



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

# Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo

Leonardo Bornacki de Mattos<sup>1</sup>

João Eustáquio de Lima<sup>2</sup>

Viviani Silva Lirio<sup>3</sup>

**Resumo:** As análises de integração dos mercados de *commodities* agrícolas, que são baseadas apenas em informações sobre preços, são limitadas, por desconsiderarem os efeitos dos custos de transação no processo de ajustamento dos preços. O objetivo principal deste estudo foi estimar os prováveis efeitos dos custos de transação sobre a integração do mercado de boi gordo entre os estados de Minas Gerais e São Paulo. Foi estimado um Modelo de Correção de Erro Vetorial com *Threshold* (Modelo TVEC), sendo utilizados dados mensais dos preços dessa *commodity* referentes ao período de janeiro de 1972 a agosto de 2005. Os resultados obtidos indicam que os custos de transação entre os mercados estudados são significativos. Choques de preços, inferiores a cerca de 10% do preço médio, não são transmitidos entre os mercados.

**Palavras-chaves:** integração de mercado; custos de transação; boi gordo; modelo TVEC; co-integração com *threshold*.

**Classificação JEL:** Q13, C32.

---

<sup>1</sup> Professor Adjunto do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV). E-mail: lbmattos@ufv.br.

<sup>2</sup> Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV). E-mail: jelima@ufv.br.

<sup>3</sup> Professora Adjunta do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV). E-mail: vslirio@ufv.br.

**Abstract:** *The analysis of market integration of agricultural commodities based on price information are limited because the effects of transaction costs are not considered in the adjustment process. The main objective of this paper was to estimate the possible transaction costs impacts on market integration of beef cattle between the states of Minas Gerais and São Paulo. It was estimated a Threshold Vector Error Correction Model (TVEC model) using monthly price data for the period from January 1972 to August 2005. The results indicated the presence of threshold cointegration implying that transaction costs have important effect on the price adjustment process.*

**Key-words:** *market integration; transaction costs; beef cattle; TVEC model; threshold cointegration.*

**JEL Classification:** Q13, C32.

## 1. Introdução

O número de estudos de natureza empírica, que buscam verificar a extensão em que mercados de *commodities* agrícolas são integrados, tem crescido significativamente nos últimos anos. Tais estudos procuram identificar a extensão em que choques de preços são transmitidos entre mercados verticalmente e, ou, espacialmente relacionados. Geralmente, a integração de mercados é utilizada como um indicador da eficiência de mercado, dado que o mecanismo básico que garante a integração econômica é a possibilidade da arbitragem<sup>4</sup>.

Barrett (1996), um dos principais autores a manifestar preocupação quanto à adequação dos métodos até então disponíveis para análises de integração, hierarquizou os métodos existentes em três níveis. Os do nível I utilizam apenas dados de preços. Os métodos do nível II combinam dados de custos de transação<sup>5</sup> e de preços. Os métodos do nível III combinam dados de fluxos de mercadorias e de preços, o que elimina a necessidade de séries referentes aos custos de transação.

<sup>4</sup> Arbitragem: "Prática de comprar a um preço mais baixo em uma certa localidade para vender a um preço maior em outra." (PINDYCK e RUBINFELD, 2002, p.8).

<sup>5</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).

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. Tal indisponibilidade 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, regressões e testes de Causalidade de Granger, até aqueles que empregam técnicas mais recentes de séries temporais, como Modelos de Correção de Erro e, principalmente, análises de co-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 e passou a ser a principal e, muitas vezes, a única ferramenta empregada nas análises de integração de mercados, tendo sido usada, senão em todos, em vários dos estudos recentes referentes aos mercados agropecuários no Brasil.

Por meio da co-integração, González-Rivera e Helfand (2001) 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, com base na análise tradicional de co-integração, quando os mercados são integrados, choques isolados de preços são sempre transmitidos entre eles, independentemente da magnitude dos choques. Assume-se, portanto, que o processo de ajustamento de preços ocorre de maneira contínua, o que é inconsistente com a descontinuidade de comércio que pode ocorrer devido às condições da arbitragem espacial.

Custos de transação restringem 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, diferentemente da estrutura assumida pela análise padrão de co-integração, na presença de custos de transação, o processo de ajustamento de preços ocorre de maneira descontínua.

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 infra-estrutura 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.

Há de se ressaltar que, embora existam indícios de custos de transação expressivos, 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 dos 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>6</sup>.

Nesse contexto, este estudo procura contribuir com a literatura referente à integração espacial do mercado brasileiro de boi gordo, ao se incorporar na análise os possíveis efeitos de custos de transação sobre a integração entre dois dos principais estados produtores e consumidores desta *commodity*. Para tanto, será utilizada 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. Especificamente, pretende-se: a) verificar se os mercados de Minas Gerais e São Paulo são integrados; b) na presença de integração, estimar os efeitos dos custos de transação sobre o processo de ajustamento de preços a eventuais desvios nos preços relativos.

---

<sup>6</sup> Ver, por exemplo, limitações e sugestões para trabalhos futuros, mencionadas nos estudos de Nogueira (2005) e Pereira (2005).

## 2. Integração de mercado e os custos de transação

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.

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 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, os autores definem a *razão de transmissão de preços* da região A para a B ( $R_{AB}$ , associada a este 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.

Desse modo, 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  $R_{AB} \neq R_{BA}$ .

Para Fackler e Goodwin (2000) e vários outros autores, a arbitragem espacial é o elemento básico que conduz os mercados à integração.

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 (2):

$$P_j - P_i \leq r_{ij} \quad (2)$$

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 (2) define o que é conhecido 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 (2). 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, por meio de uma expressão algébrica, similar à expressão (3), decompor o que ele considera ser uma boa caracterização de todos os custos envolvidos no processo.

$$r_{ij} \equiv f_{ij} + v_{ij} + d_{ij} + w_{ij} \quad (3)$$

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 não-mensuráveis ( $w_{ij}$ ), como o custo de oportunidade do empresário, custo de busca por informações, prêmios de risco associados a falhas nos contratos, etc.

Nota-se que, se a parcela ( $w_{ij}$ ) for subtraída de (3), 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.

Fackler e Goodwin (2000) ressaltam que, em um mercado competitivo, as ações dos arbitradores tenderão a mover os preços até que suas diferenças se igualem aos custos de transação. Embora desvios de curto prazo possam existir, esses são de natureza transitória. Dessa maneira, 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, interagindo dentro da região de preços gerada pelos custos de transação, uma “região neutra”, na qual não há integração. Mesmo que uma região seja integrada com o resto do mercado, o fato de ser mais caro transferir bens e informações para ou desta 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.

### 3. Metodologia

#### 3. 1. *Modelo Vetorial de Correção de Erro com Threshold (TVEC)*

Os primeiros estudos que testaram a integração de mercados se basearam em simples coeficientes de correlação entre os preços para descrever a maneira com que os mercados são relacionados. Desde então, os procedimentos de testes apresentaram algumas sofisticções, o que permite que sejam considerados elementos importantes para as análises, como tendências comuns, não-estacionariedade e endogeneidade das séries temporais dos preços.

Em estudos que abordam a integração de mercados, a co-integração tem sido a técnica mais utilizada. A especificação de modelos de correção



de erro vetorial (VEC) tem ganhado popularidade devido a sua interpretação intuitiva. Para mercados espacialmente integrados, nos quais não é claro qual preço causa o outro, o uso de modelos VEC é bastante apropriado (MEYER, 2004).

Entretanto, ao se usar um modelo VEC para estimar o ajustamento de preços, há uma pressuposição implícita. Os ajustamentos de preços, que são induzidos por desvios do equilíbrio de longo prazo, são considerados uma função contínua e linear da magnitude de tal desvio. Então, mesmo desvios muito pequenos conduzirão a um processo de ajustamento em cada mercado. Por desconsiderar os efeitos decorrentes dos custos de transação sobre o ajustamento dos preços, essa pressuposição conduz a resultados viesados.

Alexander e Wyeth (1994) ressaltam o fato da co-integração não representar condições necessárias nem tampouco suficientes para a integração dos mercados. A co-integração não é necessária, visto que, 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.

Barrett (1996) propõe, então, 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.

Segundo Goodwin e Piggott (2001), dentre tais abordagens, tem-se destacado a incorporação do efeito *threshold* aos modelos VEC, dando origem ao que é conhecido, na literatura especializada, como modelos TVEC (modelos vetoriais de correção de erro com *threshold*).

O estudo de co-integração com *threshold* foi inicialmente desenvolvido por Balke e Fomby (1997), como meio de combinar não-linearidade e co-integração. Hansen e Seo (2002) lembram que os modelos TVEC foram desenvolvidos para incorporar, também, os efeitos dos custos de transação em modelos de transmissão de preços, o que tem dado origem a vários estudos de natureza aplicada<sup>7</sup>.

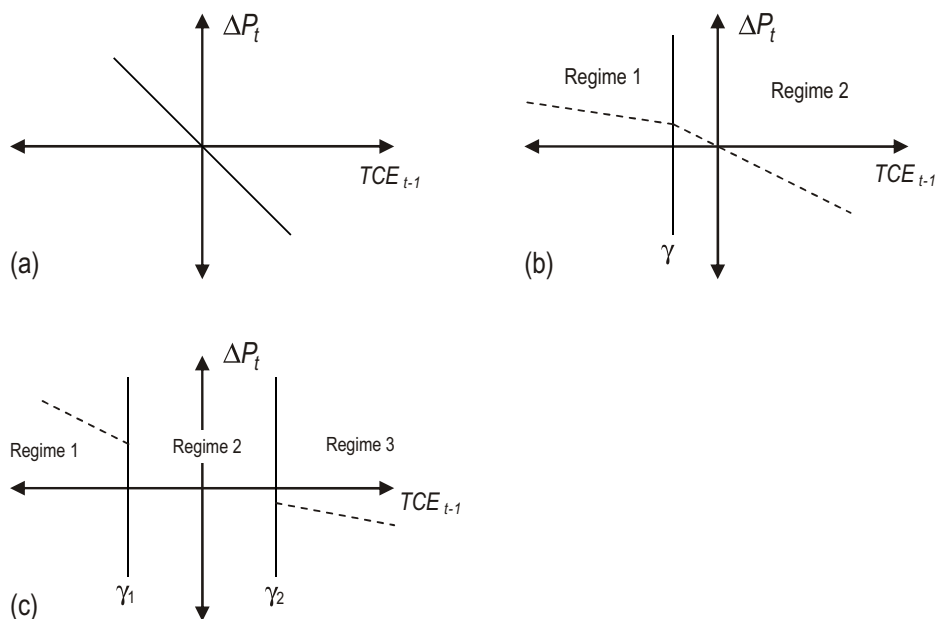
A incorporação dos efeitos dos custos de transação fornece, então, uma justificativa para o uso de modelos de ajustamento de preços com a

---

<sup>7</sup> Uma revisão dessa literatura foi apresentada por Lo e Zivot (2001).

inclusão da variável *threshold*. Nesse tipo de modelo, a extensão em que desvios do equilíbrio de longo prazo são responsáveis por ajustamento de preços depende da magnitude de tal desvio. O processo de ajustamento pode ser diferente, caso o desvio esteja acima ou abaixo de um valor específico, ou seja, de um *threshold*. Tal situação é ilustrada na Figura 1.

**Figura 1.** Impacto do termo de correção de erro (TCE) sobre o ajustamento de preço. (a) Modelo de correção de erro vetorial (VEC); (b) Modelo de correção de erro com um *threshold*; (c) Modelo de correção de erro com dois *thresholds*.



Fonte: Meyer (2004).

A Figura 1(a) ilustra o processo de ajustamento de preços  $\Delta p_t$  como função linear dos desvios do equilíbrio de longo prazo, equivalentes ao termo de correção de erro (TCE), e corresponde ao uso de um modelo VEC sem o efeito *threshold*.

A Figura 1(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 esta seja uma maneira explícita de considerar assimetrias no processo de

ajustamento de preços, tal especificação não admite a possibilidade de nenhum ajustamento ocorrer.

A Figura 1(c) ilustra um modelo de ajustamento com três regimes, um dos quais abaixo do termo de equilíbrio de longo prazo (regime 3) e o outro acima (regime 1). 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 região 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 região de “não-ajustamento”.

De acordo com Meyer (2004), a vantagem da facilidade de interpretação dos resultados de um modelo TVEC com dois *thresholds* é enfraquecida pelo fato de não haver nenhum teste econométrico adequado para o teste de significância estatística dos parâmetros  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$ . Hansen e Seo (2002), entretanto, propõem um procedimento a partir do qual é possível se testar a significância dos *thresholds*. Considerando a integração entre dois mercados, A e B, por exemplo, o modelo TVEC, com um único *threshold*, até então discutido, segue a seguinte especificação:

### Regime 1

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^A \\ \Delta p_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{A,A} & \beta_i^{A,B} \\ \beta_i^{B,A} & \beta_i^{B,B} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-i}^A \\ \Delta p_{t-i}^B \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1^A \\ \phi_1^B \end{bmatrix} [\text{TCE}_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^A \\ \varepsilon_t^B \end{bmatrix}$$

, se  $\text{TCE}_{t-1} \leq \gamma$

### Regime 2

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^A \\ \Delta p_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{A,A} & \beta_i^{A,B} \\ \beta_i^{B,A} & \beta_i^{B,B} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-i}^A \\ \Delta p_{t-i}^B \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_2^A \\ \phi_2^B \end{bmatrix} [\text{TCE}_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^A \\ \varepsilon_t^B \end{bmatrix}$$

, se  $\text{TCE}_{t-1} > \gamma$

(4)

em que a variável dependente  $\Delta p_t^j = p_t^j - p_{t-1}^j$  ( $j = A, B$ ) representa a variação do preço no mercado  $j$  entre períodos consecutivos;  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são termos de intercepto;  $\beta_i^{j,j}$  ( $i = 1, \dots, k; j = A, B$ ) são coeficientes das  $k$  defasagens das variáveis dependentes;  $\phi_1^j$  e  $\phi_2^j$  ( $j = A, B$ ) são coeficientes de ajustamento, que indicam a proporção do desvio do equilíbrio de longo

prazo que é eliminada a cada período;  $TCE_{t-1}$  é o termo de correção de erro defasado em um período;  $\varepsilon_t^j$  ( $j = A, B$ ) são erros aleatórios; e  $\gamma$  é o parâmetro de *threshold*.

O modelo TVEC com um único *threshold* ( $\gamma$ ), apresentado em (4), determina dois regimes distintos de ajustamento de preços. Tal ajustamento é explicado tanto por termos de curto prazo (coeficientes  $\beta_i^{j,j}$ ), quanto por termos de longo prazo (coeficientes  $\phi_1^j$  e  $\phi_2^j$ ) condicionados ao termo de correção de erro (TCE). Se o desvio do equilíbrio de longo prazo (termo  $TCE_{t-1}$ ) for superior ao parâmetro  $\gamma$ , o processo de transmissão de preços é definido pelo regime 2, que é diferente daquele observado caso o desvio seja igual ou inferior a  $\gamma$  (regime 1).

O procedimento proposto por Hansen e Seo (2002), apresentado por Meyer (2004), é uma variante do TVEC especificado em (4), e segue a seguinte especificação:

### Regime 1

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^A \\ \Delta p_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{A,A} & \beta_i^{A,B} \\ \beta_i^{B,A} & \beta_i^{B,B} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-i}^A \\ \Delta p_{t-i}^B \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1^A \\ \phi_1^B \end{bmatrix} [TCE_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^A \\ \varepsilon_t^B \end{bmatrix}$$

, se  $|TCE_{t-1}| \leq \gamma$

### Regime 2

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^A \\ \Delta p_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{A,A} & \beta_i^{A,B} \\ \beta_i^{B,A} & \beta_i^{B,B} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-i}^A \\ \Delta p_{t-i}^B \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_2^A \\ \phi_2^B \end{bmatrix} [TCE_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^A \\ \varepsilon_t^B \end{bmatrix}$$

, se  $|TCE_{t-1}| > \gamma$

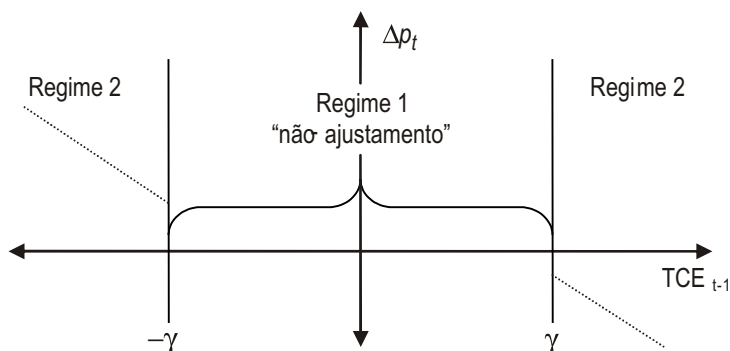
(5)

em que as variáveis e os coeficientes permanecem conforme definidos em (4).

A diferença entre (4) e (5) está na definição dos regimes. Na especificação (4), um processo de ajustamento de preços ocorre caso o desvio do equilíbrio de longo prazo seja igual ou inferior ao *threshold*, e outro diferente processo ocorre caso o desvio seja superior ao parâmetro  $\gamma$  (Figura 1(b)). Tal especificação exclui a possibilidade de uma região na qual nenhum processo de ajustamento ocorre, ou seja, uma região de “não-ajustamento”.

O modelo TVEC, proposto por Hansen e Seo (2002), permite que tal situação ocorra e, por isso, é economicamente mais intuitivo. Tal especificação considera dois regimes de ajustamento de preços. O regime 1, de “não-ajustamento”, é definido pelos desvios, em valor absoluto, inferiores a  $\gamma$ . O regime 2, por sua vez, é definido pelos desvios, em valor absoluto, que excedem  $\gamma$ . Tem-se, então, um TVEC baseado em um único *threshold* ( $\gamma$ ), o que permite que sua significância estatística seja testada, e que também considera uma região de “não-ajustamento”, na qual os preços não são co-integrados, o que é condizente com os efeitos dos custos de transação. A Figura 2 apresenta o processo de ajustamento de preços conforme o modelo proposto por Hansen e Seo (2002).

**Figura 2.** Impacto do termo de correção de erro (TCE) sobre o ajustamento de preços



Fonte: Meyer (2004).

Ressalta-se que o TVEC, tal como proposto por Hansen e Seo (2002), deve ser visto como uma versão restrita do modelo geral com dois *thresholds*, apresentado na Figura 1(c). A restrição está no fato de que, no modelo (5),  $\gamma_1 = \gamma_2 = |\gamma|$ , e no fato de que nenhuma transmissão de preços assimétrica é possível, já que a mesma reação dos preços é verificada independentemente de  $TCE_{t-1}$  ser maior ou menor que  $\gamma$ .

Para estimar o modelo TVEC apresentado em (5) adota-se, segundo Meyer (2004), um procedimento em três etapas:

- 1<sup>a</sup>) testar a não-estacionariedade das duas séries de preços, para o quê se utiliza, por exemplo, o teste de raiz unitária ADF;
- 2<sup>a</sup>) estimar o modelo VEC linear (Figura 1(a)), utilizando-se o critério de informação de Akaike para determinar o número de defasagens

do modelo. Para estimar o TVEC restrito, o *threshold*  $\gamma$  deve ser determinado. Para isso, uma variante do procedimento de Hansen e Seo (2002), que é baseada no logaritmo do determinante da matriz de variância e covariância dos erros, é usada como critério de seleção. No procedimento proposto por Meyer (2004), a solução do problema é baseada apenas no parâmetro  $\gamma$ , e não também nos parâmetros de co-integração. O valor de  $\gamma$  escolhido é aquele que minimiza a expressão (6).

$$\zeta(\hat{\gamma}) = \min \left( \log \left| \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t(\hat{\gamma}) \hat{\varepsilon}_t(\hat{\gamma})' \right| \right) \quad (6)$$

Nesse procedimento, está implícita a restrição de que ambos os regimes devem conter pelo menos uma fração ( $\pi_0$ ) pré-especificada do número total ( $n$ ) de observações<sup>8</sup>. Assim, a expressão (7) sempre deve ser satisfeita:

$$\pi_0 \leq P(|TCE_{t-1}| \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \quad (7)$$

- 3ª) após determinar o parâmetro de *threshold* ( $\gamma$ ), testa-se sua significância estatística em uma terceira etapa, ou seja, a hipótese nula de linearidade contra a hipótese alternativa de não-linearidade com *threshold*. Segundo Goodwin e Holt (1999), no caso de um único *threshold* estimado, o que ocorre neste estudo, esta etapa equivale ao tradicional teste de Chow para diferença entre parâmetros.

### 3.2. Modelo empírico

Para se estudar a integração espacial do mercado de boi gordo entre os estados de Minas Gerais e São Paulo foi especificado e estimado um modelo de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC), conforme apresentado a seguir:

#### Regime 1

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^{mg} \\ \Delta p_t^{sp} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{mg,mg} & \beta_i^{mg,sp} \\ \beta_i^{sp,mg} & \beta_i^{sp,sp} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-i}^{mg} \\ \Delta p_{t-i}^{sp} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1^{mg} \\ \phi_1^{sp} \end{bmatrix} [TCE_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{mg} \\ \varepsilon_t^{sp} \end{bmatrix}$$

, se  $|TCE_{t-1}| \leq \gamma$

<sup>8</sup> Hansen e Seo (2002) utilizaram  $\pi_0 = 0,05$ .

## Regime 2

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^{mg} \\ \Delta p_t^{sp} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_i^{mg,mg} & \beta_i^{mg,sp} \\ \beta_i^{sp,mg} & \beta_i^{sp,sp} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta p_{t-i}^{mg} \\ \Delta p_{t-i}^{sp} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_2^{mg} \\ \phi_2^{sp} \end{bmatrix} [TCE_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{mg} \\ \varepsilon_t^{sp} \end{bmatrix}$$

, se  $|TCE_{t-1}| > \gamma$

(8)

em que os sobrescritos *mg* e *sp* fazem referência aos estados de Minas Gerais e São Paulo, respectivamente,  $\Delta p_t^j$  ( $j = mg, sp$ ) representa a variação do preço do boi gordo entre períodos consecutivos;  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  e  $\alpha_4$  são termos de intercepto;  $\beta_i^{j,j}$  ( $i = 1, \dots, k; j = mg, sp$ ) são coeficientes das  $k$  defasagens das variáveis dependentes;  $\phi_1^j$  e  $\phi_2^j$  ( $j = mg, sp$ ) são coeficientes de ajustamento;  $TCE_{t-1}$  é o termo de correção de erro defasado em um período;  $\varepsilon_t^j$  ( $j = mg, sp$ ) é um termo de erro aleatório; e  $\gamma$  é o parâmetro de *threshold*.

O modelo TVEC especificado em (8) mostra a dinâmica de curto prazo dos preços de boi gordo nos estados de Minas Gerais e de São Paulo que são representados, respectivamente, por  $p_t^{mg}$  e  $p_t^{sp}$ .

O regime 1 demonstra como ocorre, no período  $t$ , o processo de ajustamento dos preços quando o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, no período  $t - 1$ , em valor absoluto, é igual ou inferior ao parâmetro  $\gamma$ . Portanto, o regime 1 representa uma região de “não-ajustamento” na qual, em função dos custos de transação, os preços não devem responder a desvios do equilíbrio de longo prazo. Nesse regime, as variações dos preços devem responder apenas às variações ocorridas em períodos passados (variáveis defasadas), ou seja, apenas às variações de curto prazo dos preços.

O regime 2, por sua vez, demonstra como ocorre, no período  $t$ , o processo de ajustamento dos preços quando o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, no período  $t - 1$ , em valor absoluto, é superior ao parâmetro  $\gamma$ . Portanto, no regime 2, além da influência das variáveis de curto prazo, os preços devem responder também a desvios do equilíbrio de longo prazo, já que tais desvios superam os custos de transação.

### 3.3. Fonte dos dados e operacionalização do modelo

Para se estudar a integração espacial do mercado de boi gordo entre os estados de Minas Gerais e São Paulo foram utilizadas as séries mensais de preços de boi gordo para corte, recebidos pelos produtores, medidos em

R\$/15 kg, referentes aos respectivos estados. Os valores nominais foram deflacionados pelo IGP-DI considerando-se o mês de agosto de 2005 como base. As séries utilizadas cobrem o período de janeiro de 1972 a agosto de 2005, completando um total de 403 observações, e têm como fonte a Fundação Getúlio Vargas (2005). Para operacionalização do modelo foi utilizado o *software* econométrico Eviews4.

#### 4. Resultados e discussão

O procedimento inicial para estimação do modelo TVEC, especificado em (8), consistiu em verificar se as séries de preços do boi gordo nos estados de Minas Gerais e São Paulo são ou não estacionárias. Por se tratar de séries de frequência mensal, procurou-se testar a presença de raízes unitárias sazonais nestas séries, utilizando-se o teste de raiz unitária sazonal e não-sazonal, que foi desenvolvido por Franses (1990)<sup>9</sup>. Os resultados do teste são apresentados na Tabela 1.

**Tabela 1.** Teste HEGY para raiz unitária sazonal e não-sazonal nas séries mensais do preço do boi gordo, Minas Gerais e São Paulo – janeiro de 1972 a agosto de 2005

Hipótese nula (H <sub>0</sub> )	Estatística do teste		Valor crítico (1%)
	P <sub>t</sub> <sup>ng</sup>	P <sub>t</sub> <sup>sp</sup>	
$\pi_1 = 0$	3,42 <sup>NR</sup>	3,71 <sup>NR</sup>	-3,91
$\pi_2 = 0$	4,69 <sup>***</sup>	4,29 <sup>***</sup>	-3,34
$\pi_3 = \pi_4 = 0$	24,75 <sup>***</sup>	29,85 <sup>***</sup>	8,38
$\pi_5 = \pi_6 = 0$	38,19 <sup>***</sup>	40,56 <sup>***</sup>	8,55
$\pi_7 = \pi_8 = 0$	29,50 <sup>***</sup>	33,30 <sup>***</sup>	8,39
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	38,46 <sup>***</sup>	50,76 <sup>***</sup>	8,50
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	25,33 <sup>***</sup>	33,48 <sup>***</sup>	8,75
$\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_{12} = 0$	33,94 <sup>***</sup>	244,77 <sup>***</sup>	5,15
$\pi_2, \pi_3, \dots, \pi_{12} = 0$	33,21 <sup>***</sup>	264,47 <sup>***</sup>	5,34

Notas: (1) equação do teste inclui intercepto, tendência e 11 *dummies* sazonais; (2) valores críticos obtidos em Franses e Hobijn (1997); (3) \*\*\* indica rejeição de H<sub>0</sub> a 1%; (4) NR indica não-rejeição de H<sub>0</sub> a 1% .  
Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>9</sup> Este procedimento também foi adotado, por exemplo, por Ben-Kaabia *et al.* (2005). Para detalhes do teste, consultar, por exemplo, Lütkepohl e Krätzig (2004).



Como pode ser verificado, a presença de raiz unitária sazonal foi rejeitada nas duas séries analisadas. Entretanto, a hipótese de presença de raiz unitária não-sazonal (ou regular ou, ainda, na frequência zero) não pode ser rejeitada, o que indica que as duas séries são não-estacionárias<sup>10</sup>.

Em seguida, procurou-se verificar se há relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços do boi gordo nos dois estados em questão, ou seja, se os mercados mineiro e paulista desta *commodity* são espacialmente integrados. Para tanto, foram utilizados os procedimentos e testes propostos por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 2.

**Tabela 2.** Teste do Traço e do Máximo Autovalor para co-integração entre os preços do boi gordo em Minas Gerais e São Paulo, janeiro de 1972 a agosto de 2005

Teste do Traço				Teste do Máximo Autovalor			
Hipóteses		Estatística do teste	Valor crítico (1%)	Hipóteses		Estatística do teste	Valor crítico (1%)
(H <sub>0</sub> )	(H <sub>1</sub> )			(H <sub>0</sub> )	(H <sub>1</sub> )		
r = 0	r > 0	67,30328***	20,04	r = 0	r = 1	62,53736***	18,63
r ≤ 1	r > 1	4,765925 <sup>NR</sup>	6,65	r = 1	r = 2	4,765925 <sup>NR</sup>	6,65

Notas: (1) H<sub>0</sub> e H<sub>1</sub> representam as hipóteses nula e alternativa, respectivamente; (2) \*\*\* indica rejeição de H<sub>0</sub> a 1%; (3) NR indica não-rejeição de H<sub>0</sub> a 1%; (4) foi utilizado número de defasagens que minimizou o Critério de Informação de Akaike (AIC).

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com o teste do Traço e o teste do Máximo Autovalor, a hipótese nula de que o posto da matriz de co-integração é nulo (r = 0) é rejeitada a 1% de significância. A hipótese de que há um vetor de co-integração não pode ser rejeitada a esse nível de significância. Portanto, os testes mostram a existência de um vetor de co-integração entre os preços do boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. Assim, pode-se dizer que as variáveis são co-integradas, havendo uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. A equação (9) apresenta essa relação<sup>11</sup>.

$$P_t^{mg} = -2,991 + 0,953P_t^{sp} \quad (9)$$

(0,01446)

<sup>10</sup> O teste de ADF foi realizado para as primeiras diferenças das séries, sendo confirmado que ambas são integradas de primeira ordem [I(1)].

<sup>11</sup> Valor entre parênteses refere-se ao erro padrão do parâmetro estimado.

A equação (9), que estabelece a relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços do boi gordo nos estados de Minas Gerais e São Paulo, indica que há uma relação positiva e estatisticamente significativa entre os dois preços ao longo do tempo.

Após estimação da relação de co-integração entre os dois preços, a etapa seguinte consistiu em determinar o parâmetro  $\gamma$  (*threshold*). Seguindo o procedimento adotado por Meyer (2004), definiu-se o valor de  $\gamma$  como aquele que minimizou a expressão (6)<sup>12</sup>. O valor obtido foi de 0,097. Com base nesse valor, o modelo TVEC especificado em (8) é dividido em dois regimes.

O regime 1 é definido pelas observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo, em valor absoluto, for inferior a 9,7%. Tomando-se como referência o valor de R\$ 97,32/15 kg, que representa o preço médio do boi gordo no estado de Minas Gerais, tem-se que desvios inferiores a R\$ 9,44 não induzirão nenhum processo de ajustamento. Essa região de “não-ajustamento” contém 363 observações do total de 403, o que representa 90% do total da amostra.

O regime 2, por sua vez, contém todas as observações cujo desvio do equilíbrio de longo prazo é superior a R\$ 9,44. Essa região contém 40 das 403 observações utilizadas para a estimação do TVEC, o que representa cerca de 10% da amostra total.

Como argumentado por Meyer (2004), a estimativa do parâmetro  $\gamma$  (*threshold*) pode ser vista como uma boa aproximação para os custos de transação existentes, o que está de acordo com as condições da arbitragem espacial<sup>13</sup>, uma vez que apenas choques de preços superiores a essa estimativa induzirão o ajustamento de preços, ou seja, a ação dos arbitradores.

Nesse caso, o valor de 0,097 significa que os custos de transação, tais como especificados na equação (3), equivalem a cerca de 9,7% do preço médio do boi gordo. Embora esse percentual já possa ser considerado elevado, mercados mais distantes de São Paulo, com condições de infra-estrutura de transporte e de comunicação inferiores às observadas em Minas Gerais, e para os quais se esperam maiores custos associados a

<sup>12</sup> Seguindo Hansen e Seo (2002), adotou-se  $\pi_0 = 0,05$ . Os valores referentes ao cálculo do parâmetro são apresentados na Tabela 1 do Apêndice.

<sup>13</sup> Ver equação (2).

transporte, seguros e à busca por informações, devem apresentar custos de transação ainda mais expressivos<sup>14</sup>.

Após determinação de  $\gamma$ , procedeu-se a estimação dos dois regimes de ajustamento dos preços. Os resultados são apresentados na Tabela 3:

**Tabela 3.** Estimativa de modelo TVEC, com dois regimes de ajustamento de preços do boi gordo, nos estados de Minas Gerais e São Paulo, no período janeiro de 1972 a agosto de 2005

Regime 1: $ TCE_{t-1}  \leq 0,097$			Regime 2: $ TCE_{t-1}  > 0,097$		
Parâmetro	Estimativa	Erro-padrão	Parâmetro	Estimativa	Erro-padrão
$\alpha_1$	-0,025 <sup>NS</sup>	0,426	$\alpha_3$	-6,583*	3,846
$\alpha_2$	-0,226 <sup>NS</sup>	0,524	$\alpha_4$	-7,082*	4,056
$\beta_1^{mg,mg}$	-0,371***	0,086	$\beta_1^{mg,mg}$	-0,299 <sup>NS</sup>	0,339
$\beta_1^{mg,sp}$	0,534***	0,080	$\beta_1^{mg,sp}$	0,388 <sup>NS</sup>	0,326
$\beta_1^{sp,mg}$	-0,032 <sup>NS</sup>	0,105	$\beta_1^{sp,mg}$	-0,128 <sup>NS</sup>	0,357
$\beta_1^{sp,sp}$	0,193**	0,098	$\beta_1^{sp,sp}$	0,098 <sup>NS</sup>	0,344
$\phi_1^{mg}$	-0,221*	0,122	$\phi_2^{mg}$	-0,671***	0,259
$\phi_1^{sp}$	0,130 <sup>NS</sup>	0,149	$\phi_2^{sp}$	-0,649***	0,273

Nota: (\*\*\*) significativo a 1%; (\*\*) significativo a 5%; (\*) significativo a 10%; (NS) não-significativo.

Os resultados apresentados na Tabela 3 respaldam a utilização do modelo TVEC para análise da integração espacial dos mercados mineiro e paulista de boi gordo. Como pode ser verificado, o regime 1, que representa a estimativa de um modelo VEC somente com as observações cujo desvio absoluto é inferior ao desvio do equilíbrio de longo prazo, contém apenas um dos coeficientes de ajustamento ( $\phi_1^{mg}$ ) estatisticamente significativo e, mesmo assim, somente ao nível de significância estatística de 10%.

No regime 1, as variações de curto prazo do preço em Minas Gerais são explicadas tanto pelas variações no período anterior do preço em Minas quanto do preço em São Paulo ( $\beta_1^{mg,mg}$  e  $\beta_1^{mg,sp} \neq 0$ ). Ao nível de 10%, o preço em Minas também responde a desvios do equilíbrio de longo prazo ( $\phi_1^{mg} \neq 0$ ). O coeficiente de ajustamento estimado (0,22) indica que seriam necessários, aproximadamente, cinco meses para que os choques de preços fossem absorvidos pelo sistema. As variações de curto prazo do preço em São

<sup>14</sup> Pereira (2005), ao analisar a integração dos mercados estaduais de boi gordo no Brasil, concluiu que o grau de integração, que, segundo González-Rivera e Helfand (2001) é função inversa dos custos de transação, está positivamente relacionado ao maior acesso à infra-estrutura de comunicação, aos melhores níveis de qualificação da mão-de-obra e à infra-estrutura de transporte.

Paulo, entretanto, são explicadas apenas pelas variações ocorridas no período anterior no seu próprio preço ( $\beta_1^{sp,sp} \neq 0$ ), não sendo influenciadas nem pelas variações passadas no preço em Minas nem pelos desvios do equilíbrio ( $\beta_1^{sp,mg}$  e  $\phi_1^{sp} \neq 0$ ), o que é condizente com uma região de “não-ajustamento”.

No regime 2, as variações de curto prazo do preço em Minas Gerais não são explicadas pelas variações no período anterior dos preços nem de Minas nem de São Paulo. Entretanto, a influência do desvio do equilíbrio sobre o ajustamento do preço é significativa ao nível de 1%, além de o coeficiente estimado ser significativamente superior ao verificado no regime 1. Especificamente, o coeficiente de 0,67 indica que seria necessário pouco mais de um mês para que o preço em Minas se ajustasse ao desequilíbrio. Essa diferença na velocidade de ajustamento seria, então, explicada pela presença dos custos de transação.

Tal resultado é ratificado quando se analisa o comportamento de curto prazo do preço do boi gordo em São Paulo. Ao contrário do que ocorre no regime 1, as variações de curto prazo do preço neste estado são influenciadas pelos desvios do equilíbrio de longo prazo, o que também deve ser explicado pela presença dos custos de transação. Nota-se, também, que no curto prazo os preços de São Paulo não são influenciados pelas variações passadas do preço em Minas, o que parece estar de acordo com a pressuposição de que este estado seja o principal formador de preços dessa *commodity*, comparativamente ao estado de Minas Gerais.

Após estimação do modelo TVEC, o que definiu dois diferentes regimes de ajustamento de preços, procedeu-se o teste de significância estatística do efeito *threshold*, testando-se a hipótese nula de um modelo VEC linear contra a hipótese alternativa de um TVEC com dois regimes. A realização do teste de Chow<sup>15</sup> resultou numa estatística “F” igual a 7,31. Os valores tabelados da distribuição “F” são 2,04 e 1,67, aos níveis de significância estatística de 1% e 5%, respectivamente. O resultado do teste indica, portanto, que a hipótese de linearidade pode ser rejeitada aos dois níveis de significância considerados, o que mostra que o efeito *threshold* é estatisticamente significativo e, então, que o modelo TVEC é realmente mais adequado do que o modelo VEC linear, freqüentemente utilizado nas análises de integração de mercados. Vale informar, entretanto, que a distribuição “F” padrão, conforme utilizada, não é a mais indicada para esta

<sup>15</sup> O procedimento adotado para realização do teste de Chow encontra-se descrito, por exemplo, em Gujarati (2000, p. 257).

análise, uma vez que não leva em consideração o fato de o parâmetro  $\gamma$  estar presente apenas sob a hipótese alternativa. Entretanto, mesmo que deva ser interpretada como uma limitação do presente estudo, a estatística “F” calculada parece grande o suficiente para se rejeitar a hipótese nula.

## 5. Conclusão

A partir das críticas que têm sido direcionadas às análises de integração de mercado que são baseadas apenas na relação entre os preços de *commodities*, e que desconsideram as influências dos custos de transação, o presente estudo procurou verificar os efeitos de tais custos sobre a integração do mercado de boi gordo entre os estados de Minas Gerais e São Paulo.

Para alcançar o objetivo proposto, foi especificado e estimado um modelo de correção de erro vetorial com *threshold* (TVEC). A vantagem de se utilizar tal metodologia se encontra no fato de ser possível considerar os efeitos dos custos de transação sem a necessidade da mensuração direta dos mesmos.

Os resultados obtidos dão suporte à conclusão que são significativos os custos de transação entre os mercados estudados. Sendo assim, o ajustamento de preços a eventuais mudanças nos preços relativos se dá de maneira diferenciada, dependendo da magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo. Dessa forma, os resultados obtidos em análises que não levam tais custos em consideração podem não refletir o correto processo de transmissão de preços entre os mercados e, portanto, levar a decisões equivocadas.

Medidas que visem a redução dos custos de transação, como a melhoria da infra-estrutura de transporte e de comunicação, redução de taxas e despesas financeiras, bem como de barreiras técnicas, podem contribuir para o aumento da integração dos mercados, o que possivelmente os tornariam mais competitivos.

Para trabalhos posteriores, sugere-se a extensão do presente estudo aos mercados dessa *commodity* em outros estados brasileiros, principalmente aqueles mais distantes dos estados de Minas Gerais e São Paulo, para os quais os custos de transação e, conseqüentemente, seus efeitos sobre a integração devem ser ainda maiores que os verificados na presente análise. Sugere-se, também, que algum método de simulação, como o proposto por Hansen e Seo (2002), seja utilizado para a aproximação da distribuição assintótica da estatística de teste da hipótese de linearidade no processo de ajustamento de preços.

## 6. Referências Bibliográficas

ALEXANDER, C.; WYETH, J. Cointegration and market integration: na application to the indonesian rice market. **The Journal of Development Studies**, v. 30, n. 2, p. 303-328, January 1994.

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, 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, august 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.; 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.

COELHO, A. B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos**. 2002. 136 p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo. São Paulo, 2002.

ENGLE, R. F; GRANGER, C. W. Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-76, 1987.

FAKLER, 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, february 1990.

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. cap. 12, p. 267-286, 640 p.

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

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

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Preços Recebidos pelos Produtores - Boi Gordo para Corte**. 2005. Disponível em: < <http://fgvdados.fgv.br/>>. Acesso em 12 dez. 2005.

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. 2001.

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.; PIGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.

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.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

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.; 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.; 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. (Ed). **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323p.

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.

NOGUEIRA, F. T. P. **Integração espacial e efetividade do “hedge” no mercado brasileiro de café arábica**. 2001. 147 p. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa-MG, 2001.

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

PAULA, V. A. F.; MARTINELLI, D. P. Os custos de transação na análise de contratos: um estudo de caso. In: Seminários em Administração FEA - USP, 7, 2004, São Paulo. **Painéis Gestão de Agronegócios**. 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) – Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa-MG, 2005.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 5 ed. São Paulo: Prentice Hall, 2002. 711 p.

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

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





## APÊNDICE 1

Tabela 1. Determinação do parâmetro  $\gamma$ 

<i>threshold</i>	determinante da var-cov dos resíduos	Log. do determinante da var-cov dos resíduos	nº observações	
			regime 1	regime 2
0.0100	4.5021E+03	3.6534	78	325
0.0150	4.3671E+03	3.6402	107	296
0.0200	4.3565E+03	3.6391	136	267
0.0250	4.1891E+03	3.6221	169	234
0.0300	4.2806E+03	3.6315	198	205
0.0325	3.7534E+03	3.5744	214	189
0.0350	3.5139E+03	3.5458	220	183
0.0375	3.2056E+03	3.5059	230	173
0.0400	2.6604E+03	3.4250	249	154
0.0425	2.2523E+03	3.3526	261	142
0.0450	2.2218E+03	3.3467	270	133
0.0475	2.1039E+03	3.3230	280	123
0.0500	2.0445E+03	3.3106	289	114
0.0515	1.9258E+03	3.2846	295	108
0.0525	1.8614E+03	3.2698	299	104
0.0550	1.8798E+03	3.2741	304	99
0.0575	1.8197E+03	3.2600	312	91
0.0600	1.8207E+03	3.2602	313	90
0.0615	1.7899E+03	3.2528	316	87
0.0625	1.7965E+03	3.2544	319	84
0.0640	1.7047E+03	3.2317	321	82
0.0650	1.7047E+03	3.2317	321	82
0.0660	1.8720E+03	3.2723	323	80
0.0670	1.8201E+03	3.2601	326	77
0.0675	1.9426E+03	3.2884	328	75
0.0700	2.0079E+03	3.3027	333	70
0.0725	1.8852E+03	3.2754	337	66
0.0750	1.8559E+03	3.2686	339	64
0.0775	1.8564E+03	3.2687	340	63
0.0800	1.7994E+03	3.2551	345	58
0.0825	1.7768E+03	3.2496	347	56
0.0850	1.7490E+03	3.2428	350	53

**Tabela 1.** Continuação.

<i>threshold</i>	determinante da var-cov dos resíduos	Log. do determinante da var-cov dos resíduos	nº observações	
			regime 1	regime 2
875	1.7869E+03	3.2521	352	51
0.0900	1.7586E+03	3.2452	355	48
0.0915	1.7586E+03	3.2452	355	48
0.0920	1.8062E+03	3.2568	357	46
0.0925	1.7270E+03	3.2373	360	43
0.0930	1.7270E+03	3.2373	360	43
0.0935	1.6094E+03	3.2067	361	42
0.0940	1.5990E+03	3.2039	362	41
0.0945	1.5990E+03	3.2039	362	41
0.0950	1.5990E+03	3.2039	362	41
0.0955	1.5990E+03	3.2039	362	41
0.0960	1.5990E+03	3.2039	362	41
0.0970***	1.5679E+03	3.1953	363	40
0.0975	2.0421E+03	3.3101	364	39
0.1000	2.0192E+03	3.3052	365	38
0.1015	2.0563E+03	3.3131	366	37
0.1025	2.0563E+03	3.3131	366	37
0.1040	2.3878E+03	3.3780	368	35
0.1050	2.2711E+03	3.3562	370	33
0.1100	2.2711E+03	3.3562	370	33
0.1130	2.2471E+03	3.3516	372	31
0.1150	2.2609E+03	3.3543	374	29
0.1200	2.2255E+03	3.3474	376	27
0.1250	2.1931E+03	3.3411	379	24
0.1300	2.1874E+03	3.3399	382	21

Fonte: Resultados da pesquisa.