificados nas 11 praças consideradas neste estudo<sup>32</sup>. Procurou-se, numa primeira etapa, apresentar alguns elementos que permitissem caracterizar o comportamento do referido preço ao longo do período compreendido entre 2 de janeiro de 1998 e 20 de junho de 2007, período para o qual há dados disponíveis. Inicialmente, são apresentadas, na Tabela 2, algumas estatísticas descritivas referentes a essas séries.

---

<sup>32</sup> As 11 praças são as seguintes: Belém (PA), Belo Horizonte (BH), Descalvado (DE), Fortaleza (CE), Goiânia (GO), Litoral Catarinense (SC), Oeste Paranaense (OP), Ponta Grossa (PG), Porto Alegre (RS), Recife (PE) e São Paulo (SP).

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis  $BH_t$ ,  $CE_t$ ,  $DE_t$ ,  $GO_t$ ,  $OP_t$ ,  $PA_t$ ,  $PE_t$ ,  $PG_t$ ,  $SC_t$  e  $SP_t$ , de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Mercados	Preço do frango inteiro resfriado (R\$/100 kg)			
	Médio	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão
Belém (PA)	184,35	125,00	250,00	28,32
Belo Horizonte (BH)	151,25	90,00	260,00	32,78
Descalvado (DE)	141,95	80,00	235,00	32,96
Fortaleza (CE)	186,53	120,00	245,00	23,17
Goiânia (GO)	152,32	95,00	230,00	29,24
Litoral Catarinense (SC)	156,71	100,00	210,00	29,02
Oeste Paranaense (OP)	154,25	95,00	220,00	32,49
Ponta Grossa (PG)	151,96	100,00	205,00	29,79
Porto Alegre (RS)	149,82	94,00	205,00	26,98
Recife (PE)	182,24	125,00	250,00	29,58
São Paulo (SP)	147,05	85,00	245,00	33,96

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Safras & Mercado.

De todos os mercados analisados, constata-se que Fortaleza e Belém foram os que apresentaram, no período de janeiro de 1998 a junho de 2007, as maiores médias de preços do frango inteiro resfriado em nível atacadista. Enquanto na capital cearense 100 quilos de frango resfriado custaram, em média, cerca de R\$ 186,50, em Belém essa mesma quantidade foi comercializada, em média, por R\$ 184,35. Por outro lado, nesse mesmo período, as menores médias de preços foram registradas nos mercados de Descalvado e São Paulo, nos quais 100 quilos de frango resfriado custaram, em média, cerca de R\$ 142,00 e R\$ 147,00, respectivamente.

Os mercados de Descalvado e São Paulo, além de apresentarem os menores preços médios, foram também os que registraram os menores preços mínimos para o frango resfriado: R\$ 80,00 e R\$ 85,00, respectivamente. Os maiores preços diários, ao longo de todo o período de janeiro de 1998 a junho de 2007, foram observados em Recife, Belém e Belo Horizonte. Enquanto na capital mineira o maior preço por 100 quilos de frango resfriado foi de R\$ 260,00, na

capital do Estado do Pará a maior cotação para essa mesma quantidade de frango foi de R\$ 250,00.

A última coluna da Tabela 2 apresenta os desvios-padrões dos preços nos mercados analisados. O mercado de São Paulo é o que apresenta o maior desvio-padrão, seguido por Descalvado e Belo Horizonte, o que significa que esses são os mercados que apresentaram maiores oscilações de preços, ou seja, nos quais os preços foram mais voláteis.

Se considerada a hipótese de que, nos mercados regionais de carne de frango resfriado, os preços são formados segundo a Teoria do Preço-Base, as estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 2 podem fornecer subsídios para as inferências iniciais a respeito do mercado em questão.

Segundo a Teoria do Preço-Base, apresentada na seção 3.4, há um mercado central onde é definido um preço, sobre o qual são adicionados custos, positivamente relacionados à distância física entre o mercado central e os demais mercados, para se determinar o preço em cada mercado. Portanto, o menor preço médio necessariamente encontra-se no mercado central, ao passo que o maior preço deve ser verificado no mercado fisicamente mais distante do central.

A constatação de que os menores preços médios no período considerado foram referentes aos mercados de Descalvado e São Paulo indica um desses mercados como central. Nesse caso, o preço do frango inteiro resfriado, em nível atacadista, seria definido em um desses mercados e, posteriormente, transmitido aos demais, de maneira que mercados mais próximos a esses, como Ponta Grossa e Belo Horizonte, por exemplo, deveriam apresentar preços menores do que aqueles verificados em mercados fisicamente mais distantes de Descalvado e São Paulo, como, por exemplo, Belém e Fortaleza.

Assumindo a hipótese ainda preliminar<sup>33</sup> de que São Paulo, e não Descalvado, seja o mercado central, pode-se utilizar a distância física entre o primeiro município e os demais municípios e, ou, regiões consideradas neste estudo para verificar se há alguma correspondência entre tais distâncias e os

---

<sup>33</sup> A identificação do mercado central será complementada com a realização de testes e análises posteriores.

preços apresentados na Tabela 2. As distâncias entre o município de São Paulo e os demais municípios e, ou, regiões são apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3 – Distâncias entre o município de São Paulo e as praças de *BH, CE, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS* e *SC*, em quilômetros

Municípios e regiões	Distância até São Paulo (km)
Descalvado	241
Ponta Grossa	505
Belo Horizonte	578
Litoral Catarinense <sup>1</sup>	649
Oeste Paranaense <sup>2</sup>	892
Goiânia	924
Porto Alegre	1.107
Recife	2.664
Belém	2.968
Fortaleza	3.113

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do Guia 4 Rodas Rodoviário 2007.

<sup>1</sup> Valor referente à média aritmética das distâncias entre o município de São Paulo e os municípios de Itajai e Florianópolis;

<sup>2</sup> Valor referente à média aritmética das distâncias entre o município de São Paulo e os municípios de Toledo, Cascavel, Palotina e Medianeira.

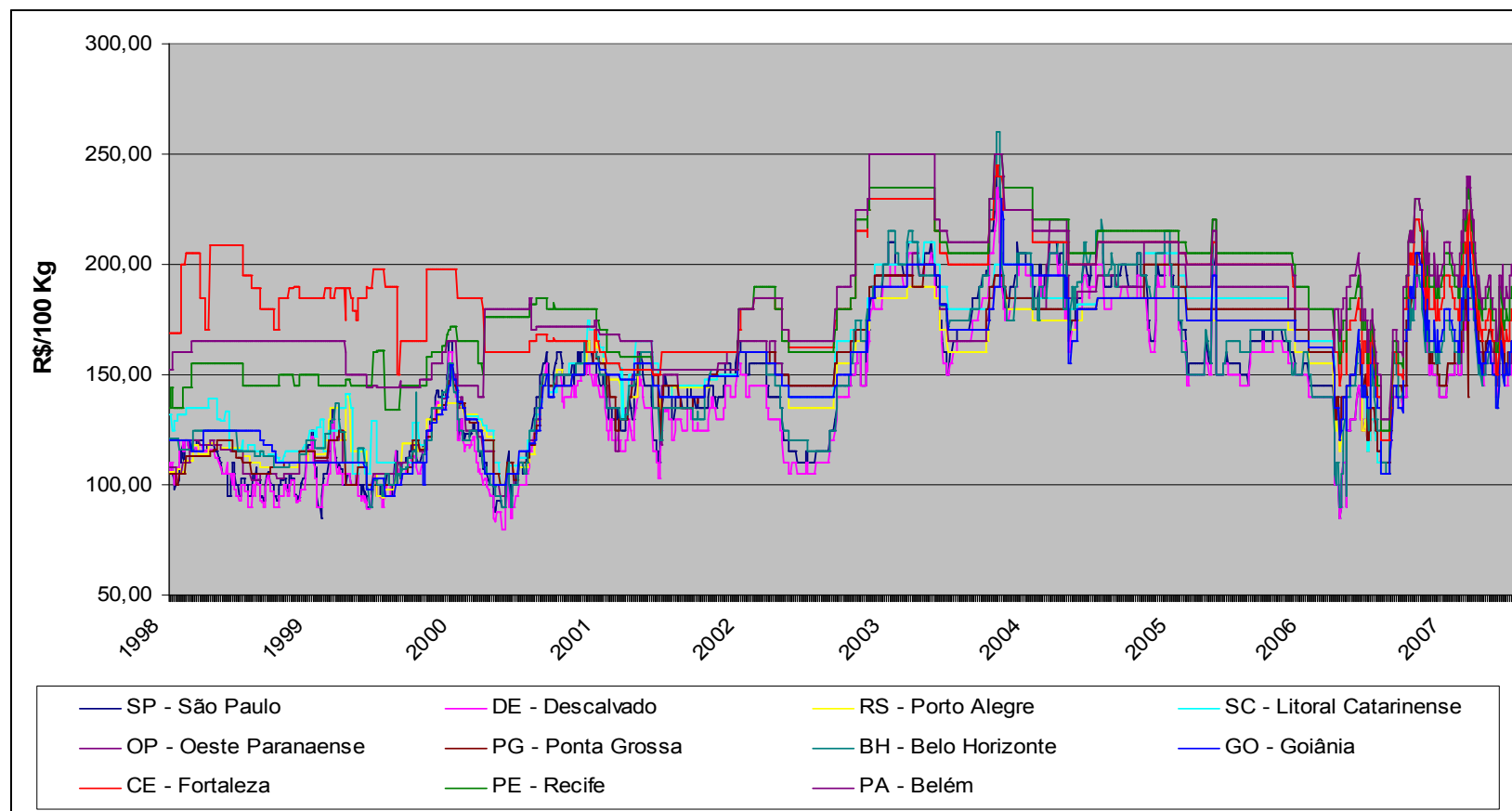
Os valores apresentados na Tabela 3 indicam que as praças mais próximas a São Paulo são a de Descalvado, Ponta Grossa e Belo Horizonte, o que, de acordo com a Teoria do Preço-Base, requer que os menores preços sejam praticados nessas praças, se considerada a hipótese de que o principal componente dos custos de transação a variar entre os mercados é o frete, que apresenta relação positiva com a distância a ser percorrida para transferência de produtos entre os mercados. Os valores apresentados na Tabela 2, referentes aos preços médios, indicam que de fato essas são, com a exceção de Porto Alegre, as praças que apresentaram os menores preços médios no período.

Quanto às praças mais distantes do município de São Paulo, constata-se, a partir da Tabela 3, que são as de Fortaleza, Belém e Recife. Nesse caso, sem nenhuma exceção, há uma correspondência direta entre os preços do frango resfriado e as distâncias até São Paulo.

A constatação de que os maiores desvios-padrões referem-se aos preços praticados em São Paulo também é coerente com a possibilidade de São Paulo atuar como mercado formador de preços. Nesse caso, as oscilações nos preços se originariam nesse mercado e seriam transmitidas aos demais. Maiores custos de transação, decorrentes de maiores distâncias até o mercado central, inibiriam a transmissão de choques relativamente pequenos de preços, o que explica, pelo menos em parte, os menores desvios-padrões dos preços praticados em Fortaleza e Belém. Por outro lado, mercados mais próximos de São Paulo, como Descalvado e Belo Horizonte, com menores custos de transação, estariam sujeitos às maiores oscilações em seus preços, o que explica os maiores desvios-padrões.

Além das estatísticas descritivas, procurou-se complementar a apresentação das séries de preços utilizadas através da análise da evolução de todos os preços ao longo do período considerado, o que é feito a partir da Figura 4.

A partir da Figura 4, pode-se verificar que os preços do frango inteiro resfriado, em linhas gerais, apresentaram quatro tendências distintas ao longo do período de janeiro de 1998 a junho de 2007.



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Safras & Mercado.

Figura 4 – Preço diário de frango inteiro resfriado, em nível atacadista, nas principais praças produtoras no Brasil, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007, em R\$/100 kg.

No primeiro período, de 1998 a meados de 1999, os preços se mantiveram estáveis, destacando-se os mercados de Fortaleza, Belém e Recife como os que apresentaram os maiores valores, com elevada discrepância em relação aos preços nos demais mercados, especialmente no que diz respeito à praça de Fortaleza. A partir de então, percebe-se uma tendência de crescimento dos preços, que permanece até o final de 2003. Embora os preços praticados em Fortaleza, Belém e Recife tivessem permanecido acima dos verificados nos demais mercados, nota-se que a diferença já não é tão expressiva quanto antes. O período que começa junto com o ano de 2004 e se encerra em meados de 2006 é caracterizado por uma tendência de redução dos preços do frango em todas as praças consideradas.

O último subperíodo, compreendido entre meados de 2006 e junho de 2007, tem como principal característica a aproximação definitiva dos preços do frango resfriado em Fortaleza, Belém e Recife daqueles verificados nos demais mercados regionais. Nesse período, além da redução da diferença entre os diversos preços, constata-se que todos passam a apresentar a mesma trajetória, como se caminhassem juntos numa mesma onda. Segundo informações obtidas na Gerência de Oleaginosas e Produtos Pecuários (GEOLE) da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), é provável que esse comportamento dos preços se deva, pelo menos em parte, à proibição da importação de milho transgênico. O suprimento de milho às regiões Norte e Nordeste tem sido feito principalmente através de leilões realizados pelo governo, que tem subvencionado os preços finais desse grão, equiparando-os aos preços praticados nos demais Estados. Como resultado, verifica-se a aproximação dos custos de produção de carne de frango nas regiões Norte e Nordeste daqueles verificados nas regiões Sul e Sudeste do País.

Em estudos de integração de mercados, a constatação de que as séries de preços parecem caminhar juntas geralmente é apontada como primeira evidência a favor da integração. Concluir ou não pela integração dos mercados requer, entretanto, procedimentos adicionais, como a identificação da ordem de

integração das séries de preços e, quando aplicáveis, a realização dos testes de co-integração.

O fato de as séries de preços apresentarem tendências que variam ao longo do tempo fornece, por sua vez, indícios de que essas são séries não estacionárias. Neste estudo, a análise de estacionariedade das séries de preços e, conseqüentemente, da ordem de integração destas, foi feita por meio dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>34</sup>.

A partir da realização dos testes ADF para as séries em nível, verifica-se que as séries de preços utilizadas não são estacionárias, uma vez que, a 1%, não se pode rejeitar a hipótese de uma raiz unitária para nenhuma delas. Portanto, conclui-se que as séries de preços do frango resfriado não são integradas de ordem zero  $[I(0)]$ . Entretanto, quando o teste ADF é realizado para as primeiras diferenças das séries, verifica-se que, nesse mesmo nível de significância, rejeita-se a hipótese de uma raiz unitária para todas elas, o que indica que essas são séries estacionárias em primeira diferença e, portanto, integradas de ordem um  $[I(1)]$ .

Uma vez identificado que as séries são não-estacionárias (em nível) e integradas de mesma ordem, o procedimento seguinte consiste em verificar, por meio de testes apropriados, se os preços do frango resfriado, nos 11 mercados considerados, caminham juntos ao longo do tempo. Antes, porém, faz-se necessário definir quais preços serão utilizados na análise, o que é feito, na seção seguinte, a partir da determinação dos mercados regionais que compõem o mercado nacional.

## **5.2. Delimitação espacial do mercado de carne de frango inteiro resfriado**

A delimitação espacial do mercado nacional de carne de frango inteiro resfriado procura determinar se as 11 praças estudadas fazem parte do mesmo mercado econômico, sendo esse o mercado nacional de frango inteiro resfriado.

---

<sup>34</sup> Exemplos de estudos que também utilizaram o teste ADF para determinação da ordem de integração das variáveis são: Goodwin e Piggott (2001), Meyer (2004), Nogueira (2005), Pereira (2005), Rosado (2006), entre outros.

Neste estudo, seguiram-se os procedimentos descritos e adotados por Asche et al. (1999) e Pereira (2005), entre outros. Em linhas gerais, tal procedimento consiste em analisar, através dos testes multivariados de co-integração propostos por Johansen (1988)<sup>35</sup>, o número de relações de co-integração entre os preços praticados em todas as  $k$  praças para as quais se realiza o teste<sup>36</sup>. Caso todas as 11 praças analisadas pertençam ao mesmo mercado econômico, devem ser encontradas 10 relações de co-integração entre os preços, o que significa que estes compartilham uma tendência comum<sup>37</sup>.

Realizados os testes do Traço e do Máximo Autovalor<sup>38</sup>, constatou-se que, de acordo com o primeiro teste, há, a 5%, oito relações de co-integração entre os preços, enquanto, a 1%, sete relações de co-integração. Os resultados do teste do Máximo Autovalor indicaram que, tanto a 5% quanto a 1%, existem sete relações de co-integração entre os preços dos 11 mercados considerados na análise. Nesse caso, os testes apontaram a existência de mais de uma tendência entre os preços. Especificamente, o teste do Traço indicou haver três e quatro tendências, a 5% e 1%, respectivamente, e no teste do Máximo Autovalor, quatro tendências, para ambos os níveis de significância.

Portanto, constatou-se que, das praças investigadas, há algumas que não fazem parte do mesmo mercado, ou seja, não há um único mercado nacional que seja composto por todas as praças consideradas neste estudo.

O procedimento a ser seguido em situações como essa consiste em considerar um número menor de praças e, seqüencialmente, adicionar outras praças até que seja obtido um número de relações de co-integração igual ao número de praças menos 1.

---

<sup>35</sup> Teste do Traço e Teste do Máximo Autovalor.

<sup>36</sup> A determinação do número de vetores de co-integração é feita a partir da análise do posto ( $r$ ) da matriz  $\Pi = \alpha \beta'$ , em que  $\beta$  é a matriz composta pelos vetores de co-integração e  $\alpha$  é a matriz dos coeficientes de ajustamento, com seus elementos indicando a velocidade de ajustamento de cada variável a desequilíbrios no curto prazo. Tanto  $\beta$  como  $\alpha$  possuem dimensão  $k \times r$ , sendo  $k$  o número de variáveis para as quais se testa a co-integração. Para mais detalhes do procedimento de Johansen, ver, por exemplo, Enders (1995) e Lütkepohl e Krätzig (2004).

<sup>37</sup> Em geral, num sistema com  $n$  séries temporais e  $r$  vetores de co-integração, existem  $n - r$  diferentes tendências estocásticas (STOCK; WATSON, 1988).

<sup>38</sup> Os resultados dos testes do Traço e do Máximo Autovalor estão apresentados na Tabela 2A do Apêndice.

Considerando-se a hipótese a ser testada neste estudo, qual seja a de que os custos de transação, que crescem com a distância entre as localidades, limitam a integração dos mercados, fez-se opção por iniciar o referido procedimento excluindo-se as praças das regiões mais isoladas, como Belém, Fortaleza, Recife e Goiânia. Portanto, a análise de co-integração entre os preços das praças foi novamente realizada, com a inclusão, inicialmente, apenas das praças localizadas nas regiões Sul e Sudeste do Brasil. Posteriormente, foram adicionadas, nas análises de co-integração, as demais praças consideradas neste estudo. Os resultados são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Número de relações de co-integração, entre as praças analisadas, segundo resultados dos testes do traço e do máximo autovalor<sup>39</sup>

Praças incluídas	$\tau_{trace}$ (1%)	$\tau_{max}$ (1%)
BH, PG, OP, RS, SC, SP e DE <sup>1</sup> (7 praças)	6	6
7 + GO = 8	7	7
8 + PE = 9	8	7
9 + CE = 10	7	7
10 + PA = 11	7	7

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>1</sup> Siglas indicam as praças de Belo Horizonte (BH), Ponta Grossa (PG), Oeste Paranaense (OP), Porto Alegre (RS), Litoral Catarinense (SC), São Paulo (SP) e Descalvado (DE).

<sup>39</sup> As estatísticas dos testes do Traço e do Máximo Autovalor, bem como os respectivos valores críticos, encontram-se nas Tabelas 3A, 4A, 5A e 6A do Apêndice.

A inclusão da praça de Recife acrescentou uma nova tendência entre os preços, se considerado o resultado do teste do Máximo Autovalor, o que significa que esta não pertence ao mercado nacional de carne de frango inteiro resfriado. Entretanto, se levado em conta o teste do Traço, a praça de Recife não introduz nova tendência entre os preços, o que a inclui como integrante do mercado nacional dessa carne.

No que se refere às praças de Fortaleza e Belém, constatou-se que a inclusão destas praças introduz novas tendências entre os preços, segundo os resultados de ambos os testes realizados. Conclui-se, então, que essas praças não pertencem ao referido mercado.

Tendo em vista que a seqüência adotada para inclusão de praças adicionais pode interferir no resultado dos testes, procurou-se testar seqüências diferentes daquela apresentada na Tabela 4. Verifica-se, a partir de tal procedimento, que a ordem segundo a qual cada uma das praças foi incluída na análise não alterou os resultados já apresentados na Tabela 4. Constata-se, também, que a praça de Recife, quando inserida após as praças de Fortaleza e Belém, introduziu nova tendência entre os preços, se considerados os resultados tanto do teste do Traço quanto do Máximo Autovalor, o que ratifica que esta praça não pertence ao mesmo mercado econômico do qual fazem parte as praças de Goiânia e das regiões Sul e Sudeste do País.

Portanto, conclui-se que, de acordo com os testes do Traço e do Máximo Autovalor, fazem parte do mercado de carne de frango inteiro resfriado as seguintes praças: Belo Horizonte (BH), Goiânia (GO), Ponta Grossa (PG), Oeste Paranaense (OP), Porto Alegre (RS), Litoral Catarinense (SC), São Paulo (SP) e Descalvado (DE).

Embora esses resultados se refiram a etapas ainda preliminares das análises que este estudo se propõe a fazer, vale ressaltar que a delimitação geográfica do mercado de carne de frango inteiro resfriado, estabelecida a partir dos resultados dos testes de co-integração entre as séries de preços, pode ser vista como uma primeira indicação da importância dos custos de transação sobre a integração (ou segmentação) dos mercados.

Adotando-se a hipótese de que o principal componente a variar entre os mercados é o frete, os custos de transação tendem a crescer com a distância entre os mercados regionais, o que mostra ser coerente o fato de as praças de Fortaleza, Belém e Recife não fazerem parte do mesmo mercado das demais. Essas três praças são, do ponto de vista geográfico, as que estão mais distantes daquelas que apresentam os maiores volumes de comercialização da carne de frango, situadas nas regiões Sul e Sudeste do País, como pode ser comprovado a partir dos valores apresentados na Tabela 3.

Embora tenha sido constatado que as praças de Fortaleza, Belém e Recife não fazem parte do mesmo mercado das demais, fez-se opção por mantê-las nas análises a serem realizadas a seguir, desde que tal opção não infringisse nenhum dos procedimentos a serem adotados. A manutenção das praças de Fortaleza, Belém e Recife teve o objetivo de tornar possível verificar se os custos de transação estimados para essas praças são efetivamente maiores que os custos estimados para as praças que pertencem ao mercado nacional de carne de frango, o que corroboraria a hipótese de que a segmentação do mercado é efeito de custos de transação significativos. Espera-se que as estimativas a serem obtidas para os custos de transação ratifiquem os resultados relativos à composição do mercado nacional de carne de frango.

### **5.3. Determinação do mercado central formador de preço**

A conclusão de que o mercado de carne de frango inteiro resfriado é composto por oito praças teve como base a existência de sete relações de co-integração entre os preços das oito praças, o que implica a existência de uma única tendência estocástica que governa o comportamento de todos os preços ao longo do tempo.

Torna-se relevante, então, verificar em que medida tal tendência é governada pelo preço numa praça específica, ou seja, se existe uma praça cujo preço do frango é transmitido àqueles praticados nas demais praças. Em análises bivariadas, como a que se apresenta neste estudo, essa informação é de extrema

importância para se determinar o mercado que será considerado como central e, portanto, formador de preços.

Vale frisar que, conforme apresentado no capítulo 2, a literatura quase sempre assume como mercado central aquele que apresenta o maior volume de comercialização do produto considerado.

No contexto da carne de frango, a comercialização desse produto se dá, quase sempre, entre as empresas produtoras e os supermercados. Nesse caso, a adoção do mercado com maior volume de comercialização, como o central, conduziria à escolha entre as praças localizadas no Estado do Paraná, maior produtor de carne de frango, segundo dados do Anualpec (2007)<sup>40</sup>, e no Estado de São Paulo, onde se concentra a maior parcela de estabelecimentos supermercadistas do País<sup>41</sup>. A favor do Estado de São Paulo<sup>42</sup> está o fato de o segmento supermercadista deter posição privilegiada nas negociações com as empresas produtoras<sup>43</sup>.

Alguns estudos, como o de Asche et al. (1999), em caráter complementar ao critério de maior volume de comercialização, utilizam um teste estatístico cuja finalidade é verificar se cada um dos preços é influenciado pelos demais, no longo prazo. Trata-se de um teste de exogeneidade fraca<sup>44</sup>, que se sustenta na pressuposição de que, se um determinado mercado é o formador de preços, o preço nesse mercado não deve ser influenciado pelo preço dos demais.

Quando são utilizados os procedimentos de testes de co-integração propostos por Johansen, a condição de exogeneidade fraca é testada por meio da significância estatística dos coeficientes da matriz  $\alpha$ , denominados de coeficientes de ajustamento, que estabelecem a relação entre as dinâmicas de curto prazo e de longo prazo dos preços.

---

<sup>40</sup> O Estado do Paraná respondeu por cerca de 22,2% da produção nacional de carne de frango em 2006.

<sup>41</sup> Informação referente à localização dos estabelecimentos comerciais foi obtida a partir da Pesquisa Anual de Comércio (Tabela 2716), realizada pelo IBGE.

<sup>42</sup> Segundo analista de mercado da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), o mercado de São Paulo atua como mercado formador de preços.

<sup>43</sup> Sobre a relação entre as companhias integradoras e o setor supermercadista, ver, por exemplo, Wedekin e Neves (1995), Neves (1999) e Araújo (2005).

<sup>44</sup> A condição de exogeneidade fraca é apresentada no Teorema 8.1 em Johansen (1995, p. 122).

Para se testar se uma série  $i$  de preços é fracamente exógena, testa-se a restrição de que todos os parâmetros da matriz  $\alpha$  da linha correspondente a esse preço são estatisticamente iguais a zero. Então, uma vez que foram obtidos sete vetores de co-integração para as oito séries de preços, a hipótese nula de exogeneidade fraca é representada como:

$$H_0 = \alpha_{i1} = \alpha_{i2} = \alpha_{i3} = \alpha_{i4} = \alpha_{i5} = \alpha_{i6} = \alpha_{i7} = 0,$$

para todo  $i$ , em que  $i =$  Belo Horizonte (BH), Goiânia (GO), Ponta Grossa (PG), Oeste Paranaense (OP), Porto Alegre (RS), Litoral Catarinense (SC), São Paulo (SP) e Descalvado (DE)<sup>45</sup>.

Então, a fim de verificar a existência de um mercado fracamente exógeno, foi realizado o teste supramencionado. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 5.

Os resultados apresentados na Tabela 5 ratificam a escolha do mercado de maior volume de comercialização como formador de preços. Nesse caso, define-se a praça da cidade de São Paulo como fracamente exógena, visto que a hipótese de que o preço nesta praça não é influenciado pelos demais no longo prazo não pode ser rejeitada nos níveis usuais de significância estatística de 1%, 5% e 10%. Verifica-se, ainda de acordo com os resultados apresentados na Tabela 5, que a praça de Descalvado também pode ser considerada fracamente exógena, a 1% e 5%. É provável que esse resultado decorra da proximidade desta praça com o município de São Paulo, onde está localizada a maior parcela de supermercados do País.

---

<sup>45</sup> Os procedimentos para o teste de exogeneidade fraca podem ser encontrados, por exemplo, em Asche et al. (1999, p. 577).

Tabela 5 – Teste de exogeneidade fraca realizado para as variáveis  $BH_t$ ,  $DE_t$ ,  $GO_t$ ,  $OP_t$ ,  $PG_t$ ,  $RS_t$ ,  $SC_t$  e  $SP_t$ , de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças potencialmente exógenas	Estatística de teste <sup>1</sup>	P-valor
Belo Horizonte (BH)	46,53755***	0,000000
Descalvado (DE)	13,05143*	0,070865
Goiânia (GO)	38,11126***	0,000003
Oeste Paranaense (OP)	24,24302***	0,001033
Ponta Grossa (PG)	52,26380***	0,000000
Porto Alegre (RS)	38,44591***	0,000002
Litoral Catarinense (SC)	53,75720***	0,000000
São Paulo (SP)	10,87287 <sup>NS</sup>	0,144261

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>1</sup> Estatística de teste segue distribuição  $\chi^2$  com 7 graus de liberdade (graus de liberdade iguais ao número de vetores de co-integração);

\*\*\* e \* indicam que a hipótese nula é rejeitada a 1% e a 10%, respectivamente;

<sup>NS</sup> indica que a hipótese nula não é rejeitada a 10%.

#### 5.4. Processo de transmissão de preços do mercado central aos demais mercados regionais

O processo de transmissão de preços entre os mercados estudados foi investigado a partir de modelos vetoriais de correção de erro com *threshold*, conforme definido na seção 4.2. Especificamente, foram considerados modelos não-lineares univariados e bivariados, com um e dois *thresholds*, o que definiu dois e três regimes de ajustamento, respectivamente. A definição de qual dos modelos melhor se ajustou aos dados se deu em função dos resultados dos testes de linearidade propostos por Lo e Zivot (2001).

Uma vez que a principal justificativa para este estudo é a consideração dos efeitos de custos de transação sobre o processo de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados, fez-se a opção por, também, analisar a

integração dos mercados a partir de modelos (lineares) que não consideram tais efeitos. Assim, pretendeu-se fornecer subsídios para que fossem ressaltadas as limitações das análises até então realizadas para as *commodities* agropecuárias brasileiras. Adotou-se, ao longo da análise, a hipótese de que custos de transação são maiores em uns mercados do que em outros, em função, principalmente, do componente frete, que é positivamente relacionado com as distâncias a serem percorridas entre os mercados.

Os procedimentos adotados nessa etapa do estudo foram os mesmos utilizados por Goodwin e Piggott (2001). Após identificar a ordem de integração das variáveis, o que foi feito na seção 5.1, testou-se a co-integração entre os preços no mercado central e em cada um dos demais mercados. Em seguida, o processo de transmissão de preços foi investigado por meio de modelos não-lineares, univariados (TAR<sub>2</sub>) e bivariados (TVEC<sub>2</sub> e TVEC<sub>3</sub>).

#### **5.4.1. Testes de co-integração e equilíbrio de longo prazo**

Embora seja comum encontrar na literatura estudos que utilizam apenas um teste de co-integração, como o de Balke e Fomby (1997), que utilizou apenas o teste de Engle e Granger, e o de Goodwin e Holt (1999), no qual foi feito apenas o teste de co-integração de Johansen (1988), há trabalhos, como o de Goodwin e Piggott (2001), que realizaram, em caráter complementar, dois testes de co-integração. Nesse estudo, seguindo-se os procedimentos adotados por esses últimos autores, optou-se por utilizar dois testes de co-integração para determinação das relações de longo prazo entre o preço no mercado central e em cada um dos demais mercados<sup>46</sup>. Inicialmente, são apresentados os testes do Traço e do Máximo Autovalor, propostos por Johansen (1988). Em seguida, são apresentados os resultados referentes ao teste de co-integração de Engle e Granger (1987).

---

<sup>46</sup> Uma vez que os resultados dos dois testes foram semelhantes, optou-se por apresentar apenas as relações de co-integração obtidas a partir do procedimento de Engle e Granger (1987).

#### **5.4.1.1. Testes de co-integração e equilíbrio de longo prazo entre os preços de carne de frango inteiro resfriado, segundo procedimentos propostos por Johansen (1988)**

Os testes de co-integração propostos por Johansen (1988) são baseados na análise do posto da matriz de co-integração, o que é feito com base no número de raízes características estatisticamente diferentes de zero e no correspondente número de vetores de co-integração. Concluir pela co-integração entre duas séries de preços significa encontrar um único vetor de co-integração entre os dois preços. A existência de dois vetores de co-integração entre as duas séries de preços significa que tais séries são estacionárias em nível<sup>47</sup> e, portanto, que a técnica de co-integração não se aplica. Nenhum vetor de co-integração, por sua vez, define que as séries não são co-integradas, de modo que não existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Os resultados dos testes do Traço e do Máximo Autovalor, realizados para os logaritmos das séries de preços em São Paulo e em cada uma das demais praças, são apresentados na Tabela 6.

Os resultados dos testes do Traço indicam que a hipótese de que o posto da matriz de co-integração é igual a zero – não há co-integração entre as séries de preços – pode ser rejeitada, a 1% de significância, para as praças de Belo Horizonte (BH), Descalvado (DE), Goiânia (GO), Oeste Paranaense (OP), Belém (PA), Recife e (PE), Ponta Grossa (PG), Porto Alegre (RS) e Litoral Catarinense (SC), e a 5% de significância, para Fortaleza (CE). Entretanto, para todas as praças, a hipótese de que há um único vetor de co-integração ( $r \leq 1$ ) não pode ser rejeitada nem mesmo a 5%. Portanto, de acordo com o teste do Traço, conclui-se que todas as séries de preços, individualmente, são co-integradas com o preço de São Paulo, a 5%, enquanto, a 1%, não há co-integração entre os preços de São Paulo e Fortaleza.

---

<sup>47</sup> Nesse caso, diz-se que as séries são integradas de ordem zero, ou seja,  $I(0)$ .

Tabela 6 – Testes do traço e do máximo autovalor para co-integração entre os preços de frango inteiro resfriado em São Paulo e nas praças de *BH, CE, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS* e *SC*, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Teste do Traço					Teste do Máximo Autovalor				
	H <sub>0</sub> <sup>1</sup>	H <sub>1</sub> <sup>1</sup>	Estatística de teste	Valores críticos		H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	Estatística de teste	Valores críticos	
				(5%)	(1%)				(5%)	(1%)
SP e BH	r = 0	r > 0	82,60***	19,96	24,60	r = 0	r > 0	74,30***	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	8,30	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	8,30	9,24	12,97
SP e CE	r = 0	r > 0	20,77**	19,96	24,60	r = 0	r > 0	12,02 <sup>NS</sup>	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	8,74	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	8,74	9,24	12,97
SP e DE	r = 0	r > 0	60,96***	19,96	24,60	r = 0	r > 0	52,06***	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	8,90	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	8,90	9,24	12,97
SP e GO	r = 0	r > 0	50,19***	19,96	24,60	r = 0	r > 0	43,24***	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	6,95	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	6,95	9,24	12,97
SP e OP	r = 0	r > 0	56,44***	19,96	24,60	r = 0	r > 0	49,68***	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	6,75	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	6,75	9,24	12,97
SP e PA	r = 0	r > 0	28,24***	19,96	24,60	r = 0	r > 0	21,56***	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	6,68	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	6,68	9,24	12,97
SP e PE	r = 0	r > 0	35,64***	19,96	24,60	r = 0	r > 0	29,25***	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	6,38	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	6,38	9,24	12,97
SP e PG	r = 0	r > 0	60,84***	19,96	24,60	r = 0	r > 0	54,43***	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	6,40	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	6,40	9,24	12,97
SP e RS	r = 0	r > 0	61,62***	19,96	24,60	r = 0	r > 0	53,96***	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	7,65	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	7,65	9,24	12,97
SP e SC	r = 0	r > 0	68,40***	19,96	24,60	r = 0	r > 0	60,75***	15,67	20,20
	r ≤ 1	r > 1	7,64	9,24	12,97	r ≤ 1	r > 1	7,64	9,24	12,97

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>1</sup> H<sub>0</sub> e H<sub>1</sub> indicam as hipóteses nula e alternativa, respectivamente;

\*\*\* e \*\* indicam rejeição da hipótese nula a 1% e a 5%, respectivamente;

<sup>NS</sup> não se rejeita a hipótese nula.

Os resultados do teste do Máximo Autovalor, por sua vez, indicam que a hipótese de que o posto da matriz de co-integração é igual a zero ( $r = 0$ ) pode ser rejeitada para todas as praças a 1% de significância, com exceção da praça de Fortaleza, para a qual tal hipótese não pode ser rejeitada nem mesmo a 5%. Para todas as praças consideradas, a hipótese de que há um único vetor de co-integração ( $r \leq 1$ ) não pode ser rejeitada nos níveis de significância de 1% ou 5%. Conclui-se que, de acordo com o teste do Máximo Autovalor, não há co-integração entre os preços de São Paulo e Fortaleza, enquanto os preços de todas as demais praças são co-integrados com o preço de São Paulo.

A conclusão à qual se chega a partir dos resultados de ambos os testes propostos por Johansen (1988) está de acordo com a hipótese de custos de transação positivamente associados com a distância física entre os mercados, visto que Fortaleza é a praça mais distante de São Paulo, conforme valores apresentados na Tabela 3.

Identificada a existência de co-integração entre as séries de preço, o passo seguinte consiste na determinação das relações (equações) de equilíbrio de longo prazo entre o preço do frango em São Paulo e em cada uma das praças estudadas, com exceção de Fortaleza, cujo preço não é co-integrado com o preço praticado na capital paulista.

As equações que estabelecem as relações de co-integração, obtidas a partir dos vetores de co-integração estimados pelos procedimentos de Johansen (1988), foram semelhantes àquelas obtidas pelo método de Engle e Granger (1987). Optou-se, então, por apresentar apenas as relações de co-integração estimadas por meio dos procedimentos propostos por esses últimos autores, o que é feito na seção seguinte.

#### **5.4.1.2. Testes de co-integração e equilíbrio de longo prazo entre os preços de carne de frango inteiro resfriado, segundo procedimentos propostos por Engle e Granger (1987)**

Para testar a co-integração entre duas séries temporais, Engle e Granger (1987) propuseram um procedimento em duas etapas. Na primeira, estima-se, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a equação de co-integração entre os preços. Na segunda etapa, verifica-se se a série dos resíduos é estacionária, o que é feito a partir de teste de raiz unitária<sup>48</sup>. Nesse caso, os valores críticos do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller não são válidos, dado que a série dos resíduos é uma série estimada. Os valores críticos apropriados foram tabulados por Engle e Granger, de maneira que o teste de raiz unitária assim realizado ficou conhecido como teste Engle-Granger (EG) e Engle-Granger Aumentado (AEG). As duas séries são co-integradas se a série de resíduos for estacionária.

Seguindo-se os procedimentos adotados por Goodwin e Piggott (2001), foram estimadas, pelo método dos MQO, as equações de co-integração entre os preços em São Paulo e nos demais mercados considerados. Essas equações são apresentadas na Tabela 7.

---

<sup>48</sup> Como procedimento complementar ao teste de raiz unitária na série dos resíduos, costuma-se analisar o correlograma dos resíduos, o qual deve ser semelhante ao correlograma de um ruído branco para que se conclua pela co-integração entre as variáveis.

Tabela 7 – Relações de co-integração entre o preço do frango resfriado em São Paulo e nas praças de *BH, CE, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS* e *SC*, estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Equação de co-integração <sup>1</sup> ( $P_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} P_{SPt} + z_{it}$ )
São Paulo (SP) e Belém (PA)	$PA_t = 2,713932 + 0,501949 SP_t$ (0,04181) (0,00835)
São Paulo (SP) e Belo Horizonte (BH)	$BH_t = 0,574090 + 0,890745 SP_t$ (0,02921) (0,00577)
São Paulo (SP) e Descalvado (DE)	$DE_t = -0,008048 + 0,994476 SP_t$ (0,01371) (0,00011)
São Paulo (SP) e Fortaleza (CE)	$CE_t = 3,749472 + 0,296418 SP_t$ (0,04775) (0,00946)
São Paulo (SP) e Goiânia (GO)	$GO_t = 1,137702 + 0,779453 SP_t$ (0,03658) (0,00724)
São Paulo (SP) e Litoral Catarinense (SC)	$SC_t = 1,340857 + 0,744584 SP_t$ (0,03353) (0,00667)
São Paulo (SP) e Oeste Paranaense (OP)	$OP_t = 0,772843 + 0,854728 SP_t$ (0,03682) (0,00736)
São Paulo (SP) e Ponta Grossa (PG)	$PG_t = 1,015666 + 0,80335 SP_t$ (0,03667) (0,00727)
São Paulo (SP) e Porto Alegre (RS)	$RS_t = 1,304398 + 0,742975 SP_t$ (0,03219) (0,00639)
São Paulo (SP) e Recife (RE)	$PE_t = 2,259294 + 0,590893 SP_t$ (0,03746) (0,00742)

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>1</sup>  $P_{it}$  é o preço do frango resfriado no *i*-ésimo mercado (*i* = PA, BH, DE,..., RE) no período *t*, enquanto  $P_{SPt}$  é o preço dessa *commodity* em São Paulo no período *t*;  
Valor entre parênteses refere-se ao erro-padrão do parâmetro estimado.

Os resultados apresentados na Tabela 7 indicam que os coeficientes de elasticidade de longo prazo são estatisticamente significativos a 1%<sup>49</sup>. Outro ponto a ser destacado diz respeito à relação entre a magnitude da elasticidade e a distância que separa São Paulo e cada uma das praças estudadas. Nota-se, a partir da Tabela 7, que as relações de co-integração referentes às praças mais próximas de São Paulo, como Descalvado e Belo Horizonte, por exemplo, apresentam coeficientes de elasticidade (0,99 e 0,89, respectivamente) sensivelmente maiores que os coeficientes de elasticidades das equações referentes aos mercados de Fortaleza (0,29), Belém (0,50) e Recife (0,59), que, nessa ordem, são as praças mais distantes de São Paulo. Quanto aos termos de intercepto, nota-se relação positiva entre o valor desses coeficientes e a distância física entre cada mercado e a capital paulista.

Uma vez estimadas as equações de co-integração, o passo seguinte consiste na análise de estacionariedade dos resíduos de tais equações, feita por meio dos testes EG e AEG. Os resultados são apresentados na Tabela 8.

A partir dos resultados apresentados na Tabela 8, conclui-se que, a 1% de significância estatística, a hipótese de que a série de resíduos contém uma raiz unitária não pode ser rejeitada para as praças de Belém e Fortaleza, o que significa que, nesse nível de significância estatística, o preço do frango inteiro resfriado nessas praças não apresenta relação de equilíbrio de longo prazo com o preço dessa *commodity* em São Paulo. Nesse mesmo nível, a hipótese de uma raiz unitária nas séries de resíduos das demais equações é rejeitada, de maneira que os preços em todas as praças, com exceção de Fortaleza e Belém, são co-integrados com o preço em São Paulo.

---

<sup>49</sup> Ressalta-se que inferências baseadas na estatística “t” somente são válidas se as séries de preços forem co-integradas.

Tabela 8 – Testes de raiz unitária EG e AEG, realizados para os resíduos das equações de co-integração entre São Paulo e as praças de *BH, CE, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS* e *SC*, obtidas a partir dos procedimentos de Engle-Granger, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Defasagens <sup>1</sup>	Estatística de teste AEG <sup>2</sup>
São Paulo (SP) e Belém (PA)	0	-4,316317**
São Paulo (SP) e Belo Horizonte (BH)	0	-9,539030***
São Paulo (SP) e Descalvado (DE)	4	-6,292330***
São Paulo (SP) e Fortaleza (CE)	2	-3,520720 <sup>NS</sup>
São Paulo (SP) e Goiânia (GO)	0	-6,603674***
São Paulo (SP) e Litoral Catarinense (SC)	0	-6,895570***
São Paulo (SP) e Oeste Paranaense (OP)	0	-5,969143***
São Paulo (SP) e Ponta Grossa (PG)	0	-6,704940***
São Paulo (SP) e Porto Alegre (RS)	0	-6,604256***
São Paulo (SP) e Recife (PE)	0	-5,377225***

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de resultados da pesquisa.

<sup>1</sup> Utilizou-se o número de defasagens que minimizou o Critério de Akaike;

<sup>2</sup> Valores críticos para as estatísticas EG e AEG obtidos em Davidson e Mackinnon (1993, Tabela 20.2, p. 722): -3,78, a 5%, e -4,32, a 1%;

\*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; <sup>NS</sup> não-significativo.

Quando se considera o nível de 5%, a única praça cujo preço do frango não é co-integrado com o preço do frango em São Paulo é Fortaleza, visto que se rejeita a presença de uma raiz unitária na série de resíduos da equação referente à praça de Belém.

Portanto, pode-se concluir que, assim como no teste de co-integração de Johansen (1988), parece haver relação inversa entre a distância física entre os mercados e São Paulo e o grau de interdependência dos preços no longo prazo. Preços observados em mercados mais distantes da capital paulista parecem menos associados aos preços praticados naqueles mercados mais próximos.

Uma vez encontradas evidências de relações estáveis de longo prazo entre os preços, a etapa seguinte consiste em testar a hipótese de perfeita integração que, se confirmada, indica que alterações nos preços são integralmente transmitidas entre os mercados. Assim como em Goodwin e Piggott (2001), para

o teste de perfeita integração, são utilizados os procedimentos propostos por Johansen e Juselius (1992). Considerando-se as equações de co-integração apresentadas na Tabela 7, testar a hipótese de perfeita integração equivale a testar a hipótese nula de que  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$ . Como argumentam Goodwin e Piggott (2001), a não-rejeição da hipótese nula significa que os custos de transação são independentes da magnitude dos preços. Os resultados do teste de perfeita integração são apresentados na Tabela 9.

Tabela 9 – Teste da hipótese de perfeita integração através do teste de razão de verossimilhança para restrições nos parâmetros de co-integração referentes às praças de *BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS* e *SC*, obtidos a partir dos procedimentos de Johansen, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Teste de razão de verossimilhança <sup>1</sup>	
	$\chi^2$	P-valor
Belém (PA)	13,04557***	0,000304
Belo Horizonte (BH)	12,55376***	0,000395
Descalvado (DE)	32,37215***	0,000000
Goiânia (GO)	7,618840***	0,005776
Litoral Catarinense (SC)	18,94657***	0,000013
Oeste Paranaense (OP)	13,40623***	0,000251
Ponta Grossa (PG)	9,436798***	0,002127
Porto Alegre (RS)	4,492535**	0,034043
Recife (RE)	17,91496***	0,000023

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>1</sup> Teste da hipótese nula  $H_0 : \alpha = 0$  e  $\beta = 1$ , em que  $\alpha$  e  $\beta$  são, respectivamente, o intercepto e o coeficiente angular da equação de co-integração estimada pelo procedimento de Johansen; \*\*\* e \*\* indicam rejeição da hipótese nula a 1% e a 5%, respectivamente.

Os resultados apresentados na Tabela 9 indicam que a hipótese de perfeita integração entre o preço do frango inteiro resfriado em São Paulo e o preço em cada uma das demais praças não é aceita, a 5%, para Porto Alegre, e a 1%, para todas as demais praças. A rejeição da hipótese nula implica que a elasticidade de transmissão de preços de longo prazo não é unitária, ou seja, variações no preço em São Paulo não são integralmente transmitidas a nenhum dos mercados considerados. Esse fato é coerente com a existência de custos de transação que inibem a transmissão de preços entre mercados e não deve, segundo Goodwin e Piggott (2001), ser visto como evidência contra a integração.

#### **5.4.2. Modelos auto-regressivos (AR) e auto-regressivos com *threshold* (TAR models) univariados**

A estimação de modelos TAR tem sido, segundo Campenhout (2007), um dos procedimentos mais utilizados para estudar a integração de mercados. Neste estudo, a estimação desses modelos é o primeiro passo no sentido de considerar os possíveis efeitos de custos de transação sobre a integração dos mercados. Os modelos TAR estimados possuem dois regimes, conforme especificado na seção 4.2, equação (41). O primeiro é definido pelas observações cujos desvios das relações de equilíbrio, em valor absoluto, são menores que o valor do parâmetro de *threshold* (regime interno). O segundo regime, por sua vez, é estimado utilizando-se as observações cujos desvios das relações de equilíbrio, em valor absoluto, são maiores que o valor do parâmetro de *threshold* (regime externo). O fato de serem considerados os valores absolutos desses desvios impede que seja analisada a presença de assimetrias<sup>50</sup>.

Retornando à equação (33),  $Z_t = \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$ , apresentada na seção 4.1.1, nota-se que a co-integração entre as variáveis depende da natureza do processo auto-regressivo relativo a  $Z_t$ . À medida que o coeficiente auto-regressivo de primeira ordem ( $\rho$ ) se aproxima de 1, os desvios do equilíbrio de longo prazo ( $Z_t$ ) se aproximam de um processo passeio aleatório, que é não-estacionário.

---

<sup>50</sup> A análise de assimetrias é feita através dos modelos TVEC<sub>3</sub> e está apresentada na seção 5.4.4.

Balke e Fomby (1997) estenderam tal procedimento de teste para o caso em que  $z_t$  é modelado como um processo auto-regressivo com *threshold* (TAR), como já apresentado nas seções 4.1.2 e 4.1.3.

Nesta seção são apresentados os resultados das estimativas de modelos auto-regressivos com *threshold* (TAR) referentes aos pares de preços do frango inteiro resfriado praticados em São Paulo e em cada um dos mercados analisados, conforme especificado na equação (41), seção 4.2. Além dos modelos TAR, são apresentadas, também, estimativas de modelos auto-regressivos (AR) lineares para as mesmas séries de resíduos das equações de co-integração.

Os primeiros resultados na Tabela 10 são referentes às estimativas dos modelos AR lineares. Especificamente, são apresentados os coeficientes auto-regressivos de primeira ordem ( $\hat{\lambda}$ ), especificados na equação (41), seção 4.2. Segundo Campenhout (2007), os coeficientes auto-regressivos indicam em que medida os desvios da relação de equilíbrio de longo prazo são corrigidos e, por isso, são denominados “coeficiente de velocidade de ajustamento”<sup>51</sup>. Esses coeficientes são utilizados no cálculo da meia-vida, que é definida como o tempo necessário para que metade do desvio da relação de co-integração seja eliminada<sup>52</sup>.

---

<sup>51</sup> Essa terminologia é a mesma adotada por Lo e Zivot (2001). Ben-Kaabia et al. (2005), entretanto, se referem a tal coeficiente como “coeficiente de ajustamento”. Tendo em vista que o termo “coeficiente de ajustamento” é geralmente utilizado para referências aos coeficientes da matriz  $\alpha$ , optou-se por se referir ao coeficiente  $\lambda$  apenas como “coeficiente auto-regressivo”, como fazem Goodwin e Piggott (2001), ou, seguindo Campenhout (2007) e Lo e Zivot (2001), “coeficiente de velocidade de ajustamento”.

<sup>52</sup> Ver, por exemplo, Ben-Kaabia et al. (2005) e Goodwin e Piggott (2001).

Tabela 10 – Estimativas de modelos auto-regressivos (AR) e auto-regressivos com *threshold* (TAR) para os resíduos das relações de co-integração entre São Paulo e as praças de *BH, CE, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS* e *SC*, obtidas pelo método dos MQO, para o período de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	AR		Threshold $\hat{\gamma}$	TAR (Regime interno) <sup>(1)</sup>			TAR (Regime externo) <sup>(1)</sup>			Teste de Hansen (F <sub>12</sub> ) <sup>(2)</sup>
	$\hat{\lambda}$	Meia-vida (dias)		$\hat{\lambda}$ interno	Obs.	Meia-vida (dias)	$\hat{\lambda}$ externo	Obs.	Meia-vida (dias)	
Belém (PA)	-0,01576*** (0,004033)	43,6	0,0083	0,47553 <sup>NS</sup> (0,365107)	141	-----	-0,01581*** (0,004034)	2197	43,5	2,34 <sup>NS</sup> [0,3070]
Belo Horizonte (BH)	-0,07490*** (0,011020)	8,9	0,1144	-0,04612*** (0,010019)	2219	14,7	-0,19095*** (0,033414)	119	3,3	47,85*** [0,0005]
Descalvado (DE)	-0,06886*** (0,012688)	9,7	0,0486	-0,04632*** (0,009022)	2207	14,6	-0,10567*** (0,034515)	131	6,2	14,53*** [0,0005]
Fortaleza (CE)	-0,01344*** (0,003516)	51,2	0,0538	-0,00956 <sup>NS</sup> (0,017673)	890	-----	-0,01394*** (0,003598)	1448	49,4	4,74* [0,0940]
Goiânia (GO)	-0,03664*** (0,006429)	18,6	0,1410	-0,02945*** (0,006839)	2172	23,2	-0,06051*** (0,015614)	166	11,1	11,57*** [0,0065]
Litoral Catarinense (SC)	-0,03988*** (0,007368)	17	0,1444	-0,02943*** (0,007592)	2224	23,2	-0,08133*** (0,021202)	114	8,17	14,25*** [0,0050]
Oeste Paranaense (OP)	-0,02972*** (0,006149)	23	0,1738	-0,01951*** (0,005594)	2218	35,2	-0,07576*** (0,024199)	120	8,8	24,18*** [0,0005]
Ponta Grossa (PG)	-0,03712*** (0,007630)	18,3	0,1492	-0,02621*** (0,006583)	2188	26	-0,08176*** (0,025813)	150	8,1	33,14*** [0,0005]
Porto Alegre (RS)	-0,03587*** (0,006715)	19	0,0786	-0,01472 <sup>NS</sup> (0,009499)	1746	-----	-0,04361*** (0,008549)	592	15,5	5,56* [0,0610]
Recife (PE)	-0,02394*** (0,005235)	28,6	0,0066	0,47440 <sup>NS</sup> (0,367618)	175	-----	-0,02393*** (0,005237)	2163	28,6	8,29** [0,0230]

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>1</sup> Regime interno (externo) é definido pelas observações cujos desvios das relações de equilíbrio, defasados em um período, em valor absoluto ( $|Z_{t-1}|$ ), são menores (maiores) que o valor do parâmetro de *threshold* ( $\gamma$ );

<sup>2</sup> Teste da hipótese nula de que o modelo adequado é um AR (linear) contra a hipótese alternativa de um TAR com dois regimes, TAR<sub>2</sub>, a partir da estatística sup-Wald  $F_{12} = T[S_1 - S_2]/S_2$ , em que T é o tamanho da amostra e S<sub>1</sub> e S<sub>2</sub> são, respectivamente, a soma de quadrados dos resíduos dos modelos AR e TAR<sub>2</sub>; valores entre parênteses referem-se aos erros-padrões dos parâmetros estimados; Valores entre colchetes referem-se aos p-valores da estatística F<sub>12</sub>, obtidos a partir de *bootstrap* para os resíduos, com 2.000 simulações, conforme procedimento proposto por Hansen (1999); \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo.

Nota-se, de acordo com os resultados da Tabela 10, que todos os coeficientes auto-regressivos referentes aos modelos AR são estatisticamente significativos a 1%<sup>53</sup>. Verifica-se, ainda, que as maiores meias-vidas estão associadas às praças mais distantes de São Paulo, que são Fortaleza (51,2), Belém (43,6) e Recife (28,6). Quando se considera a relação de co-integração entre Fortaleza e São Paulo, conclui-se que são necessários cerca de 51 dias para que metade de um choque na relação de equilíbrio seja eliminada. Esse elevado tempo requerido é coerente com os resultados dos testes que apontaram ausência de co-integração entre os preços de São Paulo e Fortaleza. Quanto às praças de Belém e Recife, são necessários cerca de 44 e 29 dias, respectivamente, o que também pode ser considerado elevado, embora para essas praças exista co-integração entre os preços.

Se as maiores meias-vidas estão associadas aos mercados mais distantes de São Paulo, as menores dizem respeito às praças mais próximas, como Descalvado, cuja meia-vida é pouco inferior a 10 dias, e Belo Horizonte, que requer cerca de nove dias para que seja eliminada metade de um choque na relação de co-integração. Nota-se que, embora Belo Horizonte esteja mais distante de São Paulo, a meia-vida calculada para Descalvado é ligeiramente superior. O fato de uma praça estar localizada no interior e a outra na capital, onde, provavelmente, as informações circulam com maior velocidade, pode explicar, pelo menos em parte, o resultado encontrado. As exceções mais significativas no que diz respeito à relação positiva entre a distância até o mercado central e a meia-vida são as praças de Ponta Grossa e do Oeste Paranaense, que apresentam meias-vidas maiores que praças mais distantes de São Paulo.

Portanto, com exceção das praças situadas no Paraná, identifica-se, a partir das estimativas referentes aos modelos lineares, uma relação positiva entre a distância entre os mercados e o tempo necessário para que os choques de preços sejam eliminados, o que se apresenta como indicador da existência de custos de

---

<sup>53</sup> Assim como Campenhout (2007), considera-se a estatística “t” para analisar a significância dos coeficientes de velocidade de ajustamento.

transação que dificultam ou, até mesmo, impedem a transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. Nesse caso, ratifica-se a importância de se considerarem esses custos, o que é feito a partir dos modelos TAR.

Os primeiros resultados relativos aos modelos TAR são aqueles referentes às estimativas dos parâmetros de *threshold*, apresentadas na quarta coluna da Tabela 10. Esses parâmetros definem o limite entre o regime interno, estimado com as observações cujos resíduos, em valor absoluto, são inferiores ao *threshold*, e o regime externo, estimado com as observações cujos resíduos são, em valor absoluto, maiores que o *threshold*. Por exemplo, o *threshold* estimado para Belo Horizonte (0,1144) estabelece que choques inferiores a 11,4% do preço médio na capital mineira são eliminados numa velocidade diferente daquela apresentada por choques que superarem esse percentual do preço.

Quanto à distribuição das observações entre os dois regimes de ajustamento, verifica-se que elas estão concentradas no regime interno, exceto nas praças de Fortaleza, Belém e Recife. Essa constatação significa que os desvios do equilíbrio são, na maioria das vezes, de baixa magnitude. Nesse caso, espera-se que os choques não sejam transmitidos entre os mercados ou, caso contrário, que sejam eliminados numa velocidade inferior àquela com a qual são absorvidos os choques cujas observações estão no regime externo.

Os coeficientes auto-regressivos do regime interno não são estatisticamente significativos para as praças mais distantes de São Paulo, como Fortaleza, Belém, Recife e Porto Alegre. Portanto, quando os desvios são relativamente pequenos, não há co-integração entre os preços de São Paulo e de cada uma dessas praças. Por outro lado, as estimativas dos coeficientes auto-regressivos do regime externo mostram que em todas as praças os choques nas relações de equilíbrio, que ultrapassam os valores dos *thresholds*, são eliminados ao longo do tempo.

Quanto às meias-vidas calculadas, constata-se que elas são positivamente relacionadas às distâncias entre os mercados e a capital paulista, exceto no que diz respeito ao Litoral Catarinense, que, embora mais próximo de São Paulo, apresenta meia-vida igual à calculada para Goiânia.

No regime interno, em mercados mais próximos de São Paulo, como Descalvado e Belo Horizonte, o tempo requerido para que metade de um choque na relação de co-integração seja eliminada, cerca de 15 dias, é menor que esse mesmo tempo requerido por mercados mais distantes, como Oeste Paranaense, 35 dias, e Goiânia, 23 dias. No regime externo, as maiores meias-vidas são referentes a Fortaleza, Belém, Recife e Porto Alegre, que são as praças mais distantes do mercado central. Enquanto em Descalvado são necessários cerca de seis dias para que metade do choque seja eliminada; em Belém, esse valor ultrapassa 43 dias. Esses resultados são coerentes, portanto, com a hipótese de custos de transação positivamente relacionados à distância entre os mercados. Quanto maiores os custos de transação, maior o tempo requerido para eliminação dos choques de preços.

Ressalta-se que, assim como os resultados obtidos por Goodwin e Piggott (2001), Lo e Zivot (2001) e Campenhout (2007), os ajustamentos a eventuais desvios das relações de equilíbrio de longo prazo ocorridos no regime externo são significativamente mais rápidos do que aqueles que ocorrem no regime interno. Além disso, o modelo com *threshold* (TAR) apresenta ajustamentos mais rápidos do que o modelo AR, que ignora a presença do *threshold*.

Os resultados apresentados na última coluna da Tabela 10 são referentes ao teste de linearidade de Hansen, utilizado para testar a significância estatística do efeito *threshold*, ou seja, a significância da não-linearidade imposta pelo modelo TAR. Testa-se, por meio da estatística  $F_{12}$ , a hipótese nula de que o modelo adequado para as séries de resíduos das equações de co-integração é o modelo AR (linear), contra a hipótese alternativa de o modelo mais adequado ser o TAR.

Como se pode observar, a hipótese nula de linearidade não pode ser rejeitada, para a praça de Belém, a 1%, 5% ou 10%, o que define que, para essa praça, o modelo linear é o mais adequado. Entretanto, nota-se uma correspondência acentuada entre as estimativas referentes ao regime externo do modelo TAR<sub>2</sub>, que contém 2.197 observações (92,9% do total), e as estimativas do modelo linear. Para as praças de Fortaleza e Porto Alegre, rejeita-se a hipótese

nula a 10%; para Recife, tal hipótese é rejeitada a 5%, enquanto para todas as demais praças a hipótese de linearidade pode ser rejeitada a 1%. Conclui-se, portanto, que a especificação de modelos não-lineares se apresenta mais adequada para os dados utilizados, quando comparada aos modelos lineares.

Ressalta-se que, de maneira geral, os valores relativos às meias-vidas são elevados, mesmo para mercados mais próximos de São Paulo, o que indica que choques nas relações de equilíbrio são persistentes, principalmente se considerado o fato de as observações estarem concentradas no regime interno, onde estão as maiores meias-vidas. Esses resultados sugerem, portanto, dificuldades para que ocorram ajustes dos preços a eventuais desequilíbrios, o que é coerente com a presença de custos de transação que, sobretudo em função do frete, crescem com a distância entre os mercados.

Os modelos auto-regressivos com *threshold* utilizados nesta análise são mais um elemento a ratificar a possibilidade de descontinuidades no processo de integração dos mercados, que podem decorrer, principalmente, de custos de transação. Entretanto, tal como foram especificados, os modelos TAR<sub>2</sub> não permitem que sejam investigadas assimetrias no processo de transmissão de preços entre os mercados, ou seja, identificar se choques positivos nas relações de equilíbrio são eliminados de maneira diferente dos choques negativos que ocorrem nessas relações.

#### **5.4.3. Modelos bivariados lineares de ajustamento de preços (VEC linear)**

As análises univariadas<sup>54</sup> apresentadas na seção anterior constituem uma das etapas iniciais de investigação dos efeitos dos custos de transação sobre a integração dos mercados regionais de carne de frango inteiro resfriado.

No entanto, a principal etapa a ser seguida para atender aos objetivos propostos na seção 1.4 diz respeito à estimação de modelos vetoriais bivariados com *threshold*, com dois ou três regimes de ajustamento de preços, que tornam possível a análise de assimetrias. Antes de apresentar os resultados relativos a

---

<sup>54</sup> Análises baseadas nas séries de resíduos das relações de co-integração.

esses modelos, o que é feito na seção 5.4.4, são apresentados resultados referentes às estimativas de modelos vetoriais de correção de erro (VEC), que não levam em conta a presença da variável de *threshold* e, portanto, os efeitos de custos de transação<sup>55</sup>.

A apresentação de tais resultados visa a comparação com os resultados obtidos a partir de modelos que incorporam a variável de *threshold* e que reconhecem a relevância dos custos de transação para o processo de integração de mercados.

Como ressaltado por Ben-Kaabia et al. (2005), a questão central em modelos com *threshold* é a análise das estimativas dos elementos da matriz de coeficientes de ajustamento ( $\hat{\alpha}_i$ ). Deve-se, segundo esses autores, verificar em que medida esses coeficientes estão associados ao vetor de co-integração em cada regime. As estimativas dos coeficientes de ajustamento são úteis para investigar se algum ou ambos os preços respondem a eventuais desequilíbrios na relação de co-integração.

Uma vez que o objetivo das estimações de modelos lineares é o de comparação, optou-se por apresentar, na Tabela 11, apenas os resultados referentes aos coeficientes de ajustamento, omitindo-se nessa tabela os coeficientes referentes às demais variáveis explicativas, que são as defasagens das variáveis dependentes.

---

<sup>55</sup> Para a praça de Fortaleza não foi estimado modelo VEC, uma vez que tanto o teste do Traço quanto o do Máximo Autovalor indicaram que o preço do frango resfriado nessa praça não é co-integrado com o preço em São Paulo.

Tabela 11 – Estimativas de modelos VEC bivariados para as praças de *BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS* e *SC*, considerando São Paulo o mercado central, para o período de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Regime único	
	$\alpha_{Praça}$	$\alpha_{São Paulo}$
Belém (PA)	-0,004778* (0,00289)	0,018485*** (0,00505)
Belo Horizonte (BH)	-0,045099*** (0,00923)	0,027773*** (0,00906)
Descalvado (DE)	-0,011614 <sup>NS</sup> (0,01910)	0,043562*** (0,01937)
Goiânia (GO)	-0,020237*** (0,00474)	0,020237*** (0,00671)
Litoral Catarinense (SC)	-0,028359*** (0,00512)	0,020565*** (0,00704)
Oeste Paranaense (OP)	-0,017822*** (0,00421)	0,017147*** (0,00605)
Ponta Grossa (PG)	-0,022413*** (0,00450)	0,019974*** (0,00639)
Porto Alegre (RS)	-0,023961*** (0,00494)	0,018653*** (0,00742)
Recife (PE)	-0,008002*** (0,00345)	0,023760*** (0,00596)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Valores entre parênteses referem-se aos erros-padrões dos parâmetros estimados;  
 \*\*\* Parâmetro significativo a 1%; \* parâmetro significativo a 10%; <sup>NS</sup> Parâmetro não-significativo.

Os coeficientes de ajustamento definem em que medida os preços respondem aos desequilíbrios que ocorrem nas relações de co-integração. Quando estatisticamente significativos (não-significativos), indicam quais preços respondem (não respondem) a tais desequilíbrios.

Constata-se, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 11, que o único coeficiente estatisticamente igual a zero refere-se ao preço do frango inteiro resfriado na praça de Descalvado. Esse fato sugere que choques de preços não são transmitidos para o preço praticado em Descalvado, o que parece incoerente com o pressuposto de custos de transação positivamente associados à distância entre as praças e o mercado central formador de preços.

Entretanto, vale ressaltar que, dentre todos os modelos VEC estimados, o único a apresentar resíduos autocorrelacionados<sup>56</sup> é justamente o modelo referente ao mercado de Descalvado. Nesse caso, como argumentado por Meyer (2004), é provável que a presença de autocorrelação na série dos resíduos decorra de erro de especificação do modelo. Segundo esse autor, esse erro de especificação pode estar no fato de se ignorar a presença do efeito *threshold*, impondo-se, de maneira inadequada, a restrição de linearidade. Considerar a variável de *threshold* deve, então, ser um procedimento adotado a fim de superar tal problema<sup>57</sup>.

No que diz respeito à magnitude dos coeficientes de ajustamentos, vale ressaltar o fato de os menores coeficientes estarem associados às praças de Recife e Belém, que são as mais distantes de São Paulo, o que significa que os preços do frango resfriado, nessas praças, são os que respondem com menor intensidade a eventuais desequilíbrios nas relações de co-integração. A praça de Belo Horizonte, por sua vez, é a que apresenta o maior coeficiente de ajustamento, de maneira que o preço do frango, nessa cidade, é o que se ajusta mais rápido a choques na relação de co-integração. Especificamente, o valor de -0,045 estabelece que cerca de 4,5% dos desvios do equilíbrio de longo prazo são

---

<sup>56</sup> Segundo resultados do teste do Multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey. Os p-valores referentes aos coeficientes auto-regressivos de 1ª, 2ª e 3ª ordem são, respectivamente, 0,0186; 0,0007 e 0,0074.

<sup>57</sup> A variável de *threshold* é levada em consideração pelos modelos TVEC<sub>3</sub> e TVEC<sub>2</sub>, apresentados nas seções 5.4.4 e 5.4.5, respectivamente.

eliminados a cada período, o que equivale a dizer que são necessários cerca de 22 dias para que esse desvio seja completamente transferido para o preço praticado em Belo Horizonte.

Vale destacar que, embora os testes de co-integração tenham indicado que os preços em São Paulo e em cada uma das demais praças que constam na Tabela 11 são co-integrados, o que define a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre eles, os valores referentes aos coeficientes de ajustamento são consideravelmente baixos, o que aponta a necessidade de elevado tempo para eliminação dos desequilíbrios. Esses resultados ratificam as estimativas relativas aos modelos TAR<sub>2</sub> e sugerem que a dinâmica de curto prazo das variáveis, dada pelas variações nos preços entre períodos consecutivos ( $\Delta P_{it}$ ), é pouco sensível a ocorrências de desequilíbrios nas relações de longo prazo ( $\alpha_i \cong 0$ ).

#### **5.4.4. Modelos bivariados não-lineares com três regimes (TVEC<sub>3</sub>)**

Nesta seção são apresentados os resultados das estimativas dos modelos auto-regressivos vetoriais com *threshold* com três diferentes regimes de ajustamentos de preços, TVEC<sub>3</sub>. Dos modelos não-lineares utilizados na literatura recente para análise de integração de mercados, esse é um dos mais completos, permitindo, inclusive, que seja investigada a presença de assimetrias no processo de transmissão de preços entre o mercado central e cada um dos demais mercados.

Meyer (2004) enfatiza que, além de os modelos TVEC<sub>3</sub> serem bem adequados ao estudo de integração de mercados sob o ponto de vista estatístico, eles também contam com a vantagem de permitirem associação direta dos resultados à teoria econômica, sobretudo no que diz respeito à assimetria e à possibilidade de uma faixa na qual os preços não são co-integrados, denominada faixa neutra.

Neste estudo, em linha com a literatura especializada em análises de integração de mercados a partir de modelos não-lineares com *threshold*, são apresentados os resultados referentes às análises de assimetrias, aos parâmetros

de *threshold*, aos coeficientes de ajustamento e da velocidade de ajustamento, bem como à meia-vida.

A estimação dos modelos TVEC<sub>3</sub> foi feita segundo o método dos Mínimos Quadrados Ordinários Seqüenciais Condicionados, de acordo com os procedimentos apresentados na seção 4.2 e descritos por Lo e Zivot (2001).

A primeira etapa do procedimento diz respeito à obtenção de estimativas para os dois parâmetros de *threshold* ( $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$ ), a partir dos quais são definidos os três regimes de ajustamento. Os coeficientes  $\hat{\gamma}_1$  estão associados aos choques negativos nas relações de equilíbrio de longo prazo entre São Paulo e cada um dos demais mercados, e os coeficientes  $\hat{\gamma}_2$ , aos choques positivos. Considerando a regressão<sup>58</sup> a partir da qual é estimada cada uma das relações de co-integração apresentadas na Tabela 7 e uma situação inicial de equilíbrio ( $z_t = 0$ ), nota-se que os choques negativos ( $z_t < 0$ ) ocorrem quando há aumentos do preço em São Paulo relativamente ao preço na *i*-ésima praça. De maneira análoga, choques positivos ( $z_t > 0$ ) ocorrem quando há reduções do preço em São Paulo relativamente ao preço em cada um dos demais mercados.

Considerar a hipótese da existência de custos de transação que dificultam a transmissão de preços implica considerar, também, que choques relativamente pequenos, cujos valores estejam entre o intervalo definido pelos parâmetros  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$ , não são transmitidos entre os mercados ou, então, que são transmitidos numa velocidade menor que a velocidade com a qual ocorre a transmissão dos choques que ultrapassam os limites impostos por esses parâmetros. Assim, quanto maior a magnitude dos parâmetros  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$ , maiores são os obstáculos à transmissão de preços.

Dessa forma, a investigação de assimetrias no processo de transmissão de preços baseia-se, inicialmente, na comparação dos valores, em termos absolutos, dos coeficientes  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$  estimados. Discrepâncias entre tais valores sugerem

---

<sup>58</sup> A regressão que define a relação de co-integração entre São Paulo e os demais mercados, estimada pelo método dos MQO, segue a seguinte especificação:  $P_{it} = \alpha_i + \beta_{li} P_{SPt} + Z_{it}$ . Isolando o resíduo  $Z_{it}$ , tem-se:  $Z_{it} = P_{it} - \alpha_i - \beta_{li} P_{SPt}$ .

maiores impedimentos numa direção que em outra e, portanto, que o processo de transmissão de preços ocorre de maneira assimétrica.

Em mercados concentrados, como o de carne de frango resfriado, assimetrias no processo de transmissão podem sugerir práticas não competitivas por parte dos agentes, conforme salientado por Faminow e Benson (1990) e Dercon e Campenhout (1998). É provável que firmas detentoras de poder de mercado mantenham inalterado o preço de seu produto em situações que, se ocorridas em ambientes competitivos, conduziriam à sua redução. Por exemplo, uma redução dos custos de produção num mercado em que há cooperação entre as firmas, *ceteris paribus*, muito provavelmente não será repassada ao preço do produto se sua demanda for inelástica. Entretanto, num mercado de um produto com pouca ou nenhuma diferenciação, como o frango inteiro resfriado, num ambiente competitivo, a firma que insistir em manter seu preço acima daqueles praticados por seus concorrentes tende a perder todos os seus clientes.

Por outro lado, a constatação de que o processo de transmissão é simétrico pode se apresentar como um indicador de que exista competição entre os agentes. Nesse caso, a magnitude dos parâmetros de *threshold* dependerá exclusivamente dos custos envolvidos, independentemente se os choques são positivos ou negativos.

Sob a hipótese de comportamento cooperativo das empresas e da incontestabilidade dos mercados, espera-se que aumentos de preços em São Paulo, o que equivale a choques negativos de preço, sejam imediatamente repassados aos preços dos demais mercados, enquanto reduções de preço em São Paulo, o que equivale a choques positivos nas relações de co-integração, sejam transmitidas numa velocidade inferior à dos choques negativos. Dessa forma, valores de  $\hat{\gamma}_1$  menores que os de  $\hat{\gamma}_2$  podem sugerir que as firmas adotam estratégias cooperativas, e valores de  $\hat{\gamma}_1$  próximos de  $\hat{\gamma}_2$ , que os mercados são competitivos, uma vez que, nesse caso, choques positivos ou negativos necessitam transpor os mesmos obstáculos para serem transmitidos.

A estimação dos parâmetros de *threshold* requer que seja especificado, para cada mercado, um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), a partir do

qual é estimado o modelo TVEC<sub>3</sub>. Uma vez que se trata de modelos bivariados, sendo o preço do frango em São Paulo e em cada uma das praças as únicas variáveis, a especificação dos modelos VEC consiste basicamente na escolha do número de defasagens das variáveis. Neste estudo, adota-se, inicialmente, o número indicado pelo Critério de Informação de Akaike (AIC). Caso seja constatada a presença de autocorrelação nos resíduos, acrescentam-se novas defasagens até que os resíduos deixem de ser autocorrelacionados<sup>59</sup>. Como descrito na seção 4.2, a busca por  $\hat{\gamma}_1$  é feita entre 5% e 95% dos maiores (em valores absolutos) termos  $Z_{t-1}$  negativos, enquanto a busca por  $\hat{\gamma}_2$ , entre 5% e 95% dos maiores termos  $Z_{t-1}$  positivos. Os parâmetros de *threshold* estimados para os mercados regionais considerados são apresentados na Tabela 12.

A primeira conclusão à qual se chega a partir dos valores apresentados na Tabela 12 é de que os mercados podem ser divididos em dois grupos, segundo os valores de  $\hat{\gamma}_1$ .

Um grupo seria composto pelas praças de Descalvado, Goiânia, Recife, Belém e Belo Horizonte, para as quais são obtidos os menores valores, em termos absolutos, do parâmetro  $\hat{\gamma}_1$ , o que indica menores empecilhos para que aumentos relativos de preços em São Paulo sejam transmitidos para esses mercados.

No que se refere a Descalvado e Belo Horizonte, o resultado é coerente, uma vez que essas são praças próximas do mercado central. Os valores de  $\hat{\gamma}_1$  encontram-se entre -0,010 e -0,032 e indicam que choques acima de 1% do preço médio, em Descalvado, e acima de 3,2% do preço médio, em Belo Horizonte, são transmitidos de maneira diferente dos choques inferiores a esses percentuais.

---

<sup>59</sup> A presença de autocorrelação é verificada através do teste do Multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey, em nível de significância de 1%. As defasagens indicadas tanto pelo critério de Akaike quanto pela avaliação da autocorrelação nos resíduos são apresentadas na Tabela 7A do Apêndice.

Tabela 12 – Estimativas dos parâmetros de *threshold* ( $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$ ) a partir da estimação de modelos TVEC<sub>3</sub> bivariados para as praças de *BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS* e *SC*, considerando São Paulo o mercado central, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	<i>Threshold 1</i> ( $\hat{\gamma}_1$ )	<i>Threshold 2</i> ( $\hat{\gamma}_2$ )
Belém (PA)	-0,02047	0,15272
Belo Horizonte (BH)	-0,03220	0,02435
Descalvado (DE)	-0,01019	0,01199
Goiânia (GO)	-0,01729	0,11646
Litoral Catarinense (SC)	-0,11805	0,09086
Oeste Paranaense (OP)	-0,12798	0,16342
Ponta Grossa (PG)	-0,09899	0,14918
Porto Alegre (RS)	-0,08483	0,11324
Recife (RE)	-0,01529	0,13180

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quanto a Belém e Recife, deve-se frisar que essas estão localizadas em Estados com pouca ou mesmo nenhuma expressividade no tocante à produção de carne de frango<sup>60</sup>. A reduzida oferta desse tipo de carne pode, além de conferir maior poder de mercado às empresas processadoras, justificar a entrada, nessas praças, de produtos oriundos de outros mercados. Nesse último caso, além de produtos, os mercados de Recife e Belém importariam, também, choques de preços.

As praças de Oeste Paranaense, Litoral Catarinense, Ponta Grossa e Porto Alegre formariam o segundo grupo, caracterizado pelos maiores valores, em termos absolutos, dos coeficientes  $\hat{\gamma}_1$ . Maiores valores de  $\hat{\gamma}_1$  significa que esses são os mercados cujos preços do frango resfriado são mais protegidos contra aumentos de preços em São Paulo. Os valores de  $\hat{\gamma}_1$  estão compreendidos entre -0,084 e -0,127 e definem que os choques de preços que ultrapassam 8,4% do

<sup>60</sup> Juntos, os Estados de Pernambuco e Pará produziram, em 2006, 3,5% do total nacional de carne de frango, segundo dados da APINCO, apresentados no Anualpec (2007). Ver Tabela 1A do Apêndice.

preço médio, em Porto Alegre, e cerca de 13%, no Oeste Paranaense, são transmitidos de maneira diferente daqueles que não transmitem tais percentuais.

Quanto aos coeficientes  $\hat{\gamma}_2$  estimados, verifica-se que as praças cujos preços estão mais protegidos de eventuais reduções de preços em São Paulo são o Oeste Paranaense, Belém, Ponta Grossa e Recife. Especificamente, os valores estimados indicam que apenas reduções de preços que ultrapassam o limite de 16% do preço médio no Oeste Paranaense, de cerca de 15% em Belém e Ponta Grossa e de 13% no Recife são transmitidas para os preços praticados nessas praças. Espera-se que choques inferiores a esses percentuais não sejam transmitidos ou sejam transmitidos de maneira mais lenta que os demais. Os mercados de Belo Horizonte e Descalvado, dois dos mais próximos de São Paulo, são os que apresentam os menores valores de  $\hat{\gamma}_2$  e, portanto, os menores custos para transmitir reduções de preços oriundas na capital paulista.

Se considerada a hipótese de custos de transação positivamente associados com as distâncias entre as praças e o mercado central, os resultados referentes às estimativas  $\hat{\gamma}_2$  são coerentes no que se refere às praças de Belém, Recife, Descalvado e Belo Horizonte. Entretanto, essa hipótese não é válida para as praças de Ponta Grossa e Oeste Paranaense, cujos parâmetros  $\hat{\gamma}_2$  deveriam ser inferiores aos observados para mercados mais distantes de São Paulo, como, por exemplo, Goiânia. Chama-se a atenção, também, para a praça do Litoral Catarinense. Apesar de a distância entre essa praça e São Paulo ser pouco maior que a distância que separa a capital mineira do mercado central, nota-se diferença significativa entre o valor de  $\hat{\gamma}_2$  obtido para Belo Horizonte (0,024) e o encontrado para o Litoral Catarinense (0,098).

De maneira geral, os resultados referentes a  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$  sugerem que as praças do Litoral Catarinense, Porto Alegre e, principalmente, Ponta Grossa e Oeste Paranaense apresentam barreiras aos choques de preço ocorridos no mercado central além daquelas impostas pelos elevados custos de transação decorrentes, sobretudo, dos custos relativos ao frete. Dois fatos, comuns a essas praças, podem justificar esses resultados: a elevada produção de carne de frango

nos Estados onde estão localizadas e a menor dependência do mercado interno, quando comparadas aos demais mercados.

As praças em referência estão localizadas nos Estados do Paraná, maior produtor nacional de carne de frango, Santa Catarina, segundo maior produtor, e Rio Grande do Sul, quarto maior produtor, atrás apenas de Paraná, Santa Catarina e São Paulo. Nesses estados estão, portanto, os maiores potenciais de oferta de carne de frango.

Mediante aumentos de preços relativos em São Paulo, é possível que as firmas, com o objetivo de conquistarem parcelas de mercado (*market-share*) cada vez maiores, decidam por rivalizarem entre si, o que contribui para que aumentos de preços sejam dificultados. Em referência às funções de reação explicitadas nas equações (26), (27) e (28), esse comportamento das processadoras implica que, quando uma firma aumentar o preço de seu produto, as demais ou não acompanham ( $\partial P_i / \partial P_j = 0$ ) ou decidem agir no sentido oposto ( $\partial P_i / \partial P_j < 0$ ).

Por outro lado, a concentração da produção nesses Estados pode conferir maior poder de negociação às integradoras em detrimento dos supermercados, o que inibiria as reduções de preços em nível atacadista. Nesse caso, mediante reduções de preços em São Paulo, as firmas decidiriam pela cooperação, o que significa que a decisão de uma (ou mais) é acompanhada pelas demais. Nas equações (26), (27) e (28), tal estratégia estabelece que  $\partial P_i / \partial P_j > 0$ .

Quanto à importância do mercado interno, os dados apresentados na Tabela 13 indicam que os Estados de Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul são os que destinam a maior parcela de suas respectivas produções ao mercado externo e, portanto, menor parcela ao mercado interno.

Constata-se, a partir dos valores apresentados na Tabela 13, que, além de os estados de Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul serem os que mais contribuem para as exportações nacionais de carne de frango, a parcela da produção que esses estados destinam ao mercado externo é significativamente superior à média nacional, o que confere menor dependência em relação à demanda interna. Santa Catarina, por exemplo, exporta cerca de 48% de sua produção, percentual esse maior que a média nacional, de 29%.

Tabela 13 – Exportações de carne de frango por Unidades da Federação, em toneladas, em 2006

Unidades da Federação	Quantidade exportada (toneladas)	Parcela exportada da produção (%)	Participação nas exportações nacionais (% do total nacional)
Santa Catarina	757.873,17	47,94	27,94
Paraná	751.248,23	36,10	27,69
Rio Grande do Sul	609.731,76	45,71	22,47
São Paulo	193.476,18	12,60	7,13
Minas Gerais	103.499,65	14,99	3,82
Goiás	97.595,93	21,93	3,60
Mato Grosso do Sul	94.639,01	40,60	3,49
Mato Grosso	59.977,33	31,94	2,21
Distrito Federal	41.455,86	32,82	1,53
<b>Subtotal</b>	<b>2.709.497,15</b>	<b>32,99</b>	<b>99,87</b>
Outros com SIF	3.461,57	0,30	0,13
<b>Total Brasil</b>	<b>2.712.958,72</b>	<b>29,00</b>	<b>100,00</b>

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da ABEF (2006).

As estimativas dos parâmetros de *threshold* obtidas para essas praças provavelmente não devem mensurar apenas os custos de transação especificados na equação (4), mas, também, outros fatores que conferem certo grau de autonomia a esses mercados em relação ao mercado central. A maior inserção no mercado externo e os expressivos níveis de produção de carne de frango observados nesses Estados podem ser alguns desses fatores.

As estimativas obtidas para os parâmetros  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$  são, também, importantes subsídios para avaliação das possibilidades de arbitragem no mercado de carne de frango inteiro resfriado. Uma vez que esses parâmetros são boas aproximações para os custos de transação existentes, como frisado por Meyer (2004), reduções do preço do frango resfriado em São Paulo somente tornariam viável a compra de mercadoria em São Paulo para a posterior revenda em outra praça, caso tais reduções sejam superiores aos valores de  $\hat{\gamma}_2$ .

Os valores obtidos para  $\hat{\gamma}_2$  são relativamente elevados, o que indica dificuldades para transferir eventuais ganhos de produtividade entre os mercados. Espera-se por exemplo que, apenas quando o preço em São Paulo for reduzido num percentual acima de 15,3% do preço médio em Belém, os agentes sejam incentivados a comercializarem o frango resfriado, mais barato, na praça paraense. Reduções no custo de produção desse tipo de carne que ocorrerem ou chegarem até o mercado paulista somente beneficiarão a população paraense caso elas superem o percentual anteriormente mencionado. Ganhos de produtividade que induzam reduções próximas de 10% do preço em Belém e Recife não devem, então, beneficiar os consumidores de carne de frango em Estados como o Pará e Pernambuco.

Quanto à presença de assimetrias no processo de transmissão de preços, os valores apresentados na Tabela 12, na maior parte dos casos, dão suporte à existência de tal característica. Verifica-se que, em termos absolutos, os valores de  $\hat{\gamma}_2$  são geralmente maiores que os de  $\hat{\gamma}_1$ , o que indica que, nesses mercados, é mais fácil transmitir aumentos de preço de São Paulo para os demais mercados do que transmitir reduções de preços.

As maiores discrepâncias entre os parâmetros  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$  se referem aos mercados de Recife e Belém, que são os mais distantes de São Paulo e para os quais se espera os maiores custos de transação. Maiores custos de transação, por sua vez, implicam menores possibilidades de arbitragem e, assim, maior poder de mercado das firmas que atuam nessas praças. Essa constatação é coerente com a possibilidade de cooperação entre as firmas, que, devido à reduzida oferta de carne de frango nesses estados, ocorreria tanto mediante reduções quanto aumentos de preços em São Paulo.

Uma vez obtidos os valores de  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$ , a etapa seguinte foi a de estimar os modelos TVEC<sub>3</sub> condicionados aos parâmetros de *threshold* estimados. Inicialmente, são apresentados, na Tabela 14, os resultados referentes aos coeficientes de ajustamento para os três regimes, além do teste de significância estatística do efeito *threshold*, realizado a partir da estatística LR<sub>13</sub>.

Como ressaltado por Ben-Kaabia et al. (2005), a questão central em modelos com *threshold* é a análise das estimativas dos elementos da matriz de coeficientes de ajustamento ( $\hat{\alpha}_i$ ), uma vez que esses coeficientes são úteis para se investigar se algum ou ambos os preços respondem a eventuais desequilíbrios na relação de co-integração.

Os primeiros resultados apresentados na Tabela 14 dizem respeito ao modelo TVEC<sub>3</sub> estimado para os preços em São Paulo e Belém. Os coeficientes de ajustamento referentes à equação do preço em São Paulo, nos três regimes, não são significativos, mostrando que os preços nesse mercado não respondem a choques, negativos ou positivos, na relação de co-integração, o que é coerente com o resultado do teste de exogeneidade fraca, apresentado na seção 5.3. Verifica-se a existência de uma faixa neutra, criada supostamente por custos de transação, na qual os preços não são co-integrados. Choques de preços que ultrapassam os limites dessa faixa são eliminados a partir de ajustes no preço praticado em Belém. Vale destacar que, do total de 2.339 observações, 1.309 estão na faixa neutra, o que representa cerca de 56% do total, enquanto outras 898 observações, aproximadamente 38% do total, se enquadram no regime 1. Portanto, em apenas 6% dos casos, reduções de preços em São Paulo são repassadas para os preços em Belém.

Tabela 14 – Estimativas de modelos TVEC<sub>3</sub> bivariados e teste de linearidade para as praças de *BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS* e *SC*, considerando São Paulo o mercado central, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Regime 1			Regime 2			Regime 3			Teste de Hansen (LR <sub>13</sub> )
	$\alpha_{Praça}$	$\alpha_{São Paulo}$	Obs.	$\alpha_{Praça}$	$\alpha_{São Paulo}$	Obs.	$\alpha_{Praça}$	$\alpha_{São Paulo}$	Obs.	
Belém (PA)	-0,01696* (0,01055)	-0,01435 <sup>NS</sup> (0,01396)	898	-0,01253 <sup>NS</sup> (0,00805)	0,00489 <sup>NS</sup> (0,01572)	1309	-0,10486* (0,05757)	-0,22076 <sup>NS</sup> (0,20239)	122	199,02* [0,08300]
Belo Horizonte (BH)	-0,19769*** (0,04430)	0,08293** (0,04316)	721	-0,16403*** (0,05387)	-0,12930*** (0,05236)	825	-0,05750*** (0,02813)	0,06766*** (0,02862)	784	310,04*** [0,00000]
Descalvado (DE)	-0,06674* (0,04095)	-0,01376 <sup>NS</sup> (0,04848)	818	0,05561 <sup>NS</sup> (0,15710)	0,21018 <sup>NS</sup> (0,15561)	844	0,14086** (0,07055)	0,22636*** (0,07352)	668	178,77*** [0,00600]
Goiânia (GO)	-0,04063*** (0,01211)	0,00742 <sup>NS</sup> (0,01596)	979	0,00605 <sup>NS</sup> (0,01295)	0,03000 <sup>NS</sup> (0,01940)	1206	-0,01548 <sup>NS</sup> (0,01932)	0,04714* (0,02646)	146	245,45*** [0,00000]
Litoral Catarinense (SC)	-0,32378*** (0,12356)	0,25443* (0,14084)	128	-0,02982*** (0,00701)	-0,00254 <sup>NS</sup> (0,00979)	1938	0,06366 <sup>NS</sup> (0,06589)	0,23264*** (0,09614)	268	138,35 <sup>NS</sup> [0,68900]
Oeste Paranaense (OP)	-0,09170 <sup>NS</sup> (0,14409)	0,36934*** (0,11076)	112	-0,02605*** (0,00566)	-0,00345 <sup>NS</sup> (0,00820)	2071	0,11343 <sup>NS</sup> (0,07669)	0,36425*** (0,16327)	151	172,69* [0,09750]
Ponta Grossa (PG)	-0,15420*** (0,05748)	-0,03082 <sup>NS</sup> (0,07209)	280	-0,02193*** (0,00677)	0,00929 <sup>NS</sup> (0,00968)	1908	0,09754 <sup>NS</sup> (0,06117)	0,39219*** (0,13587)	142	514,73*** [0,00000]
Porto Alegre (RS)	-0,04060*** (0,01110)	-0,03891*** (0,01668)	284	-0,01425* (0,00753)	0,01598 <sup>NS</sup> (0,01121)	1887	-0,07579 <sup>NS</sup> (0,13557)	-0,02130 <sup>NS</sup> (0,19773)	158	383,86*** [0,00000]
Recife (PE)	-0,02882*** (0,01000)	-0,00813 <sup>NS</sup> (0,01525)	895	-0,03167*** (0,01092)	0,03634** (0,01871)	1306	-0,01120 <sup>NS</sup> (0,03216)	-0,01639 <sup>NS</sup> (0,10256)	128	223,33** [0,01750]

Fonte: Resultados da pesquisa.

Valores entre parênteses referem-se aos erros-padrões dos parâmetros estimados;

\*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo;

Valores entre colchetes referem-se aos p-valores da estatística LR<sub>13</sub>, obtidos a partir de *bootstrap* para os resíduos, com 2.000 simulações, conforme procedimento proposto por Hansen (1999).

Os resultados referentes ao mercado de Belo Horizonte indicam que tanto os preços em São Paulo quanto em Belo Horizonte se ajustam a eventuais desequilíbrios, uma vez que os coeficientes de ajustamento, em todos os três regimes, são estatisticamente significativos. Ao contrário do verificado para a praça de Belém, não há uma faixa neutra, de maneira que mesmo os choques relativamente pequenos são transmitidos entre os mercados. Entretanto, chama-se a atenção para o fato de os coeficientes de ajustamento serem menores no regime 3, o que representa resposta mais lenta dos preços, em ambos os mercados, quando os choques são positivos, ou seja, quando há reduções de preço em São Paulo. Reduções nos custos de produção, por exemplo, somente seriam transmitidas para os preços dos produtos quando um novo lote de frangos, produzido a custos menores, chegasse ao mercado.

Quanto ao mercado de Descalvado, identifica-se, a partir dos resultados da Tabela 14, a existência de uma faixa na qual não há co-integração dos preços. Assim, somente choques acima dos valores de *threshold* são transmitidos entre os mercados. Quando os choques são negativos, apenas o preço em Descalvado se ajusta. No caso de choques positivos, tanto o preço em São Paulo quanto em Descalvado se ajustam.

A região neutra também é identificada para o mercado de Goiânia. Nesse mercado, o preço do frango inteiro resfriado se ajusta a desequilíbrios apenas quando há aumentos relativos do preço em São Paulo (choques negativos). Quando o choque na relação de equilíbrio de longo prazo é positivo, não há resposta por parte do preço praticado na capital de Goiás, o que é coerente com os valores dos parâmetros de *threshold* estimados para esse mercado. Vale ressaltar que a maior parcela das observações, cerca de 52%, se concentra no regime 2, no qual não há co-integração entre os preços. Outros 42% estão no regime 1, correspondentes à transmissão de aumentos de preço em São Paulo, enquanto apenas 6% estão no regime no qual há transmissão de reduções de preço na capital paulista.

No que se refere ao modelo estimado para os preços em São Paulo e no Litoral Catarinense, verifica-se que, diante de choques positivos na relação de

co-integração, apenas o preço no mercado central se ajusta, ao passo que, perante choques negativos, ambos os preços se ajustam. Quando os choques são relativamente pequenos, menores que os valores de *threshold*, apenas o mercado do Litoral Catarinense responde, embora o coeficiente de ajustamento no regime 2 seja significativamente menor que os coeficientes nos regimes 1 e 3, o que sugere maior tempo de resposta quando da ocorrência de desvios do equilíbrio de longo prazo.

As praças do Oeste Paranaense e de Ponta Grossa apresentam resultados semelhantes tanto no que se refere à magnitude e significância dos coeficientes de ajustamento quanto à distribuição das observações entre os regimes. Constatase que parcela significativa das 2.339 observações, pouco menos de 90%, está na região delimitada pelos dois parâmetros de *threshold*, na qual os coeficientes de ajustamento são muito próximos de zero. Esse resultado sugere reduzida sensibilidade dos preços praticados nessas praças a eventuais desequilíbrios, o que está de acordo com as elevadas estimativas de  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$ .

Diferentemente de todos os demais mercados, o Oeste Paranaense é o único a não responder a aumentos relativos de preço em São Paulo. A aparente autonomia do Oeste Paranaense em relação aos demais mercados pode ser explicada, em parte, pelo seu elevado volume de produção, que é superior, inclusive, ao de Ponta Grossa, outro mercado situado no Paraná. A rivalidade entre as integradoras, que buscam mercado para seus produtos, impediria que os aumentos de preços chegassem até os supermercados nessa praça.<sup>61</sup>

Os resultados referentes ao mercado de frango resfriado em Porto Alegre indicam que reduções de preços em São Paulo, superiores a 11,3% do preço médio praticado na capital gaúcha, não são transmitidas entre as praças. Por outro lado, quando ocorrem aumentos de preço em São Paulo superiores a 8,5%, apenas o preço em Porto Alegre se ajusta. As reduções e os aumentos de preços inferiores a esses percentuais são eliminados por ajustes em ambos os preços,

---

<sup>61</sup> No Oeste Paranaense, estão localizadas as seguintes processadoras de carne de frango: Sadia S/A (em Toledo), Copacol Cooperativa Agrícola Consolata (em Cafelândia), CVale Cooperativa Agroindustrial (em Palotina), Globoaves (em Cascavel), Cooperativa Agroindustrial Lar (em Medianeira), Cooperativa Agroindustrial Coopavel (em Cascavel) e Cooperativa Agroindustrial Copagril (em Marechal Cândido Rondon).

embora os reduzidos valores dos coeficientes de ajustamento indiquem que tal ajuste requer elevado tempo.

Quanto ao mercado de frango inteiro resfriado em Recife, verifica-se que reduções de preço em São Paulo, mesmo maiores que 13,2% do preço médio dessa carne na capital pernambucana, não são transmitidas entre os mercados. Além do mais, nota-se que essa situação é a que ocorre com menor frequência. Na maior parte dos casos, os desequilíbrios ou estão associados a aumentos de preços em São Paulo que ultrapassam cerca de 1,5% do preço em Recife, quando apenas esse último mercado se ajusta, ou a choques, positivos e negativos, que são eliminados através de ajustes em ambos os preços.

Quanto à análise de significância estatística do efeito *threshold*, conclui-se, a partir das estatísticas  $LR_{13}$  presentes na Tabela 14, que a hipótese nula de linearidade apenas não pode ser rejeitada para o mercado do Litoral Catarinense, para o qual a especificação linear (VEC), relativa aos resultados da Tabela 11, é mais adequada que a não-linear imposta pelo  $TVEC_3$ . Para todos os demais mercados, entretanto, conclui-se que os modelos não-lineares são os que melhor se ajustam aos dados, uma vez que a hipótese nula pode ser rejeitada nos níveis de significância de 1%, 5% ou 10%.

Após análise das estimativas dos modelos  $TVEC_3$  para cada uma das praças, três pontos merecem ser ressaltados.

Primeiramente, com exceção da praça do Oeste Paranaense, em todas as demais os preços respondem a choques negativos (aumentos de preços em São Paulo), embora o mesmo não ocorra quando os choques são positivos (reduções de preços em São Paulo). Esse resultado está de acordo com as estimativas apresentadas na Tabela 12, que apontam menores custos num sentido que em outro, o que caracteriza assimetrias no processo de ajustamento de preços e põe em dúvida a contestabilidade dos mercados. As barreiras criadas pelos significativos custos de transporte de um mercado para outro e a perecibilidade da carne de frango podem explicar esse resultado.

Em segundo lugar, para todos os mercados, as observações tendem a se concentrar no regime 2, no qual os coeficientes de ajustamento não são

significativos ou, com exceção da praça de Belo Horizonte, são próximos de zero. Ressalta-se que esse resultado é comum em estudos que utilizam modelos TVEC<sub>3</sub>. Dercon e Campenhout (1998), Goodwin e Holt (1999), Goodwin e Piggott (2001) e Meyer (2004) são alguns exemplos de estudos que encontraram resultados semelhantes. Tal resultado significa que, na maior parte dos casos, assim como verificado a partir dos modelos TAR<sub>2</sub> estimados, ou não há transmissão de preços entre os mercados ou a transmissão requer elevado tempo para ocorrer. Os choques de preços podem estar associados aos custos de produção e, em função do ciclo de produção, demorarem a ser transmitidos.

O terceiro ponto a ser destacado diz respeito à comparação entre os coeficientes de ajustamento dos modelos VEC (linear), mostrados na Tabela 11, e os referentes aos modelos TVEC<sub>3</sub> (não-linear). Na maior parte dos casos, os coeficientes dos modelos TVEC<sub>3</sub>, quando significativos, são maiores que aqueles obtidos a partir do modelo VEC, o que significa dizer que os ajustamentos são mais rápidos quando são considerados os custos de transação.

Embora alguns dos resultados apresentados nas Tabelas 12 e 14 apontem na direção de assimetrias no processo de transmissão de preços em algumas das praças consideradas, maiores inferências a respeito desse assunto devem ser subsidiadas pelas estimativas das meias-vidas, apresentadas na Tabela 15, que indicam o tempo necessário para que metade do desvio do equilíbrio de longo prazo seja eliminada.

As meias-vidas são calculadas a partir dos coeficientes auto-regressivos de primeira ordem referentes a cada um dos três regimes<sup>62</sup>. Esses coeficientes, quando iguais a 1, indicam que o processo auto-regressivo segue um passeio aleatório, que é não-estacionário, e, portanto, que os preços não são co-integrados. Assim, se em algum dos regimes o coeficiente for igual a 1, tem-se que, nesse regime, não há relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços. Na Tabela 15 são apresentados, exceto para a praça do Litoral Catarinense, cujo

---

<sup>62</sup> Para o cálculo da meia-vida foram considerados apenas os coeficientes estatisticamente significativos nos níveis de 1%, 5% ou 10%. Para a relação entre o coeficiente auto-regressivo e a meia-vida, ver, por exemplo, Ben-Kaabia et al. (2005).

modelo  $TVEC_3$  não é o mais indicado, os coeficientes auto-regressivos de primeira ordem, bem como os cálculos das meias-vidas.

Como se pode observar, os resultados referentes ao mercado de frango inteiro resfriado em Belém indicam que, no regime 1, ocorre uma situação próxima à de segmentação dos mercados, já que o coeficiente auto-regressivo é muito próximo da unidade, o que implica elevado valor para a meia-vida. Especificamente, são necessários cerca de 41 dias para que metade dos desvios do equilíbrio seja eliminada, o que, se considerados apenas os dias úteis, representa cerca de oito semanas. Apesar de a meia-vida calculada para o regime 3 ser relativamente pequena, esse regime contém apenas 122 observações, representando cerca de apenas 5% dos casos.

Resultados para as praças de Recife e Porto Alegre são os mesmos quando ocorrem reduções de preço em São Paulo (regime 3). O coeficiente auto-regressivo é igual a 1, o que indica que não há co-integração entre os preços nesse regime. Quando os choques são negativos, também se verifica uma situação na qual os mercados aparentam ser segmentados, dados os elevados valores das meias-vidas, especialmente no que diz respeito a Porto Alegre.

Tabela 15 – Estimativas dos coeficientes auto-regressivos de primeira ordem ( $\rho^j$ ) e das meias-vidas a partir de modelos TVEC<sub>3</sub> bivariados para as praças de *BH, DE, GO, OP, PA, PE, PG* e *RS*, considerando São Paulo o mercado central, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Regime 1		Regime 2		Regime 3	
	$(\hat{\rho}^1)$	Meia-vida (dias)	$(\hat{\rho}^2)$	Meia-vida (dias)	$(\hat{\rho}^3)$	Meia-vida (dias)
Belém (PA)	0,9830	40,5	1,0	-----	0,8951	6,3
Belo Horizonte (BH)	0,7284	2,2	0,9511	13,8	0,8822	5,5
Descalvado (DE)	0,9332	10,0	1,0	-----	0,9157	7,88
Goiânia (GO)	0,9593	16,7	1,0	-----	0,9632	18,5
Oeste Paranaense (OP)	0,6843	1,8	0,9739	26,3	0,6886	1,8
Ponta Grossa (PG)	0,8457	4,1	0,9780	31,3	0,6849	1,8
Porto Alegre (RS)	0,9883	58,9	0,9857	48,3	1,0000	-----
Recife (PE)	0,9711	23,7	0,9468	12,7	1,0000	-----

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>1</sup> Meia-vida (mv) do j-ésimo regime calculada pela expressão  $mv = \lceil \ln(0,5) / \ln(\hat{\rho}^j) \rceil$ , em que  $\rho^j = 1 + \beta^1 \alpha^j = 1 + [1 - \beta_2] \begin{bmatrix} \alpha^j_{praça} \\ \alpha^j_{são paulo} \end{bmatrix} = 1 + \alpha^j_{praça} - \beta_2 \alpha^j_{são paulo}$ .

As estimativas dos coeficientes auto-regressivos e das respectivas meias-vidas para as praças de Belém e Recife estão de acordo com os primeiros resultados apresentados neste capítulo, quando foi investigada a composição do mercado nacional de carne de frango. Naquela oportunidade, concluiu-se que, dos onze mercados regionais considerados, três não faziam parte do mercado nacional. Quando foi considerada a hipótese de custos de transação positivamente relacionados às distâncias entre as praças, concluiu-se que as três praças foram as de Fortaleza, Belém e Recife. Embora os testes de co-integração não tivessem rejeitado a hipótese de co-integração entre os preços nessas duas últimas praças e o preço em São Paulo, as análises realizadas por meio dos modelos TAR<sub>2</sub> e TVEC<sub>3</sub> corroboraram os resultados dos testes realizados para delimitação do mercado. A praça de Porto Alegre, por sua vez, é, depois das três praças anteriormente mencionadas, a mais distante de São Paulo, além de ser uma das que apresentam menor dependência em relação ao mercado interno, conforme mostrado pelos dados da Tabela 13.

De maneira geral, os resultados apresentados na Tabela 15 mostram que os coeficientes auto-regressivos relativos ao regime 2, onde estão concentradas as observações, são, se não iguais a 1, muito próximos, o que implica elevados valores para as meias-vidas nesse regime. Ratifica-se, portanto, a presença de custos de transação que definem um intervalo no qual os choques ou não são transmitidos ou são transmitidos de maneira mais lenta entre os mercados. Goodwin e Piggott (2001) ressaltam que “the recognition of threshold behavior should result in faster adjustments toward equilibrium when shocks result in differentials that are outside the neutral band” (GOODWIN; PIGGOTT, 2001, p. 305).

Em linhas gerais, os valores de meias-vidas obtidos a partir dos modelos TVEC<sub>3</sub> estimados podem ser considerados elevados, assim como aqueles referentes às meias-vidas obtidas através dos modelos TAR<sub>2</sub>. Esse resultado ratifica as dificuldades para que os preços se ajustem a eventuais desvios do equilíbrio, o que provavelmente ocorre em função de custos inerentes ao processo de ajustamento, ou seja, custos de transação.

#### 5.4.5. Modelos não-lineares com dois regimes (TVEC<sub>2</sub>) versus modelos não-lineares com três regimes (TVEC<sub>3</sub>)

Nesta seção, testa-se, através da estatística LR<sub>23</sub> proposta por Lo e Zivot (2001), se um modelo com dois regimes é estatisticamente mais adequado do que um com três. Se esse for o caso, a estatística deve indicar a não-rejeição da hipótese nula de um TVEC<sub>2</sub> contra a hipótese alternativa de um TVEC<sub>3</sub>. Nessa etapa, a praça do Litoral Catarinense não foi considerada, uma vez que o modelo TVEC<sub>3</sub> não se mostrou adequado para ela. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 16.

Os resultados referentes ao teste da hipótese nula de um TVEC<sub>2</sub> contra a alternativa de um TVEC<sub>3</sub> indicam que a hipótese nula pode ser rejeitada, a 1%, apenas para a praça de Belo Horizonte. Nesse nível, portanto, os modelos TVEC<sub>2</sub> são mais adequados que os modelos TVEC<sub>3</sub> para todas as demais praças. Para as praças de Goiânia, Porto Alegre e Recife, a estatística LR<sub>23</sub> rejeita a hipótese de o modelo adequado ser o TVEC<sub>2</sub>, quando considerado o nível de 5%. Para os mercados de Belém, Descalvado, Oeste Paranaense e Ponta Grossa, os valores obtidos para as estatísticas LR<sub>23</sub> indicam que a hipótese nula não pode ser rejeitada nem mesmo a 10% e, portanto, que o modelo TVEC<sub>2</sub> é mais adequado que o TVEC<sub>3</sub>.

Considerando-se o nível de 1%, os resultados referentes às estimativas dos modelos TVEC<sub>2</sub> são apresentados para as praças para as quais a hipótese nula não foi rejeitada, além da praça do Litoral Catarinense. As estimativas dos parâmetros de *threshold* e dos coeficientes de ajustamento e o teste de significância estatística da não-linearidade são apresentados na Tabela 17.

Tabela 16 – Determinação do número de regimes de ajustamento de preços com base na estatística LR<sub>23</sub>, obtida a partir dos modelos não-lineares com dois e três regimes, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças <sup>(1)</sup>	Teste de linearidade de Hansen (estatística LR <sub>23</sub> )
Belém (PA)	57,83 <sup>NS</sup> (0,19600)
Belo Horizonte (BH)	149,50*** (0,00500)
Descalvado (DE)	36,13 <sup>NS</sup> (0,98900)
Goiânia (GO)	68,46** (0,03850)
Oeste Paranaense (OP)	65,46 <sup>NS</sup> (0,52300)
Ponta Grossa (PG)	166,98 <sup>NS</sup> (0,20100)
Porto Alegre (RS)	42,03** (0,04600)
Recife (RE)	72,86** (0,02800)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Valores entre parênteses referem-se aos p-valores da estatística LR<sub>23</sub>, obtidos a partir de *bootstrap* para os resíduos, com 2.000 simulações, conforme procedimento proposto por Hansen (1999).

\*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; <sup>NS</sup> não-significativo.

Os primeiros resultados apresentados na Tabela 17 dizem respeito às estimativas obtidas para os parâmetros de *threshold*, que estabelecem os limites entre os dois regimes de ajustamento. Os valores encontrados ratificam as estimativas de  $\hat{\gamma}_1$  e  $\hat{\gamma}_2$ , apresentadas na Tabela 12, visto que o procedimento para estimação define que, se o parâmetro de *threshold* do modelo TVEC<sub>2</sub> for consistente, ele deve ser igual ao valor de um dos dois parâmetros de *threshold* do modelo TVEC<sub>3</sub>, o que ocorre para todos os mercados.

O segundo ponto a ser ressaltado refere-se à distribuição das observações entre os dois regimes. Como ressaltado por Meyer (2004):

*If price adjustment in the presence of significant transaction costs is expected to occur in only one direction, a TVECM with only one threshold could be appropriate. Under such circumstances we would expect price adjustment due to deviations from equilibrium in the other direction to be insignificant* (MEYER, 2004, p. 329).

Verifica-se, a partir das estimativas apresentadas na Tabela 17, que as observações estão concentradas, com exceção da praça de Ponta Grossa, no regime 1. Para os mercados nos quais  $\hat{\gamma}_1$  é positivo, o regime 1 inclui tanto os choques negativos, independentemente de suas magnitudes, quanto os choques positivos que são inferiores ao valor do parâmetro de *threshold*. Para esses mercados, no regime 2 estão apenas as observações relacionadas aos choques maiores que os valores de  $\hat{\gamma}_1$ . Uma vez que são esperados ajustamentos de preços em apenas uma direção, pode-se dizer que para todas as praças, exceto para Ponta Grossa, somente aumentos de preços em São Paulo são transmitidos entre os mercados. Os parâmetros de *threshold* ratificam a presença de significativos custos de transação, que provavelmente inviabilizam a arbitragem e, portanto, a transferência de produtos de um mercado a outro. Ademais, ressalta-se que, para todos esses mercados, os desvios do equilíbrio são eliminados a partir de ajustes nos preços das praças e não no preço do mercado central, o que é coerente com os resultados de exogeneidade fraca apresentados na Tabela 5.

Tabela 17 – Estimativas de modelos TVEC<sub>2</sub> bivariados para as praças de *DE*, *GO*, *OP*, *PA*, *PE*, *PG*, *RS* e *SC*, considerando São Paulo o mercado central, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Threshold ( $\hat{\gamma}_1$ )	Regime 1			Regime 2			Teste de Hansen
		$\alpha_{Praça}$	$\alpha_{São Paulo}$	Obs.	$\alpha_{Praça}$	$\alpha_{São Paulo}$	Obs.	(LR <sub>12</sub> )
Belém (PA)	0,15272	-0,01225*** (0,00370)	0,00410 <sup>NS</sup> (0,00610)	2207	-0,10486* (0,05757)	-0,22076 <sup>NS</sup> (0,20239)	122	141,18* [0,09750]
Descalvado (DE)	0,01199	-0,05568** (0,02806)	-0,01119 <sup>NS</sup> (0,02778)	1662	0,14086** (0,07055)	0,22636*** (0,07352)	668	142,63*** [0,00000]
Goiânia (GO)	0,11646	-0,02290*** (0,00526)	0,00588 <sup>NS</sup> (0,00742)	2185	-0,00121 <sup>NS</sup> (0,11830)	0,13220 <sup>NS</sup> (0,16184)	146	176,99*** [0,00500]
Litoral Catarinense (SC)	0,09086	-0,03445*** (0,00628)	0,00058 <sup>NS</sup> (0,00857)	2066	0,06366 <sup>NS</sup> (0,06589)	0,23264*** (0,09614)	268	87,04** [0,04750]
Oeste Paranaense (OP)	0,16342	-0,03253*** (0,00541)	-0,00135 <sup>NS</sup> (0,00738)	2183	0,11343 <sup>NS</sup> (0,07669)	0,36425*** (0,16327)	151	107,22** [0,02500]
Ponta Grossa (PG)	-0,09899	-0,15420*** (0,05748)	-0,03082 <sup>NS</sup> (0,07209)	280	-0,01297*** (0,00561)	0,01682** (0,00838)	2050	347,74*** [0,00000]
Porto Alegre (RS)	0,11324	-0,02614*** (0,00567)	0,00339 <sup>NS</sup> (0,00855)	2171	-0,07579 <sup>NS</sup> (0,13557)	-0,02130 <sup>NS</sup> (0,19773)	158	249,77*** [0,00500]
Recife (PE)	0,13180	-0,01829*** (0,00441)	0,00730 <sup>NS</sup> (0,00719)	2201	-0,01120 <sup>NS</sup> (0,03216)	-0,01639 <sup>NS</sup> (0,10256)	128	150,47* [0,06350]

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>1</sup> Valores entre parênteses referem-se aos erros-padrões dos parâmetros estimados.

\*\*\* Significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; <sup>NS</sup> não-significativo.

Valores entre colchetes referem-se aos p-valores da estatística LR<sub>12</sub>, obtidos a partir de *bootstrap* para os resíduos, com 2.000 simulações, conforme procedimento proposto por Hansen (1999).

Dentre as praças para as quais foram estimados modelos  $TVEC_2$ , Ponta Grossa é a única cujas observações não estão concentradas no regime 1. Esse resultado estabelece que, geralmente, os choques transmitidos entre os mercados estão associados a reduções de preços em São Paulo, que é o mercado central. Diferentemente do que ocorre com os demais mercados, esses choques são eliminados tanto por ajustes no preço dessa praça quanto por ajustes no preço de São Paulo, o que põe em dúvida a exogeneidade de São Paulo em relação a Ponta Grossa. A proximidade de Ponta Grossa em relação à capital paulista, bem como o fato de essa praça estar localizada no Estado responsável pelo maior volume de produção de carne de frango, podem explicar, pelo menos em parte, esse resultado.

A última coluna da Tabela 17 traz os resultados do teste de linearidade de Hansen, a partir do qual é testada a hipótese nula de linearidade (VEC) contra a alternativa de não-linearidade em dois regimes ( $TVEC_2$ ). Como pode ser constatado, a hipótese nula pode ser rejeitada, a 1%, para Descalvado, Goiânia, Ponta Grossa e Porto Alegre; a 5%, para o Litoral Catarinense e o Oeste Paranaense; e, a 10%, para Recife e Belém.

As estimativas dos coeficientes auto-regressivos e os cálculos das meias-vidas apresentados na Tabela 18, apenas para os regimes para os quais se espera ajustamento, finalizam os resultados referentes aos modelos  $TVEC_2$ .

Tabela 18 – Estimativas dos coeficientes auto-regressivos de primeira ordem ( $\rho^j$ ) e das meias-vidas a partir de modelos TVEC<sub>2</sub> bivariados para as praças de DE, GO, OP, PA, PE, PG, RS e SC, considerando São Paulo o mercado central, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Regime 1		Regime 2	
	( $\hat{\rho}^1$ )	Meia-vida (dias)	( $\hat{\rho}^2$ )	Meia-vida (dias)
Belém (PA)	0,9877	56,2	-----	-----
Descalvado (DE)	0,9471	12,8	-----	-----
Goiânia (GO)	0,9725	24,9	-----	-----
Litoral Catarinense (SC)	0,9651	19,5	-----	-----
Oeste Paranaense (OP)	0,9686	21,7	-----	-----
Ponta Grossa (PG)	-----	-----	0,9735	25,8
Porto Alegre (RS)	0,9713	23,8	-----	-----
Recife (PE)	0,9817	37,5	-----	-----

Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>1</sup> Meia-vida (mv) do j-ésimo regime calculada pela expressão  $mv = [\ln(0,5)/\ln(\hat{\rho}^j)]$ , em que

$$\rho^j = 1 + \beta \alpha^j = 1 + [1 - \beta_2] \begin{bmatrix} \alpha_{praça}^j \\ \alpha_{sãopaulo}^j \end{bmatrix} = 1 + \alpha_{praça}^j - \beta_2 \alpha_{sãopaulo}^j$$

A partir dos coeficientes auto-regressivos apresentados na Tabela 18, identifica-se relação positiva entre o tempo requerido para que choques de preços sejam eliminados, indicado pela meia-vida, e as estimativas dos custos de transação, representadas pelos valores dos parâmetros de *threshold* da segunda coluna da Tabela 17. Com exceção das praças do Oeste Paranaense e de Ponta Grossa, verifica-se que os maiores valores de  $\hat{\gamma}_1$  estão associados às maiores medidas de meia-vida, e as menores estimativas de  $\hat{\gamma}_1$ , às menores meias-vidas. Enquanto para a praça de Descalvado são necessários cerca de 13 dias para que metade do desequilíbrio seja eliminada, em Recife e Belém, que são as praças

com os maiores custos de transação, são necessários cerca de 56 e 38 dias, respectivamente. O elevado tempo requerido para que os choques de preços sejam eliminados nos mercados de Belém e Recife é compatível com a segmentação destes, o que sugere que, no curto prazo, choques de preços não são transmitidos para esses mercados.

Quanto aos mercados do Oeste Paranaense e de Ponta Grossa, verifica-se que os valores das meias-vidas não estão diretamente associados aos custos de transação. A resposta do preço no Oeste Paranaense a aumentos de preços em São Paulo é mais rápida, por exemplo, do que a resposta do preço praticado em Goiânia, apesar de os custos relativos à praça paranaense (16,3%) serem maiores que os observados em Goiânia (11,6%). No que se refere à Ponta Grossa, nota-se que a meia-vida calculada para essa praça é maior que a encontrada para as praças de Porto Alegre e Goiânia, que apresentam maiores custos de transação do que a praça paranaense. Esse resultado sugere certo grau de resistência a reduções do preço do frango resfriado em Ponta Grossa, uma vez que as estimativas apresentadas na Tabela 17 sugerem que apenas reduções de preços em São Paulo são transmitidas para esse mercado.

A falta de sincronia entre as estimativas para os custos de transação e o tempo requerido para eliminação de choques de preços, como a observada para os mercados de Ponta Grossa e Oeste Paranaense, também é identificada no estudo de Dercon e Campenhout (1998). Esses autores ressaltam que essa constatação pode resultar de ineficiências, provavelmente justificadas pelo fato de os mercados não serem constestáveis, o que conduz à existência de lucros extraordinários. Os argumentos utilizados por esses autores são apresentados por Faminow e Benson (1990).

Portanto, de maneira geral, os resultados dos modelos  $TVEC_2$  corroboram os encontrados em etapas anteriores. Assim como as estimativas obtidas para os modelos  $TAR_2$  e  $TVEC_3$ , identifica-se que o tempo requerido para que os choques de preços sejam eliminados é elevado, o que está de acordo com a existência de custos de transação não-desprezíveis. A avaliação conjunta dos modelos  $TAR_2$ ,  $TVEC_3$  e  $TVEC_2$  sugere, portanto, que a arbitragem não é

uma prática comum nos mercados considerados, muito provavelmente em razão dos elevados custos de transporte e do fato de a carne de frango apenas resfriada ser um produto perecível, que deve ser consumido em até 15 dias após o abate das aves<sup>63</sup>. Esses resultados explicam, pelo menos em parte, o motivo pelo qual os preços nos diferentes mercados não são perfeitamente integrados, como identificado tanto pelo teste apresentado na Tabela 9 quanto através das elasticidades de longo prazo mostradas na Tabela 7.

---

<sup>63</sup> A carne congelada, por sua vez, pode ser consumida em até um ano após o abate, conforme informação obtida em visita a uma companhia integradora.

## 6. RESUMO E CONCLUSÕES

Nos últimos anos, tem sido expressivo o número de estudos que se propõem a verificar se mercados agropecuários, especialmente separados, são economicamente integrados. No entanto, dentre as pesquisas realizadas no Brasil, nenhuma considera os efeitos dos custos de transação sobre a integração dos mercados.

A presença de custos de transação restringe a transmissão dos preços, que somente passa a ocorrer quando os ganhos com a arbitragem superam os custos de transação. Caso contrário, choques isolados não são transmitidos entre mercados, o que determina uma situação na qual os preços não se relacionam. Portanto, os métodos utilizados até então para análises de integração de mercado de *commodities* agropecuárias brasileiras, quase sempre baseados nas técnicas tradicionais de co-integração, são, em alguma medida, limitados.

Ao considerar os efeitos dos custos de transação, propôs-se, neste estudo, uma análise alternativa às já existentes para *commodities* agropecuárias brasileiras. Analisou-se, para o período de janeiro de 1998 a junho de 2007, o mercado interno de carne de frango inteiro resfriado, no qual os custos de transação são significativos. Esse tipo de carne é altamente perecível, o que impõe cuidados especiais no seu manuseio e sua conservação em câmaras frias,

tanto para armazenagem quanto para o transporte, o que eleva substancialmente os custos envolvidos.

Especificamente, pretendeu-se verificar se os mercados regionais são espacialmente integrados, estudar a dinâmica espacial e temporal de transmissão de preços entre os mercados, investigar a presença de assimetrias e descontinuidades no processo de transmissão de preços, além de verificar, sob a ótica quantitativa, se há diferenças entre os custos de transação existentes nos mercados analisados, ou seja, se tais custos são efetivamente maiores em alguns mercados do que em outros.

O referencial teórico utilizado para dar respaldo às discussões dos resultados encontrados, como complemento à Lei do Preço Único, baseou-se no modelo de interdependência oligopolística, segundo o qual a área de competição entre firmas é limitada pelos custos de movimentação dos produtos transacionados.

A metodologia utilizada para alcançar os objetivos propostos, por sua vez, foi baseada, principalmente, em modelos econométricos formulados a partir do desenvolvimento da técnica *Threshold Cointegration*. Os objetivos foram alcançados, principalmente, através de estimações de modelos auto-regressivos com *threshold* (TAR) e modelos vetoriais de correção de erro com *threshold*, com dois (TVEC<sub>2</sub>) e três regimes (TVEC<sub>3</sub>) de ajustamentos de preços. Foram utilizadas séries diárias de preços nas praças que apresentam maior potencial de comercialização e para as quais existem dados disponíveis, em nível atacadista, da carne de frango inteiro resfriado, a saber: São Paulo (SP), Descalvado (SP), Porto Alegre (RS), Litoral Catarinense (SC), Oeste Paranaense (PR), Ponta Grossa (PR), Belo Horizonte (MG), Goiânia (GO), Fortaleza (CE), Recife (PE) e Belém (PA).

Inicialmente, procurou-se delimitar o mercado de carne de frango inteiro resfriado, a partir das 11 praças consideradas. Os resultados determinaram a exclusão de Fortaleza, Recife e Belém do mercado econômico do qual fazem parte Goiânia e as praças das regiões Sul e Sudeste do Brasil. Nessa etapa, as conclusões foram baseadas no comportamento de longo prazo dos preços. Assim,

os resultados sugerem que há um fator que é compartilhado, ao longo do tempo, pelas praças de Goiânia e das regiões Sul e Sudeste, mas não por Fortaleza, Recife e Belém.

Em seguida, procurou-se determinar um mercado central, a partir do qual os preços dos demais mercados deveriam ser influenciados. A localização das unidades supermercadistas, principais responsáveis pela comercialização da carne de frango, e o resultado do teste de exogeneidade fraca apontaram São Paulo como o mercado central formador de preços.

Posteriormente, investigou-se em que medidas o preço do frango em cada uma das praças está associado ao preço em São Paulo. Partiu-se do princípio de que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço do frango em São Paulo e o preço em cada uma das praças e que, ao longo do tempo, por motivos diversos, ocorrem choques de preços que causam desvios em tal relação. Os choques devem ocorrer no mercado central, formador de preços, e serem posteriormente transferidos, por meio de ajustes de curto prazo nos preços, para os demais mercados. Os ajustes nos preços devem ocorrer em função da arbitragem e, ou, da interdependência das ações das firmas que atuam no mercado. Custos de transação, porém, dificultam as ações que induzem os ajustamentos de preços e, portanto, elevam as possibilidades de os mercados tornarem-se independentes do mercado central. Se esses custos são significativos e mantidos ao longo do tempo, espera-se que, no longo prazo, não exista relação de equilíbrio entre os preços. O estudo do processo de transmissão de preços envolveu, portanto, duas análises principais: a de longo e a de curto prazo.

A busca de relação de equilíbrio de longo prazo entre o preço em cada uma das praças e o preço no mercado central foi feita através dos testes de co-integração. Os resultados indicaram que a única praça cujo preço não caminha junto com o preço do frango em São Paulo é Fortaleza, significando que os maiores custos de transação são incorridos entre o mercado central e a capital cearense, o que é coerente com a hipótese de que, em função do frete, tais custos sejam positivamente relacionados com a distância a ser percorrida, uma vez que Fortaleza é a praça mais distante de São Paulo.

Posteriormente, pretendeu-se obter estimativas para os custos que devem ser incorridos para transmitir choques de preços entre os mercados. As estimativas encontradas indicam a presença de significativas barreiras à transmissão de preços entre os mercados, que provavelmente surgem em consequência dos custos de transação. Aparentemente, esses custos decorrem, principalmente, dos custos relativos ao frete, uma vez que, quase sempre, estão associados à distância entre o mercado central e cada uma das demais praças. As exceções ocorrem com as praças do Litoral Catarinense, Porto Alegre e, principalmente, do Oeste Paranaense e Ponta Grossa, todas localizadas na região Sul do Brasil.

Quanto à dinâmica de curto prazo, os resultados obtidos a partir dos modelos auto-regressivos com *threshold* com dois regimes de ajustamento (TAR<sub>2</sub>), e dos modelos vetoriais de correção de erro com *threshold*, com três e dois regimes, TVEC<sub>3</sub> e TVEC<sub>2</sub>, respectivamente, foram semelhantes. De maneira geral, as observações estiveram concentradas nos regimes para os quais não se espera co-integração entre o preço do mercado central e o preço de cada uma das demais praças. Os coeficientes de ajustamento estimados, na maior parte dos casos, ratificaram a posição de São Paulo como mercado formador de preços, embora a magnitude de tais coeficientes, quase sempre, não fosse elevada, o que indica que, no curto prazo, os preços são pouco sensíveis a eventuais desvios da relação de equilíbrio de longo prazo.

As estimativas das meias-vidas, tanto as obtidas a partir dos modelos TAR<sub>2</sub> quanto aquelas decorrentes dos modelos TVEC<sub>3</sub> e TVEC<sub>2</sub>, são, quase sempre, elevadas. Esse resultado mostra ser necessário período relativamente longo de tempo para que os choques de preços sejam eliminados e é coerente com a reduzida sensibilidade dos preços a desvios do equilíbrio.

A partir das estimativas de modelos TVEC<sub>3</sub>, investigou-se a presença de assimetrias no processo de transmissão de preços. Os parâmetros de *threshold* estimados e as meias-vidas calculadas indicam que tal processo é assimétrico. Constatou-se ser mais fácil transmitir aumentos de preços ocorridos em São Paulo aos demais mercados do que transmitir as reduções de preços.

Portanto, de maneira geral, os resultados indicam que as praças de Fortaleza, Belém e Recife não pertencem ao mesmo mercado econômico que Goiânia e as praças das regiões Sul e Sudeste, uma vez que os preços da carne de frango parecem ser independentes, mesmo no longo prazo. Quanto ao curto prazo, os mercados da região Sul do País, como o Litoral Catarinense, Porto Alegre e, especialmente, o Oeste Paranaense e Ponta Grossa, são menos influenciados pela dinâmica do preço em São Paulo, o que significa dizer que, no curto prazo, o mercado em questão seria composto por Goiânia, Belo Horizonte, Descalvado e São Paulo. Elevados custos de transação, provavelmente decorrentes dos custos associados ao frete, e a alta perecibilidade da carne de frango podem explicar, pelo menos em parte, essa conclusão. No longo prazo, é provável que os custos de produção, em função dos preços do milho e da soja, tendam a assumir a mesma trajetória nos mercados de Goiânia e das regiões Sul e Sudeste, o que resulta em trajetória comum, também, dos preços da carne de frango nesses mercados. Entretanto, essa é uma questão a ser verificada, o que pode ser feito em estudos posteriores.

Conclui-se que, em função de custos de transação não desprezíveis e que tendem a crescer com as distâncias a serem percorridas para transferir produtos de um mercado para outro, nem todos os mercados regionais de carne de frango inteiro resfriado são economicamente integrados.

Ressalta-se que, embora os modelos utilizados na presente análise levem em conta os efeitos dos custos de transação sobre a integração dos mercados e, portanto, superem algumas das limitações dos estudos já realizados no Brasil, eles não estão livres de críticas. Contra os modelos TAR e TVEC, pesa a falta de um teste específico para a análise de significância estatística dos parâmetros de *threshold* estimados. Soma-se, ainda, o fato de tais modelos serem restritos a análises bivariadas, que envolvem apenas pares de preços, como feito neste estudo, não permitindo a inclusão de outras séries de preços ou até mesmo de outras variáveis.

Convém salientar também que este estudo não considerou a importância do preço da carne de frango no mercado internacional sobre o comportamento

dessa variável nos diversos mercados regionais estudados. É possível que essa variável contenha informações relevantes acerca do processo que circunda a integração dos mercados regionais, sobretudo daqueles com maior inserção no mercado internacional, o que fica como sugestão para estudos posteriores.

## REFERÊNCIAS

ABDULAI, A. Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. **Applied Economics**, v. 34, p. 679-687, 2002.

ALEXANDER, C.; WYETH, 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.

ALVES, L.R.A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo**. 2002. 107 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

ANUALPEC 2007. **Anuário da pecuária brasileira**. São Paulo: Instituto FNP, abr. 2007. 368 p.

ARAÚJO, M. J. **Fundamentos de Agronegócios**. 2 ed. São Paulo: Atlas, 2005. 160 p.

ARAÚJO, M.P.; MARTINS, R.S. Transporte de cargas frigorificadas na indústria avícola: evidências para uma interpretação à luz da teoria dos custos de transação. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON AGRI-FOOD CHAIN/NETWORKS ECONOMICS AND MANAGEMENT, 3, 2001, Ribeirão Preto. **CD-ROM...** Ribeirão Preto, 2001.

ASCHE, F.; BREMNES, H.; WESSELLS, C.R. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 3, p. 568-581, Aug. 1999.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES E EXPORTADORES DE FRANGO – ABEF. **Relatório Anual**. São Paulo, 2006. Disponível em: <<http://www.abef.com.br>>. Acesso em 02 out. 2007.

BACCHI, M.R.P.; ALVES, L.R.A. Formação de preço do açúcar cristal empacotado ao varejo da região Centro-Sul do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, v. 53, n. 1, p. 5-22, jan./jun. 2004.

BALKE, N.S.; FOMBY, T.B. Threshold cointegration. **International Economic Review**, v. 38, n. 3, p. 627-645, Aug. 1997.

BARRETT, C.B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well-suited to enlivened markets? **American Journal of Agricultural Economics**, v. 78, n. 3, p. 825-829, Aug. 1996.

BARRETT, C.B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.

BARRETT, C.B. **Spatial market integration**. Cornell University, 2005. p. 1-7. Disponível em: <[http://aem.cornell.edu/faculty\\_sites/cbb2/Papers/PalgraveSpatialMarketIntegration.pdf](http://aem.cornell.edu/faculty_sites/cbb2/Papers/PalgraveSpatialMarketIntegration.pdf)>. Acesso em 02 dez. 2006.

BARRETT, C.B.; LI, J.R. Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 84, n. 2, p. 292-307, May 2002.

BAULCH, B. Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 79, n. 2, p. 477-487, May 1997.

BEN-KAABIA, M.; GIL, J.M.; AMEUR, M. Vertical integration and non-linear price adjustments: the Spanish poultry sector. **Agribusiness**, v. 21, n. 2, p. 253-271, 2005.

CAMPENHOUT, B.V. Modelling trends in food market integration: method and an application to Tanzanian maize markets. **Food Policy**, v. 32, p. 112-127, 2007.

CANEVER, M.D. **Competitividade relativa entre as cadeias de carne de frango brasileira e Argentina**. 1997. 128 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

COASE, R.H. The nature of the firm. **Economica**, n. 4, nov. 1937.

COELHO, A.B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos**. 2002. 136 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, SP.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J.G. **Estimation and inference in econometrics**. New York: Oxford University Press, 1993. 906 p.

DERCON, S.; CAMPENHOUT, B.V. **Dynamic price adjustment in spatially separated food markets with transaction costs**. Katholieke Universiteit Leuven, 1998. p. 1-24. Disponível em: <<http://citeseer.ist.psu.edu/dercon98dynamic.html>>. Acesso em: 14 mar. 2007.

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

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

FACKLER, P.; 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. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, n. 1, p. 49-62, Feb. 1990.

FARINA, E.M.M.Q.; AZEVEDO, P.F.; SAES, M.S.M. **Competitividade: mercado, estado e organizações**. São Paulo: Singular, 1997. 286 p.

FIANI, R. Teoria dos custos de transação. In: KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. **Economia industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2002. 640 p., cap. 12, p. 267-286.

GOODWIN, B.K.; HOLT, M.T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 3, p. 630-637, Aug. 1999.

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

GOODWIN, B.K.; SCHROEDER, T.C. Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, n. 2, p. 452-464, May 1991.

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

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S.M. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 576-592, Aug. 2001b.

GREENHUT, M.L. **A theory of the firm in economic space**. Austin TX: Lone Star Publishers, 1971. 389 p.

GUIA 4 RODAS RODOVIÁRIO 2007. **Versão 3.0**. Editora Abril S/A, 2007. (CD-ROM).

GUIMARÃES, D.D. **Determinantes da competitividade da indústria brasileira de abate e processamento de carne de frango**. 2005. 112 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

HANSEN, B.E. Inference in TAR models. **Studies in Nonlinear Dynamics Econometrics**, v. 2, Apr. 1997.

HANSEN, B.E. Testing for linearity. **Journal of Economic Surveys**, v. 13, n. 5, p. 551–576, 1999.

HANSEN, B.E.; SEO, B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. **Journal of Econometrics**, v. 110, n. 9, p. 293-318, 2002.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. New York: Oxford University Press, 1995. 267 p.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-209, 1990.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, v. 53, p. 211-244, 1992.

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIRLSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in deterministic trend. **Econometrics Journal**, v. 3, p. 216-249, 2000.

LO, M.C.; ZIVOT, E. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. **Macroeconomic Dynamics**, v. 5, n. 4, p. 533-576, 2001.

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

MARTENS, M.; KOFMAN, P.; VORST, T.C.F. A threshold error-correction model for intra-day futures and index returns. **Journal of Applied Econometrics**, v. 13, p. 245-263, 1998.

McNEW, K.; FACKLER, P.L. Testing market equilibrium: is cointegration informative? **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 22, p. 191-207, Dec. 1997.

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs: a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, v. 31, n. 21, p. 327-334, 2004.

MILJKOVIC, D.; PAUL, R. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets: comment. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 4, p. 1087-1089, Nov. 2001.

MONKE, E.; PETZEL, T. Market integration: an application to international trade in cotton. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 66, p. 481-487, 1984.

NEVES, M.F. **Um modelo para planejamento de canais de distribuição no setor de alimentos**. 1999. 297 p. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade de São Paulo, São Paulo, SP.

NOGUEIRA, F.T.P. **Integração espacial e efetividade do “hedge” no mercado brasileiro de café arábica**. 2001. 147 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

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

OBSTFELD, M.; TAYLOR, A.M. Non-linear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Heckscher’s commodity points revisited. **Journal of the Japanese and International Economies**, v. 11, p. 441-479, 1997.

PARK, A.; JIN, H.; ROZZELE, S.; HUANG, J. Market emergence and transition: arbitrage, transaction costs, and autarky in China’s grain markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 84, n. 1, p. 67-82, Feb. 2002.

PAULA, V.A.F.; MARTINELLI, D.P. Os custos de transação na análise de contratos: um estudo de caso. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO DA FEA-USP, 7, 2004, São Paulo. **Painéis Gestão de Agronegócios...** São Paulo: USP, 2004. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/Semead/7semead/index.htm>>. Acesso em: 02 mar. 2007.

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

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

PINOTTI, R.N. **Análise comparativa dos mecanismos de governança das redes agroindustriais avícolas da macrorregião de Ribeirão Preto-SP e de Santa Catarina**. 2005. 171 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, SP.

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 1, p. 102-109, Feb. 1986.

ROSADO, P.L. **Integração especial entre os mercados brasileiros de suínos**. 2006. 117 p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

SEPHTON, P.S. Spatial market arbitrage and threshold cointegration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 85, n. 4, p. 1041-1046, Nov. 2003.

SEXTON, R.J.; KING, C.L.; CARMAN, H.F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, n. 4, p. 568-580, Nov. 1991.

SIFFERT FILHO, N.; FAVERET FILHO, P. O sistema agroindustrial de carnes: competitividade e estruturas de governança. **Revista do BNDES**, v. 5, n. 10, p. 265-297, dez. 1998.

SOUZA, J.P. **As estratégias competitivas da indústria brasileira de carnes: a ótica do distribuidor**. 1999. 166 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, SC.

SPILLER, P.T.; HUANG, C.J. On the extent of the market: wholesale gasoline in the Northeastern United States. **Journal of Industrial Economics**, v. 37, p. 555-585, 1985.

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

STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Testing for common trends. **Journal of American Statistical Association**, v. 83, p. 1097-1107, Dec. 1988.

TSAY, R.S. Testing and modeling threshold autoregressive processes. **Journal of the American Statistical Association**, v. 82, p. 590-604, 1989.

TSAY, R.S. Testing and modeling multivariate threshold models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 93, p. 1188-1202, 1998.

WEDEKIN, I.; NEVES, M.F. Sistema de distribuição de alimentos: o impacto das novas tecnologias. **Revista de Administração**, São Paulo, v. 30, n. 4, p. 5-18, out./dez. 1995.

WILLIAMSON, O.E. **The economic institutions of capitalism**. New York: The Free Press, 1985.

ZANATTA, A.F. et al. (coord.). **Análise da competitividade da cadeia agroindustrial de carne de frango no estado do Paraná**. Curitiba: IPARDES, 2002. 230 p.

## **APÊNDICE**

## APÊNDICE A

Tabela 1A – Produção de carne de frango por regiões e Unidades da Federação, em toneladas, em 2006

Regiões e Unidades da Federação	Quantidade produzida (toneladas)	Participação relativa (% do total nacional)
<b>Norte</b>	<b>133.645</b>	<b>1,43</b>
Rondônia	18.835	0,20
Acre	527	0,01
Amazonas	615	0,01
Roraima	n.d.	---
Pará	98.517	1,05
Amapá	n.d.	---
Tocantins	15.150	0,16
<b>Nordeste</b>	<b>765.984</b>	<b>8,19</b>
Maranhão	29.608	0,32
Piauí	40.838	0,44
Ceará	150.603	1,61
Rio Grande do Norte	31.269	0,33
Paraíba	57.494	0,61
Pernambuco	221.616	2,37
Alagoas	27.715	0,30
Sergipe	28.811	0,31
Bahia	178.030	1,90
<b>Sudeste</b>	<b>2.466.106</b>	<b>26,36</b>
Minas Gerais	690.444	7,38
Espírito Santo	80.429	0,86
Rio de Janeiro	160.274	1,71
São Paulo	1.534.959	16,41
<b>Sul</b>	<b>4.995.767</b>	<b>53,41</b>
Paraná	2.081.094	22,25
Santa Catarina	1.580.896	16,90
Rio Grande do Sul	1.333.777	14,26
<b>Centro-Oeste</b>	<b>992.217</b>	<b>10,61</b>
Mato Grosso do Sul	233.100	2,49
Mato Grosso	187.763	2,01
Goiás	445.056	4,76
Distrito Federal	126.298	1,35
<b>Total Brasil</b>	<b>9.353.720</b>	<b>100,00</b>

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Apinco apresentados no Anualpec (2007).

Nota: n.d. indica dado não disponível.

Tabela 2A – Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis  $BH_t$ ,  $CE_t$ ,  $DE_t$ ,  $GO_t$ ,  $OP_t$ ,  $PA_t$ ,  $PE_t$ ,  $PG_t$ ,  $RS_t$ ,  $SC_t$  e  $SP_t$ , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Hipótese nula ( $H_0$ )	$\tau_{trace}$	Valores críticos (5%)	Valores críticos (1%)	$\tau_{max}$	Valores críticos (5%)	Valores críticos (1%)
$r = 0$	571,9701***	291,40	307,64	111,2531***	69,74	76,63
$r \leq 1$	460,7170***	244,15	257,68	92,40870***	63,57	69,94
$r \leq 2$	368,3083***	202,92	215,74	79,99533***	57,42	63,71
$r \leq 3$	288,3130***	165,58	177,20	74,83476***	52,00	57,95
$r \leq 4$	213,4782***	131,70	143,09	69,11938***	46,45	51,91
$r \leq 5$	144,3588***	102,14	111,01	50,32730***	40,30	46,82
$r \leq 6$	94,03152***	76,07	84,45	40,23110***	34,40	39,79
$r \leq 7$	53,80043**	53,12	60,16	20,01317	28,14	33,24
$r \leq 8$	33,78726	34,91	41,07	19,41039	22,00	26,81
$r \leq 9$	14,37687	19,96	24,60	8,760203	15,67	20,20
$r \leq 10$	5,616666	9,24	12,97	5,616666	9,24	12,97

Fonte: Resultados da pesquisa.

\*\*\* A hipótese nula não é aceita a 1%; \*\* a hipótese nula não é aceita a 5%.

Tabela 3A – Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis  $OP_t$ ,  $PG_t$ ,  $SC_t$ ,  $SP_t$ ,  $DE_t$ ,  $RS_t$ ,  $BH_t$  e  $GO_t$ , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Hipótese nula (H0)	$\tau_{trace}$	Valores críticos (1%)	$\tau_{max}$	Valores críticos (1%)
$r = 0$	563,6121***	168,36	127,6299***	57,69
$r \leq 1$	435,9822***	133,57	105,8166***	51,57
$r \leq 2$	330,1656***	103,18	93,41219***	45,10
$r \leq 3$	236,7534***	76,07	72,90242***	38,77
$r \leq 4$	163,8509***	54,46	61,68874***	32,24
$r \leq 5$	102,1622***	35,65	54,87031***	25,52
$r \leq 6$	47,29190***	20,04	42,24297***	18,63
$r \leq 7$	5,048930	6,65	5,048930	6,65

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (\*\*\*) a hipótese nula é rejeitada a 1%.

Tabela 4A – Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis  $OP_t$ ,  $PG_t$ ,  $SC_t$ ,  $SP_t$ ,  $DE_t$ ,  $RS_t$ ,  $BH_t$ ,  $GO_t$  e  $PE_t$ , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Hipótese nula (H0)	$\tau_{trace}$	Valores críticos (1%)	$\tau_{max}$	Valores críticos (1%)
$r = 0$	591,7122***	204,95	128,3423***	62,80
$r \leq 1$	463,3700***	168,36	109,1712***	57,69
$r \leq 2$	354,1987***	133,57	94,37705***	51,57
$r \leq 3$	259,8217***	103,18	76,57360***	45,10
$r \leq 4$	183,2481***	76,07	63,07683***	38,77
$r \leq 5$	120,1712***	54,46	55,36949***	32,24
$r \leq 6$	64,80174***	35,65	43,28317***	25,52
$r \leq 7$	21,51857***	20,04	15,85127	18,63
$r \leq 8$	5,667294	6,65	5,667294	6,65

Fonte: Resultados da pesquisa.

\*\*\* A hipótese nula é rejeitada a 1%.

Tabela 5A – Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis  $OP_t$ ,  $PG_t$ ,  $SC_t$ ,  $SP_t$ ,  $DE_t$ ,  $RS_t$ ,  $BH_t$ ,  $GO_t$ ,  $PE_t$  e  $CE_t$ , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Hipótese nula (H0)	$\tau_{trace}$	Valores críticos (1%)	$\tau_{max}$	Valores críticos (1%)
$r = 0$	645,3117***	247,18	130,4682***	69,09
$r \leq 1$	514,8435***	204,95	127,3724***	62,80
$r \leq 2$	387,4710***	168,36	94,52672***	57,69
$r \leq 3$	292,9443***	133,57	84,03614***	51,57
$r \leq 4$	208,9082***	103,18	68,29081***	45,10
$r \leq 5$	140,6174***	76,07	61,66878***	38,77
$r \leq 6$	78,94859***	54,46	44,23028***	32,24
$r \leq 7$	34,71832	35,65	19,55099	25,52
$r \leq 8$	15,16733	20,04	10,12764	18,63
$r \leq 9$	5,039688	6,65	5,039688	6,65

Fonte: Resultados da pesquisa.

\*\*\* A hipótese nula é rejeitada a 1%.

Tabela 6A – Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis  $OP_t$ ,  $PG_t$ ,  $SC_t$ ,  $SP_t$ ,  $DE_t$ ,  $RS_t$ ,  $BH_t$ ,  $GO_t$ ,  $PE_t$ ,  $CE_t$  e  $PA_t$ , dados diários de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Hipótese nula (H0)	$\tau_{trace}$	Valores críticos (1%)	$\tau_{max}$	Valores críticos (1%)
$r = 0$	700,1137***	293,44	138,0067***	75,95
$r \leq 1$	562,1071***	247,18	131,7308***	69,09
$r \leq 2$	430,3762***	204,95	111,4302***	62,80
$r \leq 3$	318,9460***	168,36	85,65942***	57,69
$r \leq 4$	233,2866***	133,57	73,42725***	51,57
$r \leq 5$	159,8593***	103,18	62,15095***	45,10
$r \leq 6$	97,70837***	76,07	45,49189***	38,77
$r \leq 7$	52,21648	54,46	20,05199	32,24
$r \leq 8$	32,16449	35,65	18,00882	25,52
$r \leq 9$	14,15567	20,04	9,227866	18,63
$r \leq 10$	4,927801	6,65	4,927801	6,65

Fonte: Resultados da pesquisa.

\*\*\* A hipótese nula é rejeitada a 1%.

Tabela 7A – Número de defasagens incluídas nos modelos VEC, segundo critério de informação de Akaike e teste para autocorrelação do multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey

Praças	Critério de Akaike	Após teste para autocorrelação
Belém (PA)	9	9
Belo Horizonte (BH)	8	8
Descalvado (DE)	8	8
Goiânia (GO)	7	7
Litoral Catarinense (SC)	3	4
Oeste Paranaense (OP)	2	4
Ponta Grossa (PG)	2	8
Porto Alegre (RS)	9	9
Recife (PE)	9	9

Fonte: Resultados da pesquisa.