

Uma aplicação de modelos TAR para o mercado de carne de frango no Brasil¹

Leonardo Bornacki de Mattos*
Viviani Silva Lirio**
João Eustáquio de Lima***
Antônio Carvalho Campos****

Resumo

A co-integração tem sido a técnica mais utilizada em estudos que analisam o processo de integração de mercados de produtos e *commodities*. Neste estudo, discutiu-se o uso da co-integração como teste direto de integração de mercados. Foram apontadas as principais limitações dessa técnica, sobretudo no que se refere à sua adequação aos fundamentos da teoria econômica. Apresentou-se, também, uma análise para o mercado nacional de carne de frango resfriado, realizada a partir de modelos auto-regressivos com *threshold* (modelos TAR). Os resultados indicaram a presença de custos de transação expressivos na comercialização da carne de frango. Esses custos parecem decorrer, principalmente, do componente frete, por serem positivamente associados à distância entre os mercados.

Palavras-chave: Co-integração; integração de mercados; carne de frango; *threshold*; modelos TAR

JEL: C32.

An application of TAR models for the chicken meat market in Brazil

Abstract

Cointegration has been the most used technique in analyzing commodities market integration. This paper discusses the use of cointegration as a mean of directly testing market integration. It was pointed out the main limitations especially in relation to its adequability to the principals of the economic theory. An application for the national chicken meat market was implemented with the use of autoregressive models with threshold. The results indicated the presence of significant transaction costs. Such costs come apparently due to freight costs, since they were most of time associated to the distance between markets.

KEY-WORDS: cointegration; market integration; chicken meat; threshold; TAR models.

¹ Este artigo foi extraído da tese de doutorado do primeiro autor. Pesquisa parcialmente financiada pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG). Submissão em outubro de 2009.

* Professor Adjunto do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: lbmattos@ufv.br.

** Professora Associada do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: vslirio@ufv.br.

*** Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: jelima@ufv.br

**** Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: accampos@ufv.br

1. Introdução

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) 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. Esse autor considera que tal distinção é importante por ser pouco provável que os padrões de comércio se ajustem instantaneamente à diferença entre os preços.

Desde então, os procedimentos de testes apresentaram algumas sofisticações, que permitem que sejam considerados elementos importantes para as análises, como não-estacionariedade, endogeneidade das séries temporais dos preços e relações de longo prazo.

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. A co-integração, introduzida por Engle e Granger (1987), fornece o tratamento adequado às séries não-estacionárias, por admitir 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 capacidade de a co-integração superar boa parte das limitações dos métodos anteriormente utilizados em estudos de integração de mercados fez dessa técnica a mais utilizada nessa literatura recente². Entretanto, se, do ponto de vista estatístico, parecia ser a solução, 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.

Como ressaltado por Baulch (1997), essa técnica não modificou o fato de a integração ser estudada a partir da co-movimentação dos preços, sem que seja feita qualquer referência aos custos de transação. Custos de transação restringem a transmissão de choques de preços entre os mercados, o que reduz a possibilidade de os mercados se tornarem economicamente integrados. A transmissão de preços somente

² No Brasil, vários são os estudos que utilizaram essa técnica. Entre os mais recentes, alguns exemplos são: Bacchi e Alves (2004), Pereira (2005), Nogueira (2005) e Rosado (2006).

ocorre quando os ganhos com a arbitragem superam os custos de transação. Então, o processo de ajustamento de preços não ocorre, necessariamente, de maneira contínua.

Nesse estudo, pretende-se apresentar uma discussão acerca da utilização das técnicas tradicionais³ de co-integração como procedimentos para análises de integração de mercados. Procura-se apontar as principais limitações dessa técnica, sobretudo no que se refere à sua adequação aos fundamentos da teoria econômica que circundam o processo de integração. Pretende-se, também, analisar o processo de integração do mercado nacional de carne de frango resfriado a partir de modelos auto-regressivos com *threshold* (modelos TAR). Os modelos TAR, por considerarem os efeitos dos custos de transação, superam as principais limitações da co-integração.

Mercados como o das carnes de frango, entre as quais estão incluídas as aves resfriadas e congeladas, devem apresentar elevados custos de transação. 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. Ressalta-se, também, a importância da avicultura para o agronegócio no Brasil. A carne de frango representa cerca de 50% das exportações brasileiras de carnes, percentual esse superior ao das carnes bovina (38,4%) e suína (9,2%). Em 2008, o Brasil respondeu por cerca de 15,4% da produção mundial de carne de frango, percentual superado apenas por Estados Unidos (23,4%) e China (17,6%)⁴. Nesse mesmo ano, o Brasil manteve-se como o maior exportador mundial de carne de frango, participando de 45% das vendas no mercado internacional⁵.

Além dessa Introdução, este estudo inclui outras cinco seções. A seção 2 visa caracterizar o mercado da carne de frango no Brasil. Na seção 3, são apresentadas as principais limitações da co-integração como teste direto para integração de mercados, bem como os modelos TAR. Na seção 4, apresentam-se os procedimentos e os dados utilizados em uma análise da integração dos mercados regionais de carne de frango no Brasil. Na seção 5, são apresentados os resultados obtidos. A seção 6, reservada às conclusões, finaliza esse estudo.

³ Por tradicionais, consideram-se os modelos baseados nos procedimentos de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), já difundidos na literatura.

⁴ Dados preliminares do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA), publicados no ANUALPEC (2008).

⁵ Dados da Associação Brasileira dos Produtores e Exportadores de Frangos (ABEF, 2009).

2. O mercado da carne de frango no Brasil

No Brasil, a produção de carne de frango concentra-se nos estados das regiões Sul e Sudeste. Entre os cinco estados com maior número de frangos abatidos em estabelecimentos sob inspeção sanitária em 2009, três, Paraná (26%), Santa Catarina (18,2%) e Rio Grande do Sul (15,9%), estão localizados na região Sul, e dois, São Paulo (13,8%) e Minas Gerais (7,6%), na região Sudeste⁶.

A avicultura brasileira tem ocupado, cada vez mais, posição de destaque no agronegócio brasileiro. Segundo Pedrozo *et al.* (2005), esta atividade foi fortemente impulsionada a partir da década de 1970, quando as condições de clima e solo, extremamente favoráveis à atividade agrícola, determinaram uma rápida expansão da produção de grãos, que representam os principais insumos na composição das rações consumidas em criações intensivas de animais. Segundo Souza (1999), a produção industrial de frangos evoluiu da criação doméstica e utilização de abatedores com plantas rústicas, para sistemas produtivos integrados, dotados de frigoríficos com grande capacidade e processos flexíveis, ágeis e capazes de atender a diferentes segmentos de mercado.

Nogueira e Zylbersztajn (2003) salientam que o arranjo institucional dominante na avicultura brasileira tem sido o contrato de parcerias entre empresas processadoras e produtores, que surgiu no início dos anos 1960 no Oeste do Estado de Santa Catarina. Neste tipo de parceria, os processadores, também conhecidos como companhias integradoras, fornecem insumos e assistência técnica para a engorda e passam a ter exclusividade na aquisição dos frangos em peso de abate. Os produtores são responsáveis pelas instalações, equipamentos das granjas e o manejo, comprometendo-se a entregar os frangos para o processador.

Como argumenta Ferreira (1998), nesse sistema de integração, as decisões são centralizadas na indústria, o que torna o produtor apenas um executor de tarefas definidas através dos contratos. Segundo Rodrigues (1997), alguns contratos definem que o preço pago ao produtor seja determinado com base no desempenho alcançado na criação de um lote de frangos⁷. Para Richetti e Santos (2000), um outro tipo de contrato estabelece que os produtores sejam remunerados com um percentual do peso final do lote.

⁶ Dados preliminares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Tabela 604, disponível em <http://www.ibge.gov.br>).

⁷ A avaliação do desempenho considera variáveis como mortalidade, taxa de conversão alimentar, ganho de peso diário, contusão, etc.

O sistema agroindustrial avícola, que predomina no Brasil, pode ser visualizado através da Figura 1.

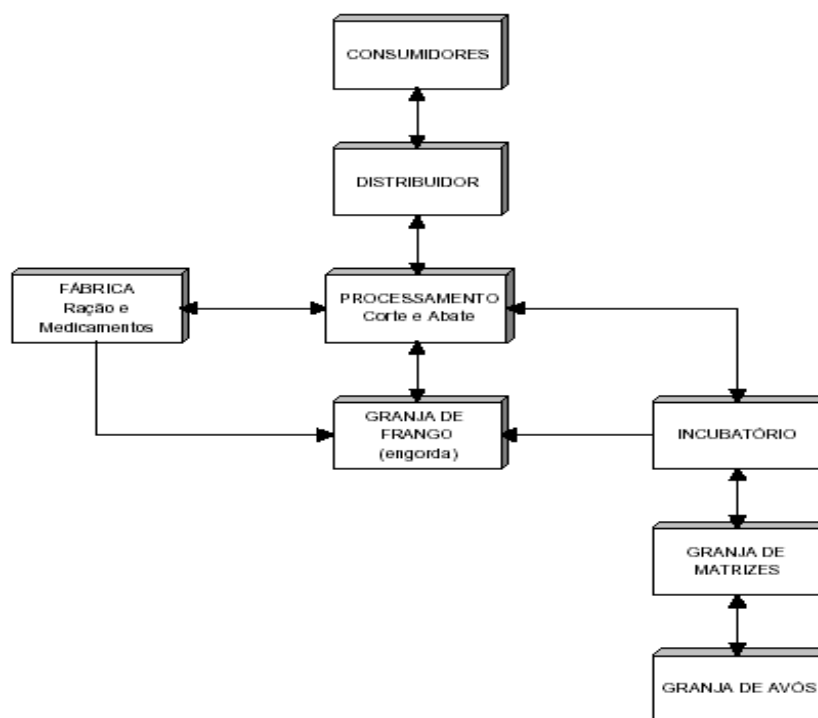


Figura 1: Esquema básico de funcionamento da cadeia industrial da carne de aves no Brasil (simplificado).

Fonte: Luce e Karsten (1992), citados por Souza (1999).

É de especial interesse deste trabalho a caracterização apenas dos segmentos “Processamento” e “Distribuidor”, que são os segmentos diretamente associados ao problema estudado⁸.

Na cadeia agroindustrial da carne de frango, a função do atacadista é exercida pelas empresas processadoras da carne. De acordo com Pinotti (2005), as processadoras líderes de mercado geralmente coordenam toda a cadeia, inclusive a distribuição do produto ao varejo. Segundo Guimarães (2005), no mercado de frango inteiro, as empresas concorrem prioritariamente via preço, o que o caracteriza como um oligopólio competitivo, no qual todas as abatedoras de carne do Brasil concorrem, em maior ou menor grau. A escala de produção e a distância entre os abatedouros e os mercados consumidores são as principais barreiras à entrada de novas firmas.

⁸ A descrição de cada segmento da cadeia encontra-se apresentada em Souza *et al.* (2000, p. 82).

Na outra ponta do canal de distribuição da carne de frango está o varejo, cujas atividades são desempenhadas, na maior parte dos casos, pelos supermercados e hipermercados⁹. Portanto, assume-se como “preço no atacado” aquele estabelecido no processo de negociação entre as empresas processadoras e os supermercados¹⁰.

No que diz respeito à forma de relacionamento entre a indústria processadora e os canais de distribuição, há consenso, na literatura, sobre o fato de a relação entre a indústria e os canais de distribuição apresentar baixo grau de intermediação. Entretanto, a literatura não é unânime ao afirmar se tal relação é definida através de contratos ou diretamente via mercado.

De acordo com Souza (1999), a relação entre os processadores e os supermercados ocorre exclusivamente através do mercado, onde o que se constata é a busca pela melhor oferta (preços, prazos de entrega, condições de fornecimento etc.) e, portanto, atendimento das necessidades do supermercado. O estabelecimento de contratos não seria prática recorrente entre esses elos da cadeia, e ocorreria, principalmente, quando da realização de promoções, ficando as decisões referentes às estratégias de venda a cargo dos supermercados.

Os argumentos de Souza (1999), entretanto, não são compartilhados, por exemplo, por Neves (1999). De acordo com este último autor, há uma tendência de aumento do grau de coordenação vertical dos distribuidores, tendo em vista que os produtos ganham especificidades, devendo ter tamanho, cor, sabor, textura, embalagens e ciclo específico de entregas. Neves (1999) considera que, cada vez mais, relações contratuais “para trás” estão sendo potencializadas para que as técnicas “*just-in-time*” possam ser adotadas com êxito.

Wedekin e Neves (1995) ressaltam o poder de liderança do setor distribuidor sobre o processador de carne de frango, que decorreria de alguns fatores principais: o contato direto com o consumidor permite acesso a informações privilegiadas; coordenação dos fluxos de mercadorias, dado que o sistema de informações do distribuidor permite reordenação do *mix* de produtos a partir de alterações da demanda, o que reduz estoques e aumenta o giro de produtos; identificação de novas tendências de consumo; e, principalmente, maior poder de negociação em função de relações comerciais marcadas por grandes disputas por margens. Segundo os autores, nessa

⁹ Neste estudo, referências feitas aos supermercados incluem, também, os hipermercados.

¹⁰ Normalmente, as negociações entre esses dois agentes estão associadas a quantidades significativas 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.

disputa, as evidências apontam os grandes varejistas como os detentores do maior poder de negociação. Na opinião de Neves (1999), fatores como dimensões, volumes de compras, capacidade financeira, concentração do setor, grupos de compras e, principalmente, o contato direto com consumidores finais, justificam o elevado poder de negociação dos canais de distribuição frente às empresas processadoras¹¹.

3. Co-integração e integração de mercados

3.1. Co-integração como teste de integração e suas limitações

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 (1):

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

sendo τ_{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 separadas¹². A expressão apresentada em (1) é conhecida na literatura como “condições da arbitragem espacial”.

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.

¹¹ Para maiores detalhes sobre a relação entre as companhias integradoras e o setor supermercadista, ver, por exemplo, Araújo (2005).

¹² Não há, na literatura, uma terminologia uniforme para o termo τ_{ij} que aparece na expressão (1). Normalmente, são três os termos utilizados: custos de transporte, custos de transferência e custos de transação, sendo este último o mais adotado.

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:

$$P_t^A - \beta_1 P_t^B = Z_t \quad (2)$$

em que

$$Z_t = \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

sendo ε_t é um termo de erro ruído branco.

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 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:

$$P_t^A = \beta_1 P_t^B + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que P_t^A e P_t^B são os preços praticados nos mercados A e B , respectivamente, e ε_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 ε_t em (4), tem-se:

$$P_t^A - \beta_1 P_t^B = \varepsilon_t \quad (5)$$

ou seja, uma combinação linear entre P_t^A e P_t^B , representada por ε_t , que deve ser estacionária 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 (4).

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 arbitadores. Se $P_t^A - P_t^B < \tau_{B,A}$, sendo $\tau_{B,A}$ os custos que os arbitadores devem incorrer para transferir mercadorias de 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, suponha-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, tem-se:

$$P_t^A - P_t^B = \tau_{B,A}, \quad (6)$$

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 (4), os custos de transação estão embutidos no termo de erro ε_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.

3.2. Modelos auto-regressivos com *threshold*

A classe dos modelos auto-regressivos com *threshold*, também conhecidos como auto-regressivos não-lineares, tem ocupado posição de destaque na literatura recente de integração de mercados¹³. Nessa classe de modelos, as observações que compõem a amostra são divididas em grupos, 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 os diferentes grupos, 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*.

No contexto dos estudos de integração de mercados, 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.

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 (7):

$$P_{1t} - \beta_2 P_{2t} - \beta_3 P_{3t} - \dots - \beta_k P_{kt} = Z_t \quad (7)$$

em que P_{it} ($i=1, 2, \dots, k$) é o preço observado no i -ésimo mercado no momento t , β_i são parâmetros que determinam as relações entre os preços, e $Z_t = \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$, tal como definido em (3), 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 ρ 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 co-integrados.

¹³ Mattos (2008) apresenta uma revisão de estudos que fizeram opção por esse método.

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 (8):

$$\rho = \begin{cases} \rho^{(1)}, & \text{se } |Z_{t-1}| \leq \gamma \\ \rho^{(2)}, & \text{se } |Z_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (8)$$

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

Pequenos desvios da relação de equilíbrio, caracterizados pelo fato de que $|Z_{t-1}| \leq \gamma$, sugerem $\rho^{(1)} = 1$, caso em que Z_t é um processo passeio aleatório (não-estacionário) e, portanto, em que os preços não são co-integrados. Nesse caso, não há arbitragem e os mercados não são 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 e, portanto, os mercados são integrados. O processo de co-integração não-linear especificado em (8) é, assim como a co-integração linear, um processo globalmente estável. Porém, na faixa em que $|Z_{t-1}| \leq \gamma$, torna-se um processo localmente instável¹⁴.

As principais críticas atribuídas à classe dos modelos TAR dizem respeito ao fato de eles assumirem custos de transação constantes ao longo do tempo e à impossibilidade de identificação das causas de não-linearidades, que são atribuídas aos custos de transação apenas com referência à teoria econômica. Não se pode, entretanto, afirmar se de fato se devem a tais custos.

4. Uma aplicação para os mercados regionais de carne de frango no Brasil

4.1. Modelo empírico e método de estimação

Procurou-se oferecer uma aplicação dos modelos TAR para os principais mercados regionais de carne de frango no Brasil. Tal procedimento tem o objetivo de estudar a natureza do processo auto-regressivo referente à série dos desvios das relações de equilíbrio, Z_t , similar ao especificado na equação (7).

¹⁴ A estabilidade global e a instabilidade local de um processo de co-integração não linear são discutidas, em detalhes, em Balke e Fomby (1997).

Embora simples, se comparado a modelos não-lineares mais completos, como os modelos TVEC com dois ou 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, conforme especificados em (9), seguem a mesma especificação daqueles utilizados por Goodwin e Piggott (2001) e Campenhout (2007), por exemplo.

$$\Delta Z_t = \begin{cases} \lambda^{(interno)} Z_{t-1} + v_{1t}, & se |Z_{t-1}| \leq \gamma \\ \lambda^{(externo)} Z_{t-1} + v_{2t}, & se |Z_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (9)$$

em que Z_t é o resíduo da relação de co-integração entre os preços, estimadas entre pares de mercados.

Os modelos TAR definidos em (9) possuem dois regimes¹⁵. 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* (γ). 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*.

Vale ressaltar que testar a hipótese de que em (8) o coeficiente auto-regressivo do j -ésimo regime, $\rho^{(j)}$, é igual a 1 equivale ao teste da hipótese de que, em (9), o coeficiente λ é igual a zero.

A estimação do modelo econométrico apresentado em (9) segue o procedimento desenvolvido por Hansen (1999). O procedimento completo, que envolve a especificação, estimação e análises de significância estatística, é realizado em três etapas principais.

A primeira etapa corresponde à tradicional análise de integração entre mercados. Inicialmente, faz-se um estudo de estacionariedade das séries de preços consideradas, a fim de se identificar a ordem de integração destas. Em seguida, procura-se verificar se os pares de preços são co-integrados. 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 pode ser feito a partir dos procedimentos e testes propostos por

¹⁵ A utilização dos termos “regime interno” e “regime externo” segue os termos adotados por Goodwin e Piggott (2001).

Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) e, também, pelos procedimentos de Engle e Granger (1987).

A segunda etapa consiste na obtenção do parâmetro de *threshold*, que determina o limite entre os regimes de ajustamento de preços. A determinação do parâmetro γ segue o procedimento proposto por Balke e Fomby (1997), que 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 “ordenada”. A auto-regressão “ordenada” é útil para detectar o *threshold*, devido ao fato de o modelo TAR ter sua estrutura alterada de acordo com o valor Z_{t-1} . Posteriormente, o parâmetro γ é obtido de maneira a minimizar a soma de quadrados dos resíduos do modelo TAR.

A minimização da soma de quadrados dos resíduos é feita por meio de um procedimento-padrão, que consiste na construção do que é conhecido na literatura especializada como “grade de busca bidimensional”. 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 regimes. Seguindo esses autores, a busca por γ é feita tal que cada regime contenha o mínimo de 5% do número total de observações. Depois de encontrado o parâmetro de *threshold*, o modelo TAR especificado em (9) é estimado pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários de maneira condicional ao valor de γ .

A terceira etapa realizada na estimação do modelo TAR equivale a um teste de significância estatística da presença do efeito *threshold*. Testa-se a hipótese nula de linearidade (modelo AR é o adequado) contra a hipótese alternativa de não-linearidade (modelo TAR é o adequado), por meio da estatística Sup-Wald F_{12} proposta por Hansen (1999).

$$F_{12} = T \left[(S_1 - S_2) / S_2 \right] \quad (10)$$

em que T é o tamanho da amostra e S_1 e S_2 são, respectivamente, a soma de quadrados dos resíduos dos modelos AR e TAR.

Ocorre que, como ressaltado por Hansen (1999), a distribuição assintótica da estatística F_{12} é não convencional, uma vez que envolve parâmetros que estão presentes apenas sob a hipótese alternativa. Nesse caso, métodos de *bootstrap* devem ser utilizados para que os p-valores possam ser computados.

Neste estudo, são apresentadas, também, estimativas para as meias-vidas, definidas como o tempo necessário para que metade do desvio da relação de co-integração seja eliminada. O cálculo da meia-vida (mv) é feito de acordo com a seguinte expressão:

$$mv = \ln(0,5) / \ln(1 + \lambda) \quad (11)$$

em que \ln representa o logaritmo natural e λ é o coeficiente auto-regressivo de primeira ordem presente em (9) (GOODWIN e PIGGOTT, 2001).

As estimações são feitas através do *software* econométrico Eviews, versão 4.1. Para tanto, foram construídas rotinas específicas, visto que o referido *software* não possui interfaces para tal finalidade em sua área de trabalho.

Por se tratar de análise bivariada, visto que são analisados pares de mercados, faz-se necessário determinar um mercado central que atua como formador de preços. Para tanto, assim como Asche et al. (1999), em caráter complementar ao critério de maior volume de comercialização, utiliza-se um teste de exogeneidade fraca, 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.

A condição de exogeneidade fraca é verificada por meio de procedimento proposto por Johansen (1995)¹⁶, que é baseado em testes de co-integração. Analisa-se a significância estatística dos coeficientes da matriz α , denominados de coeficientes de ajustamento, que estabelecem a relação entre as dinâmicas de curto prazo e de longo prazo dos preços.

Considerando um espaço com n mercados, para se testar se uma série i de preços é fracamente exógena, testa-se a hipótese nula de que todos os coeficientes da linha correspondente ao i -ésimo preço são estatisticamente iguais a zero, ou seja:

$$H_0 = \alpha_{i1} = \alpha_{i2} = \alpha_{i3} = \dots = \alpha_{in} = 0, \quad (12)$$

para todo i , em que $i = 1, 2, \dots, n$. A série i de preços é fracamente exógena se a hipótese não for rejeitada.

¹⁶ A condição de exogeneidade fraca é apresentada no Teorema 8.1 em Johansen (1995).

4.2. Definição, descrição e fonte dos dados

Neste estudo são utilizadas séries de preços do frango inteiro resfriado no mercado atacadista, uma vez que a arbitragem espacial, que é o fator que conduz os mercados regionais à integração, ocorre nessa etapa do processo de comercialização.

As atividades de comercialização da carne de frango, no mercado atacadista, estão concentradas em determinadas localidades, as praças, que, geralmente, são as capitais estaduais. Considera-se que séries temporais dos preços praticados nessas praças sejam mais adequadas à análise proposta do que dados estaduais, normalmente obtidos a partir de médias de preços em vários municípios.

Foram consideradas todas as onze praças para as quais a Consultoria Safras & Mercado faz a coleta de preços, e, portanto, existem dados disponíveis, a saber: São Paulo (SP), Descalvado (DE), Porto Alegre (PA), Litoral Catarinense (SC), que inclui os municípios de Itajaí e Florianópolis, Oeste Paranaense (OP), que inclui os municípios de Toledo, Cascavel, Palotina e Medianeira, Ponta Grossa (PG), Belo Horizonte (BH), Goiânia (GO), Fortaleza (FO), Recife (RE) e Belém (BE). As localidades consideradas são as que registram os maiores volumes de comercialização, em nível atacadista, da carne de frango. Ressalta-se, também, a importância dessas localidades no que diz respeito à produção de carne de frango. Em conjunto, os Estados nos quais essas praças estão localizadas respondem por cerca de 90% da produção interna dessa carne. A Figura 2 indica a localização de cada uma das praças.

Os dados, considerados nos seus logaritmos naturais, são de periodicidade diária e cobrem o período para o qual são disponíveis, de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007, perfazendo 2.338 observações. A fonte dos dados é a Consultoria Safras & Mercado (www.safras.com.br).

Figura 2: Localização das principais praças de comercialização de carne de frango inteiro resfriado no Brasil



Fonte: Elaborado pelos autores

¹ Distâncias entre o município de São Paulo e cada uma das praças: Descalvado, 241 km; Ponta Grossa, 505 km; Belo Horizonte, 578 km; Litoral Catarinense, 649 km (média aritmética das distâncias entre o município de São Paulo e os municípios de Itajaí e Florianópolis); Oeste Paranaense, 892 km (média aritmética das distâncias entre o município de São Paulo e os municípios de Toledo, Cascavel, Palotina e Medianeira); Goiânia, 924 km; Porto Alegre, 1.107 km; Recife, 2.664 km; Belém, 2.968 km; Fortaleza, 3.113 (Guia 4 Rodas Rodoviário 2007).

5. Resultados e discussão

A determinação da ordem de integração das variáveis foi feita a partir do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller GLS (DF-GLS), proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996). Os resultados apontaram que todas as séries são, ao nível de significância de 1%, integradas de primeira ordem, ou seja, $I(1)$ ¹⁷.

A análise de co-integração requer, inicialmente, a determinação do mercado central formador de preços. A escolha do mercado que apresenta o maior volume de comercialização conduziria às praças localizadas no Estado do Paraná, maior produtor de carne de frango, segundo dados do Anualpec (2008)¹⁸, e no Estado de São Paulo, onde se concentra a maior parcela de estabelecimentos supermercadistas do País. A favor do Estado de São Paulo está o fato de o segmento supermercadista deter posição privilegiada nas negociações com as empresas produtoras.

Em complemento ao critério de maior volume de comercialização, foi realizado o teste de exogeneidade fraca, cujos resultados são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 – Teste de exogeneidade fraca realizado para os mercados regionais de carne de frango, para o período de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças potencialmente exógenas ¹	Estatística de teste ²	P-valor
Belo Horizonte	46,53755***	0,000000
Descalvado	13,05143*	0,070865
Goiânia	38,11126***	0,000003
Oeste Paranaense	24,24302***	0,001033
Ponta Grossa	52,26380***	0,000000
Porto Alegre	38,44591***	0,000002
Litoral Catarinense	53,75720***	0,000000
São Paulo	10,87287 ^{NS}	0,144261

Fonte: Resultados da pesquisa.

¹ As praças de Fortaleza, Belém e Recife não foram consideradas no teste de exogeneidade fraca, uma vez que adicionaram novas tendências estocásticas ao espaço de co-integração;

² Estatística de teste segue distribuição χ^2 com 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;

^{NS} indica que a hipótese nula não é rejeitada a 10%.

Os resultados apresentados na Tabela 1 ratificam a escolha do mercado de maior volume de comercialização como formador de preços. Nesse caso, define-se a

¹⁷ Equação de teste incluiu intercepto e tendência.

¹⁸ O Estado do Paraná respondeu por cerca de 22,7% da produção nacional de carne de frango em 2007.

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 1, 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.

Identificado o mercado central, o passo seguinte consiste em testar a co-integração entre os preços do frango inteiro resfriado. Seguindo-se os procedimentos adotados por Goodwin e Piggott (2001), adotou-se o teste em duas etapas proposto por Engle e Granger (1987). O teste foi realizado para os dez pares de mercados, formados pelo mercado central e por cada uma das demais praças consideradas na análise. Os resultados indicaram que os preços em todas as praças, com exceção de Fortaleza, são co-integrados com o preço em São Paulo¹⁹. Esse resultado sugere 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 são menos associados aos preços praticados em São Paulo.

Obtidas as relações de co-integração e seus respectivos resíduos, deu-se prosseguimento à estimação dos modelos auto-regressivos com *threshold* (TAR), conforme especificado na equação (10). Fez-se a opção por, também, apresentar estimativas de modelos (lineares) que não consideram os efeitos dos custos de transação. Assim, pretendeu-se fornecer subsídios para que fossem ressaltadas as limitações das análises até então realizadas para as *commodities* agropecuárias brasileiras. Adotou-se 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 resultados são apresentados na Tabela 2.

Os primeiros resultados são referentes às estimativas dos modelos AR lineares. Especificamente, são apresentados os coeficientes auto-regressivos de primeira ordem ($\hat{\lambda}$). 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”. Esses coeficientes são

¹⁹ Por limitação de espaço, os resultados referentes aos testes de co-integração não foram apresentados, mas podem ser consultados em Mattos (2008).

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.

Nota-se que todos os coeficientes auto-regressivos referentes aos modelos AR são estatisticamente significativos a 1%. 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). 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. 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. Uma possível explicação para esse resultado encontra-se no fato de ambas as praças estarem localizadas no estado do Paraná, maior produtor nacional de carne de frango, onde estão, portanto, os maiores potenciais de oferta de carne de frango.

Nesse caso, mediante aumentos de preços relativos em São Paulo, é possível que as companhias integradoras, com o objetivo de conquistarem parcelas de mercado, decidam por rivalizarem entre si, dificultando aumentos de preços. Por outro lado, a concentração da produção no Paraná pode conferir maior poder de negociação às integradoras, naquele estado, em detrimento dos supermercados, o que inibiria, também, as reduções de preços em nível atacadista. 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.

Em linhas gerais, a relação positiva entre a distância entre os mercados e as meias-vidas indica a existência de custos de transação que dificultam ou, até mesmo,

impedem a transmissão de preços. Nesse caso, ratifica-se a importância de se considerarem esses custos, o que é feito a partir dos modelos TAR.

As estimativas dos parâmetros de *threshold* são apresentadas na quarta coluna da Tabela 2. 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.

Tabela 2 – 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 demais praças, para o período de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007

Praças	Modelos AR		Threshold $\hat{\gamma}$	Modelos TAR (Regime interno) ⁽¹⁾			Modelos TAR (Regime externo) ⁽¹⁾			Teste de Hansen (F_{12}) ⁽²⁾
	$\hat{\lambda}$	Meia-vida (dias)		$\hat{\lambda}$ interno	Obs.	Meia-vida (dias)	$\hat{\lambda}$ externo	Obs.	Meia-vida (dias)	
Belém	-0,01576*** (0,004033)	43,6	0,0083	0,47553 ^{NS} (0,365107)	141	-----	-0,01581*** (0,004034)	2197	43,5	2,34 ^{NS} [0,3070]
Belo Horizonte	-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	-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	-0,01344*** (0,003516)	51,2	0,0538	-0,00956 ^{NS} (0,017673)	890	-----	-0,01394*** (0,003598)	1448	49,4	4,74* [0,0940]
Goiânia	-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	-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	-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	-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	-0,03587*** (0,006715)	19	0,0786	-0,01472 ^{NS} (0,009499)	1746	-----	-0,04361*** (0,008549)	592	15,5	5,56* [0,0610]
Recife	-0,02394*** (0,005235)	28,6	0,0066	0,47440 ^{NS} (0,367618)	175	-----	-0,02393*** (0,005237)	2163	28,6	8,29** [0,0230]

Fonte: Resultados da pesquisa.

¹ 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* (γ);

² Teste da hipótese nula de que o modelo adequado é um AR (linear) contra a hipótese alternativa de um TAR com dois regimes, a partir da estatística Sup-Wald F_{12} ; valores entre parênteses referem-se aos erros-padrões dos parâmetros estimados;

Valores entre colchetes referem-se aos p-valores da estatística F_{12} , 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%; ^{NS} não-significativo.

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 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 2 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. Como se pode observar, a hipótese nula de linearidade não pode ser rejeitada, para a praça de Belém, nem mesmo a 10%, o que define que, para essa praça, o modelo linear, ou seja, sem *threshold*, é o mais adequado. Entretanto, nota-se uma correspondência acentuada entre as estimativas referentes ao regime externo do modelo TAR, 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 com *threshold* se apresenta mais adequada para os dados utilizados, quando comparada aos modelos sem *threshold*.

6. Conclusões

Neste estudo, pretendeu-se apresentar as principais limitações da técnica de co-integração como teste direto para integração de mercados. Embora essa técnica seja amplamente utilizada nos estudos recentes de integração de mercados, a constatação de que preços são co-integrados não apresenta condições necessárias nem tampouco suficientes para que se possa afirmar que os mercados são ou não integrados. Conclusões respaldadas exclusivamente em resultados de testes de co-integração são, em alguma medida, limitadas e devem ser consideradas com cautela.

Embora não estejam livres de críticas e limitações, modelos auto-regressivos com *threshold* (modelos TAR) apresentam-se como alternativas, ou, pelo menos, como complemento aos tradicionais modelos de co-integração, uma vez que levam em conta a possibilidade de descontinuidades no processo de transmissão de preços entre os mercados, geralmente atribuídas a custos de transação. Propõe-se, assim, que a co-integração não seja utilizada como teste direto de integração, mas como procedimento que antecede outros testes econométricos.

Resultados da aplicação dos modelos TAR, para uma análise da transmissão de preços entre mercados regionais de carne de frango no Brasil, sugerem a presença de custos de transação expressivos na comercialização da carne de frango. Esses custos parecem decorrer, principalmente, do componente frete, por serem positivamente associados à distância entre os mercados. Mercados mais distantes de São Paulo estariam mais protegidos

contra mudanças de preços, o que é coerente com o fato dos maiores preços da carne de frango serem praticados nos estados das regiões Norte e Nordeste do Brasil.

Para trabalhos futuros, sugere-se o uso de modelos mais completos de co-integração com *threshold*, como os modelos vetoriais de correção de erro com múltiplos regimes, que permitem a investigação de assimetrias, ou seja, identificar se choques positivos nas relações de equilíbrio são eliminados de maneira diferente dos choques negativos.

Referências Bibliográficas

ABEF. Associação Brasileira de Produtores e Exportadores de Frango. *Relatório Anual 2008*. São Paulo, 2009. Disponível em: <<http://www.abef.com.br>>. Acesso em 14 ago. 2009.

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.

ANUALPEC 2008. *Anuário da pecuária brasileira*. São Paulo: Instituto FNP, mai. 2008.

ARAÚJO, M. J. *Fundamentos de Agronegócios*. 2 ed. São Paulo: Atlas, 2005. 160 p.

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.

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.

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.

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.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, v. 64, p. 813-836, 1996.

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.).

FERREIRA, A. A. *Características dos sistemas de produção, eficiência e economias de escala na produção de frango de corte no estado de Minas Gerais*. 1998. Dissertação (Mestrado em Economia Rural). Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa - MG, 1998.

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.

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, 2005.

HANSEN, B.E. Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*, v. 13, n. 5, p. 551–576, 1999.

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 auto-regressive 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.

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.

MATTOS, L. B. *Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil*. 162 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa-MG, 2008.

NEVES, M. F. *Um modelo para planejamento de canais de distribuição no setor de alimentos*. 1999. 297 p. Tese (Doutorado em Administração) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. São Paulo, 1999.

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

NOGUEIRA, A. C. L.; ZYLBERSZTAJN, D. *Coexistência de arranjos institucionais na avicultura de corte no estado de São Paulo*. São Paulo: Departamento de Administração da Faculdade de Economia, administração e Contabilidade – FEA-USP, 2003. (Série de *working papers*, n. 03/022).

PEDROZO, E. A.; BEGNIS, H. S. M.; ESTIVALETE, V. F. Análise do ambiente competitivo como determinante das escolhas estratégicas no agronegócio: um estudo de caso em uma unidade de produção avícola. *ConTexto*, Porto Alegre, v. 5, n. 8, p. 1-25, 2005.

PEREIRA, L. R. R. *Integração espacial no mercado brasileiro de boi gordo*. 166 p. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa-MG, 2005.

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, 2005.

RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n. 1, p. 102-109, Feb. 1986.

RICHETTI, A.; SANTOS, A. C. O sistema integrado de produção de frango de corte em Minas Gerais: uma análise sob a ótica da ECT. *Organizações Rurais e Agroindustriais*, v. 2, n. 2, p. 34-43, jul/dez. 2000.

RODRIGUES, M. H. C. *Avicultores e agroindústria: a situação da AVIZON em Visconde do Rio Branco, MG*. 1997. Dissertação (Mestrado em Extensão Rural). Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa - MG, 1997.

ROSADO, P. L. *Integração especial entre os mercados brasileiros de suínos*. 117 p. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa - MG, 2006.

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, 1999.

SOUZA, J.P.; PEREIRA, L.B.; SANTANA, E.A. Estratégias competitivas da indústria de carnes no período de 1990 a 1998. In: PRADO, I. N. (org.). *Comercialização e estratégias competitivas na cadeia de carnes no Brasil*. Maringá: Eduem, 2000. cap. 3, p. 57-106, 139p.

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, outubro/dezembro 1995.